



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CHILE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES
INSTITUTO DE SOCIOLOGÍA

POBREZA LABORAL EN CHILE, 1990-2017. ANÁLISIS DE EDAD, PERIODO Y COHORTE

Por

DANIEL ANDRÉS FREDES GARCÍA

Proyecto de Magíster presentado al Instituto de Sociología de la
Pontificia Universidad Católica de Chile, para optar al grado de
Magíster en Diseño y Análisis de Encuestas Sociales

Profesor Guía:

LUIS EDGARDO MALDONADO NAVARRO

Comisión de Tesis:

**MATÍAS BARGSTED VALDÉS
CAROLINA CASAS-CORDERO VALENCIA**

AGOSTO, 2021

Santiago, Chile

Daniel Fredes García, dnfredes@uc.cl

*“Indiscutiblemente soy pueblo ardiendo,
entraña de roto y de huaso, y la masa humana me duele, me arde, me ruge
en la médula envejecida como montura de inquilino del Mataquito,
por eso comprendo al proletariado no como pingajo de oportunidades bárbaras,
sino como hijo y padre de esa gran fuerza concreta de todos los pueblos,
que empuja la historia con sudor heroico y terrible
sacando del arcano universal la felicidad del hombre, sacando del andrajo espigas y
panales.”*

Pablo de Rokha

Agradecimientos

Agradezco especialmente a mis padres, María Isabel y René por su siempre incondicional y amoroso apoyo. A la Pau por su constante motivación y apañe en tiempos turbulentos. Y al profesor guía por su excelente disposición y valiosas observaciones.

Índice general

RESUMEN	VII
ABSTRACT	VIII
Introducción	1
1. Objetivos	7
1.1. Objetivos general	7
1.2. Objetivos específicos	7
2. Revisión de literatura	8
2.1. ¿Qué es la pobreza laboral?	8
2.1.1. Conceptos de pobreza	11
2.1.2. Empleo	15
2.2. ¿Qué se sabe sobre pobreza laboral?	19
2.2.1. Evidencia internacional	19
2.2.2. Evidencia nacional	31
2.3. Sobre el enfoque EPC	39
2.3.1. Descomposición de las fuentes del cambio social	39
2.3.2. Los efectos edad, periodo y cohorte en el contexto de la pobreza laboral	41
3. Hipótesis	49
4. Métodos	50
4.1. Datos	50
4.2. Variables	52

4.2.1.	Variable dependiente: pobreza laboral	52
4.2.2.	Variables independientes: edad, periodo y cohorte	61
4.2.3.	Covariables	63
4.3.	Estrategia de análisis	69
4.3.1.	Estrategia de control del sesgo de selección	69
4.3.2.	Estimación de los efectos EPC	72
4.3.3.	Análisis de muestras complejas	75
5.	Resultados	77
5.1.	Análisis descriptivo	77
5.2.	Descomposición de la evolución de la pobreza laboral: efectos edad, pe- riodo y cohorte	82
6.	Discusión y conclusiones	99
	Referencias bibliográficas	105
	Anexos	115

Índice de figuras

2.1. Enfoques de la pobreza.	15
2.2. Factores asociados a la pobreza laboral.	21
2.3. Factores relacionados con la pobreza laboral.	22
2.4. Factores relacionados con la pobreza laboral.	23
2.5. Mecanismos causales no observados, EPC.	41
4.1. Sesgo de selección en pobreza laboral.	69
4.2. Determinantes de la probabilidad de estar trabajando, 1990-2017.	70
5.1. Proporción de pobreza laboral según periodo.	78
5.2. Proporción de pobreza laboral según edad (1990-2017).	80
5.3. Proporción de pobreza laboral según cohorte (1990-2017).	81
5.4. Probabilidades predichas de pobreza laboral según edad.	87
5.5. Probabilidades predichas de pobreza laboral según periodo.	91
5.6. Probabilidades predichas de pobreza laboral según cohorte.	95

Índice de cuadros

2.1. Conceptos de empleo	18
2.2. Concepto de empleo en serie de Encuestas Casen	19
4.1. Cantidad de observaciones por año de encuesta	51
4.2. Líneas de pobreza absoluta, relativa y relativa anclada, por persona equivalente, según año	56
4.3. Porcentaje de personas ocupadas, según año	60
4.4. Mediciones de pobreza laboral	61
4.5. Estadísticos descriptivos	65
5.1. Modelos nulos para pobreza laboral	84
5.2. Ajuste de modelos logit jerárquicos EPC para pobreza laboral absoluta . .	86
5.3. Ajuste de modelos logit jerárquicos EPC para pobreza laboral relativa . .	88
5.4. Ajuste de modelos logit jerárquicos EPC para pobreza laboral relativa anclada	89

RESUMEN

El empleo suele ser considerado como una puerta de salida de la pobreza. Esta concepción de la participación laboral como factor reductor de la pobreza ha sido muy influyente en la discusión académica y de políticas públicas, tanto a nivel internacional como nacional. Sin embargo, los estudios sobre pobreza laboral han evidenciado que individuos con trabajos remunerados también pueden experimentar severas carencias en sus condiciones de vida.

Los estudios sobre pobreza laboral en Chile son recientes y poco numerosos, estando principalmente orientados hacia la construcción de estimaciones de la cantidad de trabajadores pobres, como también, a la descripción de sus características asociadas (Bennett, 2017; Durán y Kremerman, 2015; Maldonado, Prieto, y Feres, 2018; Sehnbruch, 2006). Sin embargo, no se sabe mucho sobre la evolución de la pobreza laboral durante las últimas tres décadas, y sus factores asociados. Considerando esta brecha de conocimiento, en el presente estudio indagué cómo ha cambiado la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile entre 1990 y 2017, analizando datos transversales repetidos provenientes de la serie de Encuestas Casen, con un enfoque Edad-Periodo-Cohorte (EPC).

Los principales hallazgos de este estudio muestran que existe un efecto periodo negativo y pronunciado, cuando se adopta una estrategia de medición absoluta y relativa anclada de la pobreza laboral. Sin embargo, desde una aproximación relativa, constaté un efecto periodo positivo. Además, observé un efecto edad negativo y efectos cohorte significativos. Las cohortes más jóvenes no son las que presentan un menor riesgo de pobreza laboral, sino que, por el contrario, exhiben una mayor probabilidad de experimentarla que sus antecesoras inmediatas. La juventud es el momento del ciclo vital donde las personas están más expuestas a este fenómeno. Junto con ello, demuestro que la estimación de los efectos EPC sobre pobreza laboral es sensible a la estrategia de medición adoptada.

Palabras Claves: Pobreza laboral, edad, periodo, cohorte, Chile.

ABSTRACT

Employment is often seen as a gateway to poverty. This conception of labor participation as a poverty-reducing factor has been very influential in scholar and public policy discussion, both internationally and nationally. However, studies on in-work poverty have shown that individuals with paid work may also experience serious deficiencies in their living conditions.

Studies on in-work poverty in Chile are recent and scarce, and are mainly aimed at estimating the number of working poor, as well as describing their associated characteristics (Bennett, 2017; Durán y Kremerman, 2015; Maldonado et al., 2018; Sehnbruch, 2006). But not much is known about the evolution of in-work poverty over the past three decades, and its associated factors. Considering this knowledge gap, in this study I investigated how the probability of being a working poor in Chile has changed between 1990 and 2017. Analyzing repeated cross-sectional data from the Casen surveys series, with an Age-Period-Cohort approach (APC).

The main findings of this study show that there is a pronounced negative effect when an absolute and anchored (quasi-relative) measurement strategy of in-work poverty is adopted. However, from a relative approximation, I found a positive period effect. Also, note a negative age effect and significant cohort effects. The youngest cohorts are not those with a lower risk of in-work poverty, but, on the contrary, they are more likely to experience it than their immediate predecessors. Youth is the time in the life cycle where people are most exposed to this phenomenon. Along with this, I show that the estimation of the APC effects on in-work poverty is sensitive to the measurement strategy adopted.

Keywords: In-work poverty, age, period, cohort, Chile.

Introducción

Chile ha sido descrito como un caso exitoso de reducción de la pobreza desde la última década del siglo pasado hasta la actualidad, tanto en términos absolutos como comparados con otros países latinoamericanos. Entre 1990 y 2015, en un contexto de elevado crecimiento económico, la población en situación de pobreza absoluta pasó desde 68.0% a 11.7% (PNUD, 2017, p. 75-76). Esta tendencia se mantuvo, también, en la última medición realizada por el Ministerio de Desarrollo Social, el año 2017, donde se estimó una pobreza del 8.6% (Ministerio de Desarrollo Social, 2018). Contrastando con estos logros económicos y sociales, Chile también ha sido descrito como un caso de alta y persistente desigualdad. Se ha calculado que el índice Gini de desigualdad de ingresos pasó desde 52.1 en 1990 a 47.6 en 2015 (PNUD, 2017). Luego, en 2017, el Ministerio de Desarrollo Social (2018) estimó un índice Gini de 48.8. Además, a nivel internacional, Chile ha sido destacado como el país miembro de la OCDE con mayor desigualdad de ingresos (OECD, 2015).

Esta tesis se enfocará en una de las, aún poco estudiadas, opacidades del desarrollo económico y social chileno, la pobreza laboral. El acceso al empleo ha sido frecuentemente considerado como una puerta de salida de la pobreza. Esta concepción de la participación laboral como factor reductor de la pobreza ha estado muy presente en la discusión de políticas públicas, tanto a nivel internacional (Cheung y Chou, 2016; Filandri y Struffolino, 2019; Fraser, 2011; Gerlitz, 2018) como nacional (Bennett, 2017). Por ejemplo, en el programa de gobierno de Sebastian Piñera se sostiene que “el empleo es la política social y familiar más efectiva que puede tener un país” (Piñera, 2017, p. 16). Sin embargo, la emergencia del concepto pobreza laboral, apunta justamente a destacar que no es raro encontrar individuos que, a pesar de tener un trabajo, no reúnen los ingresos necesarios para salir de la pobreza. En efecto, existe evidencia en España, Reino Unido y Estados Unidos que demuestra que el aumento de las tasas de empleo no reduce necesariamente la

pobreza laboral (Fraser, Gutiérrez, y Peña-Casas, 2011).

Thiede, Lichter, y Sanders (2015) han subrayado el núcleo normativo que encierra esta temática de investigación. Las personas que trabajan son socialmente consideradas como cumpliendo normas sociales básicas, de modo que la expectativa moral generalizada suele ser que el trabajo permita, a las personas que trabajan, acceder a un nivel de vida socialmente aceptable. En contraposición, los individuos que no poseen empleos, pueden ser percibidos como moralmente responsables de sus circunstancias desfavorables (Thiede et al., 2015). Por esto, la existencia de pobreza laboral, más aún su constatación y visibilización, tienen una connotación crítica toda vez que pone de manifiesto una inconsistencia normativa en lo social y son un llamado a reevaluar la idea de que el acceso al empleo es siempre una puerta de salida de la pobreza.

La discusión académica sobre la pobreza laboral en Europa ha estado muy ligada a un esfuerzo por poner en evidencia los efectos sociales de la desindustrialización y terciarización de los mercados laborales, en contraste a los denominados «tiempos de oro» del capitalismo y Estado de bienestar (Larsson y Halleröd, 2011). Sin embargo, en los países en desarrollo es un fenómeno anterior a las transformaciones neoliberales. Por ejemplo, Lohmann y Marx (2018) han planteado que la pobreza laboral en estas sociedades es, en realidad, un fenómeno más antiguo, aunque también menos estudiado. De esta manera, en los países en desarrollo la pobreza laboral no es tan fácilmente reductible a ser uno de los impactos sociales del ocaso de los Estados de bienestar y la producción fordista (Sehnbruch, 2006).

Recientemente, algunas investigaciones han indagado en torno a la amplia gama de consecuencias que la pobreza laboral tiene a nivel individual y social. Atas (2019) en un estudio realizado en Lituania, observó que los individuos que experimentan pobreza laboral, además de enfrentar problemas económicos, sufren también el deterioro de su bienestar físico y mental. Leana, Mittal, y Stiehl (2012) exploraron recientemente cómo la pobreza laboral podría tener consecuencias negativas al interior de las empresas, a través de erosionar el apego al trabajo, el logro profesional y desempeño laboral de los individuos. Por último, Cheung y Chou (2016) han destacado que la pobreza laboral debilita las aspiraciones individuales de movilidad social ascendente mediante el empleo. Lo que, a nivel social, conduciría hacia el fortalecimiento de percepciones de injusticia que deterioran la cohesión e integración social. Estos hallazgos resaltan la amplia relevancia social que tiene profundizar el conocimiento en esta temática.

Particularmente en Chile, los estudios sobre pobreza laboral son recientes y poco numerosos, estando principalmente orientados a estimar la cantidad de trabajadores pobres, como también, al análisis de las variables asociadas y su descripción a nivel de individuos, hogares y contextos institucionales (Bennett, 2017; Durán y Kremerman, 2015; Maldonado et al., 2018; Sehnbruch, 2006).

Comparativamente, Chile exhibe una alta pobreza laboral. Maldonado et al. (2018) estimaron que la probabilidad de ser un trabajador pobre ha descendido sistemáticamente durante el periodo 1990-2013. No obstante, a pesar de este descenso, al año 2013 la tasa de pobreza laboral seguía siendo superior al promedio OCDE y al promedio europeo -según lo reportado por la Oficina Europea de Estadística, Eurostat.

Aunque las tasas de pobreza laboral informadas en Chile varían de estudio en estudio, es posible sostener que la pobreza laboral es un fenómeno social que afecta a un sector considerable de la población. De acuerdo con la primera investigación que abordó el tema, el porcentaje de personas pobres que trabajan pasó de 23.1 en 1990 a 20.9 en 2003 (Sehnbruch, 2006, p. 130).

Más recientemente, Durán y Kremerman (2015) basándose en el umbral de pobreza absoluta utilizado en las estadísticas estatales, estimaron que para el 2013 la pobreza en el trabajo afectaba a un 8.1 % de los trabajadores, considerando todos los ingresos monetarios del hogar. Sin embargo, este porcentaje subía a 17.6 al considerar únicamente los ingresos autónomos de los hogares, esto es, marginar del cálculo a los ingresos provenientes de transferencias públicas. También para el año 2013, Bennett (2017) estimó la extensión de la pobreza laboral, asumiendo diversas estrategias de medición. De esta manera, observó que la pobreza en el trabajo se mueve desde 6.48 % a 13.54 % cuando se pasa desde una medida absoluta a una medida relativa de la pobreza. Y que, al interior de una medición absoluta de la pobreza, el porcentaje de pobreza laboral es 6.48 % cuando se consideran todos los ingresos monetarios del hogar, 8.92 % con los ingresos provenientes del mercado (ingresos monetarios menos transferencias sociales) y 11.79 %, basándose únicamente en los ingresos labores. Mientras que, al interior de una medición relativa de la pobreza, la pobreza laboral pasa desde a 13.54 % a 16.29 % y 19.97 %, cuando en el cálculo se consideran todos los ingresos del hogar, los ingresos provenientes del mercado y los ingresos laborales, respectivamente.

Según la revisión de literatura realizada, los estudios sobre pobreza laboral se han desarrollado principalmente en Europa (e.g., Atas, 2019; Filandri y Struffolino, 2019; Fraser

et al., 2011; Horemans, Marx, y Nolan, 2016; Lohmann, 2008; McBride, Smith, y Mbala, 2018; Richards y Sang, 2019) y Estados Unidos (e.g., Kenworthy y Marx, 2018; Thiede et al., 2015; Van Winkle y Struffolino, 2018), sólo secundariamente en otras regiones (e.g., Brady, Osselin, y Blankenship, 2018; Cheung y Chou, 2016; Lilenstein, Woolard, y Leibbrandt, 2018; Yeh y Lue, 2018) y América Latina (e.g., Maurizio, 2018). En ese sentido, no sólo en Chile son escasos los estudios sobre el tema, sino que también en Latinoamérica y más en general, en los países de ingreso mediano y bajo.

A nivel internacional y nacional predominan los estudios con datos cuantitativos de corte transversal. Aunque siguen siendo una tendencia incipiente, existen investigaciones de tipo cuantitativo longitudinal con datos panel (e.g., Gerlitz, 2018; Hick y Lanau, 2018, 2019; Horemans et al., 2016; Tejero, 2017, 2018; Van Winkle y Struffolino, 2018) y otras basadas en datos cualitativos (e.g., Atas, 2019; McBride et al., 2018; Richards y Sang, 2019). Los estudios longitudinales revisados están centrados en describir las transiciones de entrada y salida de la pobreza laboral, a nivel individual, e identificar los factores asociados. Mientras que las investigaciones cualitativas, están dirigidas a explorar las subjetividades asociadas a la pobreza en el trabajo. Ninguna de ellas ha sido realizada en Chile ni América Latina.

Un tercer tipo de estudios, aún poco común en Chile y latinoamérica, son los estudios sobre pobreza laboral con series de datos transversales repetidos (e.g., Hellier y Ekaterina, 2015; Maurizio, 2018). Este tipo de estudios permite describir la evolución de la pobreza laboral y sus factores asociados a nivel agregado. En Chile, sólo Maldonado et al. (2018) han publicado una investigación de esta naturaleza. Este grupo de investigadores describió la evolución del riesgo de pobreza laboral entre 1990 y 2013, aunque sin ahondar mayormente en un análisis dinámico de los factores asociados a los cambios descritos. A partir de este estudio surgen interrogantes aún abiertas, tales como: ¿El descenso de la pobreza laboral registrado en las últimas décadas se distribuye homogéneamente entre las generaciones? ¿Cómo ha variado la pobreza laboral a lo largo del ciclo de vida? ¿Cómo ha seguido evolucionando la pobreza laboral con posterioridad al año 2013?

El grueso número de estudios revisados tienen un alcance descriptivo y correlacional, donde el foco ha estado puesto principalmente en estimar la extensión del fenómeno e identificar variables asociadas. Lohmann y Marx (2018) sintetizan el estado actual del conocimiento respecto de las variables asociadas a la pobreza laboral, señalando que es posible distinguir factores que operan a nivel individual, hogar e institucional -mercado

laboral y políticas sociales, principalmente. Estos factores actúan mediante su influencia sobre la configuración de necesidades y recursos de los hogares. Sin embargo, dado el carácter transversal de la mayoría de las investigaciones realizadas, se conoce poco respecto de cómo varían en el tiempo dichos factores y de qué manera estos cambios influyen sobre la pobreza laboral (Gutiérrez, Ibañez, y Tejero, 2011), sobretodo fuera de Europa y Estados Unidos.

Considerando las brechas de conocimiento descritas, me pareció relevante realizar un estudio enfocado en describir la evolución de la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile durante las últimas décadas. Aprovechando que la serie de Encuestas de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen) tiene una política de acceso abierto a sus bases de datos y considerando que los estudios basados en datos transversales repetidos permiten describir cambios sociales a nivel agregado (Firebaugh, 2008), decidí trabajar con las Encuestas Casen 1990, 1992, 1994, 1998, 2000, 2003, 2006, 2009, 2011, 2013, 2015 y 2017. De esta manera, las preguntas de investigación fueron: ¿Cómo ha cambiado la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile durante el periodo 1990-2017? Y, ¿qué factores se encuentran asociados al cambio en la probabilidad de pobreza laboral?

Para responder este tipo de interrogantes se ha desarrollado la denominada perspectiva Edad-Periodo-Cohorte (Fienberg y Mason, 1979; Yang, 2008; Yang y Land, 2008, 2013, 2006). La idea central de este enfoque es que el cambio social puede ser atribuido a tres procesos causales analíticamente distinguibles (Fosse y Winship, 2019). Por un lado, se encuentran los cambios que ocurren a lo largo del ciclo de vida de los individuos, denominados efectos edad. Por otro lado, los cambios generados por eventos ocurridos en momentos específicos, denominados efectos periodo. Y finalmente, los cambios debidos al remplazo generacional, que ocurre naturalmente, entre individuos de cohortes más antiguas por individuos de cohortes más jóvenes, cuyas características difieren, o efectos cohorte. De esta manera, el propósito fundamental de los análisis EPC es comprender los procesos de cambio social, mediante la identificación de la influencia ejercida por cada uno de estos procesos causales.

En esta tesis me he propuesto describir la evolución de la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile, a través de un análisis EPC, implementado mediante la estimación de modelos lineales generalizados jerárquicos, de tipo logístico, sobre la serie de Encuestas Casen 1990-2017. Primero, se descompusieron las fuentes de cambio en efectos periodo, cohorte y edad. Y posteriormente, se analizó cómo se combinan dichas fuentes de cambio

social en la evolución de la pobreza laboral en Chile.

Los hallazgos principales fueron que existe un efecto periodo negativo y pronunciado, junto a un efecto edad también negativo, que sigue un patrón cuadrático y un efecto cohorte significativo. Se observó que las cohortes más jóvenes no son las que presentan un menor riesgo de pobreza laboral, sino que, por el contrario, son quienes exhiben la mayor probabilidad de experimentar pobreza laboral. Además, se identificó que la juventud es el momento del ciclo vital donde las personas están más expuestas a este fenómeno. Junto con ello, demuestro que la estimación de los efectos EPC sobre pobreza laboral es sensible a la estrategia de medición adoptada.

Esta investigación y sus resultados son relevantes considerando que, entre los escasos estudios existentes sobre la temática en Chile, sólo Maldonado, Prieto y Feres (2018) han abordado consistentemente la pobreza laboral desde una perspectiva temporal. Estos autores también basaron, su descripción de los cambios en la pobreza laboral, en datos de la serie de Encuestas Casen 1990-2013, pero no analizaron los factores asociados a su evolución. En ese sentido, la descomposición en efectos edad, periodo y cohorte de la evolución de la probabilidad de ser trabajador pobre en Chile 1990-2017, representa una contribución al conocimiento de la pobreza laboral.

El presente documento se estructura de la siguiente manera. Luego de la introducción, en el primer capítulo, presento brevemente los objetivos generales y específicos de la tesis.

En el segundo capítulo, expongo la revisión de literatura. En su primera sección, abordo la discusión existente en torno a cómo delimitar conceptualmente a la pobreza laboral. Nudos centrales de este debate son cómo definir «pobreza» y «trabajo», consecuentemente desarrollo por separado cada discusión y su intersección, la «pobreza en el trabajo». Luego, en la segunda sección, realizo un balance de la evidencia disponible en relación a los factores asociados a la pobreza laboral, tanto a nivel internacional como en Chile. Y, en la tercera sección, abordo el enfoque EPC y conceptualizo los efectos edad, periodo y cohorte sobre la pobreza laboral. Este ejercicio persiguió levantar el estado del arte en la temática de estudio y también, más en específico, sustentar la elaboración de hipótesis de investigación respecto a los efectos edad, periodo y cohorte.

En el tercer capítulo, presento las hipótesis de investigación. Éstas pueden ser resumidas, gruesamente, como que la edad, el periodo y la cohorte están asociados negativamente a la probabilidad de ser un trabajador pobre.

El cuarto capítulo está dedicado a exponer los aspectos metodológicos del estudio. En

su primera sección describo los datos utilizados. En la segunda sección, defino y caracterizo a las variables analizadas. Luego, presento la estrategia de análisis implementada.

En el quinto capítulo expongo los resultados del estudio. En la primera sección, presento los productos de una primera aproximación descriptiva y luego, en la segunda sección, los hallazgos del análisis EPC de la pobreza laboral en Chile, 1990-2017.

Por último, desarrollo la discusión de los resultados de la tesis en relación a la evidencia previa disponible y expongo las conclusiones del estudio.

Como anexos del documento he adjuntado descripciones detalladas de algunos procedimientos de análisis realizados. También, adjunto un vínculo de acceso público a todos los materiales complementarios asociados a la tesis, esto es, bases de datos y scripts de R.

Capítulo 1

Objetivos

1.1. Objetivos general

- Describir la evolución de la probabilidad de pobreza laboral en Chile, durante el periodo 1990-2017, desde un enfoque EPC.

1.2. Objetivos específicos

- Estimar la probabilidad de pobreza laboral en Chile, durante el periodo 1990-2017.
- Identificar el efecto edad¹ sobre la probabilidad de pobreza laboral en Chile, durante el periodo 1990-2017, desde un enfoque EPC.
- Identificar el efecto periodo sobre la probabilidad de pobreza laboral en Chile, durante el periodo 1990-2017, desde un enfoque EPC.
- Identificar el efecto cohorte sobre la probabilidad de pobreza laboral en Chile, durante el periodo 1990-2017, desde un enfoque EPC.

¹En esta tesis utilizo las expresiones efectos edad, periodo y cohorte en el sentido propio de la literatura del enfoque EPC, es decir, sin demandar causalidad en sentido estricto.

Capítulo 2

Revisión de literatura

En este capítulo presento una revisión sistemática de la literatura existente sobre pobreza laboral con los propósitos de delimitar los conceptos centrales de la investigación, describir el estado del conocimiento en la materia y desarrollar argumentos teóricos, basados en la evidencia disponible, sobre los efectos edad, periodo y cohorte en pobreza laboral.

El presente capítulo se organiza de la siguiente manera. En la primera sección abordo la discusión sobre cómo entender el concepto «pobreza laboral». Siendo esta una discusión intersectada por los debates sobre la delimitación teórica-conceptual de la pobreza y el empleo, se dedica una subsección para ahondar en cada una de las aristas mencionadas. Luego, en la segunda sección se da cuenta del estado del arte en esta temática a nivel internacional y nacional, desarrollando cada nivel como una subsección separada. Y finalmente, en la tercera sección expongo las bases conceptuales del enfoque EPC, ocupando una primera subsección para definir los aspectos más generales de esta aproximación teórica al estudio de los procesos de cambio social y una segunda subsección, para conceptualizar los efectos edad, periodo y cohorte en el contexto específico del estudio de la pobreza laboral.

2.1. ¿Qué es la pobreza laboral?

Desde una aproximación general, la pobreza laboral puede ser definida como el conjunto de individuos que trabajan y, al mismo tiempo, experimentan pobreza. Sin embargo, como han advertido Lohmann y Marx (2018, p. 7), esta definición es demasiado amplia,

pues deja dos interrogantes sin responder: ¿A quiénes y bajo qué criterios se puede considerar como trabajadores? Y, ¿qué es la pobreza?

«Pobreza laboral» es un concepto híbrido que combina definiciones y dimensiones propias de los conceptos de pobreza y empleo (Fraser et al., 2011). Esto introduce complejidad conceptual, ya que implica reunir en una sola categoría a distintas unidades de análisis, marcos temporales y fenómenos sociales. Al respecto, Halleröd, Ekbrand, y Bengtsson (2015), enfocándose en el contexto europeo, han destacado que frecuentemente la pobreza es entendida como una característica compartida por las personas que conforman un hogar que tiene un ingreso anual inferior a una línea de la pobreza definida. Mientras que, la cuestión de distinguir si un individuo está trabajando o no, es normalmente resuelta en referencia a un marco temporal más acotado y a nivel individual.

En un esfuerzo por sintetizar la dispersión teórica presente en los estudios europeos sobre pobreza laboral, las autoras Filandri y Struffolino (2019) plantean que es posible distinguir dos definiciones de pobreza laboral que si bien son analíticamente distantes, son empíricamente colindantes. Una primera definición que entiende a la pobreza laboral como el conjunto de trabajadores con bajos salarios o más ampliamente, con bajos ingresos totales, incluyendo otras fuentes de ingresos a nivel individual. Y otra definición menos restringida, donde la pobreza laboral corresponde al conjunto de individuos que trabajan y forman parte de hogares con un ingreso total por debajo de una línea de la pobreza dada. En consecuencia, en esta segunda forma de entender pobreza laboral, no solo tienen importancia analítica las características de los individuos, sino que también las de los hogares. Además, pude identificar una tercera aproximación presente en investigaciones realizadas en Europa, principalmente Reino Unido, donde la pobreza laboral es definida como el conjunto de hogares donde al menos una persona adulta trabaja y a la vez, el ingreso del hogar se encuentra por debajo de un umbral de pobreza predefinido (Hick y Lanau, 2018, 2019), donde, en consecuencia, las características individuales pierden valor analítico.

Para agregar aún mayor diversidad conceptual al panorama actual, como ha destacado Lohmann (2018), organismos internacionales de importancia cardinal en la producción de datos e investigación sobre la materia, tales como la Organización Internacional del Trabajo (ILO), la Oficina Europea de Estadísticas (Eurostat) y la Oficina de Estadísticas Laborales de Estados Unidos (BLS), no concuerdan respecto a cómo definir ni tampoco de qué manera medir el fenómeno en cuestión. Para Eurostat un individuo en pobreza laboral

es quien tiene más de 18 años, ha trabajado al menos 7 meses durante el último año y vive en un hogar con un ingreso per cápita disponible del hogar ¹ menor que el 60 % de la mediana de ingreso nacional, lo que constituye una concepción relativa de la pobreza. Para ILO, por su parte, es toda persona que tenga 15 años o más, que haya trabajado al menos una hora durante la semana anterior a la encuesta y que viva en un hogar con un gasto ² per cápita menor que 2 dólares estadounidenses, lo que constituye una concepción absoluta de la pobreza. Y BLS entiende por una persona en pobreza laboral a todo individuo con 16 años o más, que ha estado trabajando o buscando trabajo durante al menos 27 semanas durante el último año, y que vive en un hogar con un ingreso total per cápita ³ menor que el umbral de pobreza oficial, construido bajo un enfoque relativo anclado de la pobreza.

En Chile, la dispersión conceptual también es notoria. Si bien existe consenso sobre qué es estar trabajando, no lo hay sobre cómo entender ni medir la pobreza. Bennett (2017); Durán y Kremerman (2015); Maldonado et al. (2018) coinciden en definir como un individuo con empleo a toda persona que tenga 15 años o más y que haya trabajado remuneradamente una hora o más durante la semana anterior a la encuesta. No obstante, Durán y Kremerman (2015) asumió como propias las definiciones y estrategias de medición de las estadísticas oficiales, que corresponden a un concepto absoluto de pobreza ⁴ y a una aproximación multidimensional o no monetaria de la pobreza. Maldonado et al. (2018), por su parte, optaron por emplear dos definiciones de la pobreza laboral, una basada en una concepción absoluta de la pobreza y la otra, en una relativa. Y Bennett (2017), trabajó con catorce maneras distintas de entender y medir a la pobreza laboral, cada una de ellas definidas por la combinación de: a) definiciones absolutas o relativas de pobreza; b) definición de los ingresos del hogar como ingresos monetarios, ingresos autónomos ⁵ o ingresos laborales; y c) nivel de análisis hogar o individual. Sehnbruch (2006) no explicitó claramente su conceptualización ni estrategia de medición.

¹El ingreso mensual per cápita disponible del hogar es ajustado por el tamaño de los hogares usando la escala de equivalencia modificada OCDE. Se consideran los ingresos percibidos durante los últimos 12 meses Lohmann (2018).

²ILO se centra en el consumo de los hogares como estrategia para poder considerar fuentes de ingreso no monetarias Lohmann (2018).

³BLS considera los ingresos anuales del hogar antes de los impuestos, excluyendo ganancias provenientes de capitales y beneficios sociales no monetarios.

⁴Para sus cálculos, Durán y Kremerman (2015) consideraron alternativamente a los ingresos totales del hogar y a los ingresos autónomos, con el propósito de aislar el aporte específico de los salarios al ingreso total del hogar.

⁵Los ingresos autónomos corresponden a los ingresos monetarios del hogar menos las transferencias sociales.

Halleröd et al. (2015) han apuntado a esta falta de consenso teórico-conceptual como uno de los obstáculos que ha debido enfrentar el desarrollo de la investigación en esta temática, ya que bajo una misma palabra se esconden muy variadas formas de entender y medir el fenómeno estudiado que no siempre resultan conmensurables. Sin embargo, ¿cuánto afecta empíricamente adoptar una u otra forma de entender a la pobreza laboral?

Lohmann (2018) analizó cómo al acuñar distintas definiciones conceptuales varía la estimación de la tasa de pobreza laboral en Europa. Específicamente comparó los conceptos y métodos empleados por ILO, Eurostat y BLS. El autor concluyó que, en países de medianos y altos ingresos, el uso de conceptos de pobreza relativa conduce a identificar potencialmente a una mayor cantidad de personas como trabajadores pobres. Y, a su vez, que el uso de criterios más laxos para identificar a las personas que trabajan, también lleva a estimar potencialmente a una mayor cantidad de personas como trabajadores pobres, ya que los individuos con una inserción laboral más fragmentaria son justamente los que están mayormente expuestos a la pobreza. Estas conclusiones son muy relevantes para el caso chileno, país que además de ser considerado como de ingreso medio, exhibe bajos niveles de pobreza junto a altos niveles de desigualdad.

En Estados Unidos, Thiede et al. (2015) compararon las estimaciones obtenidas mediante 126 formas de definir y medir pobreza laboral ⁶, constatando un rango de variación del porcentaje de pobreza en el trabajo que va desde 2.5 % a 18.5 %. Además, concluyeron que la capacidad de identificar factores asociados a la ocurrencia de pobreza laboral no es sensible a la estrategia de medición adoptada, lo que es muy relevante a tener en cuenta en esta tesis dado su foco en factores.

Para profundizar en la discusión conceptual, a continuación se exponen los principales conceptos de pobreza y empleo, explicitando hacia el final de la sección cómo he delimitado, en el marco de esta tesis, el concepto «pobreza laboral».

2.1.1. Conceptos de pobreza

Según Salama y Destremau (2002), en el debate contemporáneo sobre pobreza pueden distinguirse tres grandes líneas de conceptualización: los enfoques monetario, no mone-

⁶Las 126 medidas de pobreza laboral fueron definidas combinando distintos criterios sobre: a) qué es una población económicamente activa; b) cuánto es el mínimo de tiempo de trabajo necesario para que un individuo sea considerado como trabajador; c) cuál umbral de pobreza emplear y qué ingresos considerar; y d) definir una unidad de análisis para medir los ingresos y la pobreza (individuo, hogar o núcleo familiar) (Thiede et al., 2015)

tario y subjetivo. Estos tres enfoques han respondido, también, de manera diversa a las tres interrogantes de la medición de la pobreza: 1) definir qué se va a medir; 2) establecer cómo se van a identificar a los individuos pobres; y 3) definir cómo agregar la información a nivel de indicadores globales (Foster, Seth, Lokshin, y Sajaia, 2013).

Enfoque monetario de la pobreza

El enfoque monetario de la pobreza es el más utilizado a nivel mundial. En este contexto, se entiende a la pobreza como una situación donde ciertos hogares son incapaces de captar la cantidad de ingresos necesarios para alcanzar un nivel de consumo y/o bienestar considerado como aceptable (Salama y Destremau, 2002). En torno a cómo establecer qué nivel de consumo y/o bienestar debe fijarse como estándar de identificación de los hogares pobres existen tres aproximaciones: pobreza absoluta, pobreza relativa y una aproximación mixta denominada ‘pobreza relativa anclada’ (Foster et al., 2013, pp. 26-27).

Desde una concepción absoluta, se define a la pobreza en términos de un poder adquisitivo insuficiente para adquirir una canasta básica de bienes y servicios en un punto específico del tiempo (Garroway y De Laiglesia, 2012; Smeeding, 2017). Así, la medición de la pobreza se hace a través del ejercicio de comparar una línea de la pobreza contra los ingresos per cápita del hogar, donde pobres serán quienes posean ingresos menores al umbral definido. Esta concepción recibe el apelativo de “absoluta”, pues la única fuente de variación del umbral de pobreza a lo largo del tiempo es el cambio en los precios de los bienes y servicios que componen la canasta básica, ya que, al menos conceptualmente, se entiende que las necesidades vitales y la canasta que las satisface son invariantes.

Como ha destacado Smeeding (2017), en la literatura no existe consenso sobre qué bienes y servicios deben ser considerados como mínimos absolutos, ya que esta decisión es relativa a juicios normativos, contextos políticos y sociales, que influyen sobre lo que es considerado como un mínimo necesario para vivir. En la práctica existe un amplio rango de alternativas a la hora de definir un umbral absoluto de la pobreza (Salama y Destremau, 2002). Por ejemplo, Smeeding (2017) menciona que en un extremo inferior se encuentra la línea de pobreza fijada por el Banco Mundial (2 dólares estadounidenses diarios) y en el otro extremo, es posible nombrar al umbral de pobreza utilizado en las estadísticas oficiales de Estados Unidos (alrededor de 18,000 dólares anuales para un hogar de 3 personas). Mientras que en Chile (PNUD, CEPAL, y MDSF, 2019), la línea de pobreza actualmente empleada en las estadísticas oficiales ha sido definida en función de una canasta básica

de alimentos y una canasta básica no alimentaria construidas a partir de los patrones de consumo de los hogares pertenecientes al primer quintil de la distribución del gasto per cápita y otras consideraciones normativas. De esta manera, expresado en pesos chilenos de noviembre de cada año, la línea de pobreza por persona equivalente pasó desde \$41,604 mensuales en 1990 a \$158,145 mensuales en 2017, es decir, muy por encima del umbral del Banco Mundial y por debajo del utilizado en las estadísticas oficiales estadounidenses.

Si bien este modo de aproximación es ampliamente utilizado en países de bajos y medios ingresos, también ha sido criticado por su baja sensibilidad a formas no extremas de pobreza y poca alineación con objetivos de inclusión social más ambiciosos en materia de políticas públicas (Garroway y De Laiglesia, 2012). Mientras que una de sus principales fortalezas es que permite, de manera simple y transparente, describir la evolución de la pobreza a lo largo del tiempo. Pues, como ha destacado Salama y Destremau (2002), los cambios observados a través del tiempo en indicadores de pobreza absoluta pueden ser directamente atribuidos a cambios en la «pobreza real» y no, a cambios en el umbral de pobreza.

Desde una concepción de pobreza relativa, se define a la pobreza en términos de un poder adquisitivo inferior al nivel típico de ingresos o consumo existente en la sociedad (Garroway y De Laiglesia, 2012; Smeeding, 2017). Al igual que en una aproximación absoluta, la medición de la pobreza se realiza mediante la comparación de los ingresos per cápita del hogar frente a una línea de la pobreza, pero dicho umbral no representa necesidades vitales absolutas sino que estándares de vida socialmente considerados como normales. Esta concepción recibe el apelativo de “relativa”, ya que el umbral de pobreza depende del nivel de ingresos o consumo típico en una sociedad y por ende, varía de sociedad en sociedad y también, a lo largo del tiempo.

Si bien en la literatura no existe consenso sobre qué nivel de ingresos o consumo debe ser considerado como típico en una sociedad, existen dos aproximaciones relevantes a nivel mundial (Smeeding, 2017). Por un lado, se ha fijado el umbral de pobreza relativa en el 50% de la mediana del ingreso per cápita disponible del hogar. Y por otro, en el 60% de dicha mediana (Foster et al., 2013). Esta segunda aproximación es utilizada en las estadísticas oficiales de la Unión Europea y goza de mayor difusión a nivel internacional, principalmente en países de ingresos altos y medios (Foster et al., 2013; Garroway y De Laiglesia, 2012; Salama y Destremau, 2002).

La principal fortaleza de esta aproximación es su mayor capacidad para visibilizar for-

mas no extremas de pobreza y mayor coherencia con objetivos de inclusión social más amplios en políticas públicas (Garroway y De Laiglesia, 2012). Asimismo, como destaca Smeeding (2017) el concepto relativo de pobreza es preferentemente utilizado en estudios comparativos a nivel internacional, especialmente porque las paridades del poder adquisitivo para convertir una medida absoluta desde una moneda a otra moneda están sujetas a fluctuaciones y, muchas veces, a severos errores de medición.

Por último, se encuentran las aproximaciones mixtas o de la pobreza relativa anclada, que operan fijando un umbral de pobreza relativa en un punto del tiempo, a partir del cual solo se realizan ajustes por inflación (Foster et al., 2013, p. 29). De esta manera, se acrecienta la comparabilidad longitudinal del indicador -ventaja de la pobreza absoluta frente a la relativa- y se aprovechan también la mayor capacidad para visibilizar formas menos severas de pobreza y comparabilidad internacional de los umbrales relativos frente a los absolutos. Horemans et al. (2016) sostiene que en situaciones donde la mediana de ingreso ha descendido y consecuentemente, también los umbrales relativos de pobreza, resulta relevante utilizar complementariamente un umbral relativo anclado de pobreza como estrategia para visibilizar la evolución de los niveles de vida en la población.

Así, este tipo de aproximación es apropiada para responder preguntas en torno a la evolución de la pobreza en países de medianos y altos ingresos (Decancq, Goedemé, Van den Bosch, y Vanhille, 2013). Sin embargo, en esta aproximación resulta siempre difícil argumentar en qué momento se ancla la línea de pobreza relativa y durante cuanto tiempo se mantiene fija (Decancq et al., 2013; Foster et al., 2013). Además, hasta donde llega mi conocimiento, sólo Horemans et al. (2016) ha utilizado un enfoque de pobreza relativa anclada en este ámbito de investigación.

Enfoque no monetario de la pobreza

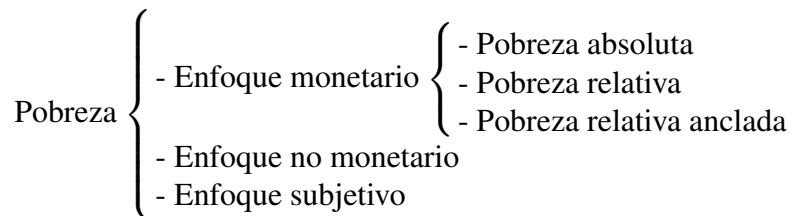
El enfoque no monetario de la pobreza parte de la premisa que las necesidades y/o el bienestar no son completamente reductibles en términos monetarios por lo que deben ser medidos directamente (Salama y Destremau, 2002). En términos de medición, esto se expresa en el surgimiento de numerosos indicadores multidimensionales de la pobreza. Mientras que en términos conceptuales se refleja en comprenderla como “una condición humana que refleja carencias en variadas dimensiones de la vida humana, tales como hambre, salud deteriorada, malnutrición, desempleo, viviendas inadecuada, bajo acceso a educación, vulnerabilidad, impotencia, exclusión social y otros” (Kakwani y Silber, 2008, p.

14).

Si bien este enfoque puede resultar interesante en términos sustantivos, en Chile no existe disponibilidad de datos suficientes para estimar la pobreza laboral en el periodo 1990-2017. Además, a nivel internacional este enfoque casi no ha sido utilizado en estudios sobre pobreza laboral (Lohmann, 2018).

Enfoque subjetivo de la pobreza

El enfoque subjetivo de la pobreza se aproxima al fenómeno en cuestión desde relevar la experiencia de los individuos considerados como pobres (Salama y Destremau, 2002). Este enfoque no tiene pertinencia con el objeto de estudio de la presente investigación.



Fuente: Elaboración propia.

Figura 2.1: Enfoques de la pobreza.

Así, en este estudio se empleará un enfoque monetario de la pobreza en sus variantes absoluta, mixta y relativa anclada. Esta decisión se fundamenta en su mayor pertinencia con las características de los datos secundarios a emplear -encuesta de ingreso a hogares-, como también considerando que los estudios sobre pobreza laboral a nivel internacional han empleado este enfoque, principalmente en sus variantes absoluta y relativa (Lohmann, 2018). Por otra parte, ocupar las tres variantes del enfoque monetario de la pobreza permite despejar dudas sobre la dependencia de los resultados con el tipo de conceptualización y medición adoptada, lo que es relevante considerando la alta dispersión conceptual existente en la materia.

2.1.2. Empleo

Como ya se dijo al inicio del capítulo, para definir «pobreza laboral» es necesario conceptualizar qué es la pobreza y el empleo. Si bien es cierto que desde una perspectiva

exclusivamente práctica basta con definir un criterio de demarcación empírica que permita distinguir entre las actividades humanas que pueden ser consideradas como empleo y las que no, aporta profundidad teórica y reflexiva acompañar esta tarea con una discusión sobre el trabajo y el empleo como categorías sociológicas.

Empleo y trabajo como categorías sociológicas

A comienzos del siglo XXI, la socióloga francesa Margaret Maruani remarcaba la necesidad de disputarle a la ciencia económica el monopolio del estudio del empleo. “La relación de empleo no es sólo un fenómeno de mercado sino que también es una construcción social” (Maruani, 2000).

Este reconocimiento básico supone tanto una crítica a la sociología del trabajo como a la ciencia económica. A la sociología del trabajo por no realizar la distinción entre trabajo y empleo. Y a la ciencia económica por prescindir de una reflexión sobre las lógicas sociales presentes en los mercados laborales. Para Maruani (2000), la categoría «trabajo» se refiere a las condiciones de ejercicio de la actividad laboral. Mientras que el «empleo», al hecho de tener un trabajo, comprendiendo por tanto, al conjunto de modalidades de acceso y salida de los mercados laborales. De esta manera, el empleo es un fenómeno anterior y condicionante del trabajo.

Si bien los planteamientos de Maruani (2000) no son novedosos, resultan pertinentes y valiosos en el contexto contemporáneo de debilitamiento y fragmentación del estudio sociológico de los mercados laborales y el trabajo (de la Garza, 2016; Edwards, 2014; Halford y Strangleman, 2009). Es justamente con la intención de recuperar un punto de vista sociológico para el estudio de la pobreza laboral, que me refiero brevemente a cómo el trabajo y el empleo han sido conceptualizados desde la sociología contemporánea.

Empleo y trabajo en la sociología contemporánea

Durante el periodo transcurrido entre el fin de la segunda guerra mundial y finales de la década de los setenta, se experimentó una creciente regulación jurídica y social del empleo y las condiciones de trabajo (Alonso, 2004). Como ha destacado Castel (1997), en este contexto el trabajo llegó a ser sinónimo de una actividad social generadora de riquezas y solidaridad social. Sin embargo, las crisis económicas ocurridas a lo largo del mundo desde la década de 1970, los cambios tecnológicos y la profundización de la globalización fueron desdibujando dicho panorama. Estas profundas transformaciones se han reflejado en la

sociología del trabajo contemporánea (Edwards, 2014; Halford y Strangleman, 2009). Es pertinente a esta tesis, dedicar algunas palabras a las discusiones sobre precariedad laboral y las formas atípicas de empleo.

Campbell y Price (2016) en una revisión sistemática de estudios sobre precariedad laboral y trabajadores precarios han sostenido que la categoría «empleo precario» se originó en la búsqueda de dar cuenta de los cambios asociados al declive de las formas estándar de empleo, caracterizando a las formas emergentes como inestables, inciertas, vulnerables o inseguras, y destacando que los riesgos del trabajo son forzosamente gestionados por el individuo que trabaja, lo que genera consecuencias individuales y sociales que exceden al ámbito propiamente laboral.

En América Latina y Chile esta discusión se ha visto reflejada con algunos matices propios. A nivel latinoamericano, se ha enfatizado en describir la conformación de un panorama laboral flexible, desprotegido e inseguro, institucionalmente respaldado, que se manifiesta en empleos de baja calidad y la emergencia de formas atípicas de empleo (Aravena, 2016). En Chile, autores como Márquez (2001), Escobar (1999) y Agacino (1995) han vinculado las dinámicas actuales del mercado de trabajo y en específico, la precarización del empleo, con la existencia de salarios insuficientes, ya sea por ser demasiado bajos o acotados temporalmente, para suplir las necesidades de los hogares. Al respecto, Aravena (2016) destaca que la institucionalidad laboral ha sido modificada, desde la década de los setenta a la fecha, en el sentido de ampliar las libertades para contratar, disminuir los costos de despido, flexibilizar las formas de pago del salario y las jornadas de trabajo, favoreciendo la proliferación de empleos precarios.

¿Qué es estar empleado?

Aunque pareciera simple y directo responder a la pregunta ¿qué es estar empleado?, su respuesta contiene, en realidad, un conjunto de decisiones que no suelen ser explicitadas. Estas son: 1) cuál es la población que potencialmente puede ser considerada como empleada; 2) cuál o cuáles estatus de actividad (ocupado, cesante e inactivo) comprende la definición de “individuo empleado”; 3) qué periodo de referencia utilizar; 4) cuál es la duración mínima de la relación laboral en la que debe participar un individuo para estar “empleado”; y 5) cuál es la cantidad mínima de horas de trabajo en el periodo de referencia (Lohmann, 2018). Al igual que ocurre con la noción de pobreza, en los estudios sobre pobreza laboral se han adoptado diversas maneras de entender y medir el empleo (Hick y

Lanau, 2018, 2019; Lohmann, 2018).

Enfocándose en el contexto europeo, Hick y Lanau (2018, 2019) han destacado que en los estudios europeos sobre pobreza laboral tiende a utilizarse una definición del empleo más restrictiva que la empleada comúnmente por los investigadores del Reino Unido. En Europa se considera como empleado a todo individuo que haya trabajado al menos siete meses del último año, mientras que en Reino Unido, a toda persona que haya trabajado al menos una hora durante la semana pasada.

A un nivel internacional más amplio, Lohmann (2018) sistematizó la conceptualización de empleo presentes en las aproximaciones a la pobreza laboral realizadas por ILO, Eurostat y BLS. En el Cuadro 2.1, se presentan detalladamente cada definición de empleo. Para BLS un empleado es cualquier persona con 16 años o más, que se ha encontrado trabajando o buscando trabajo durante al menos 27 semanas del último año. Para Eurostat, lo es un individuos con 18 años o más que ha estado trabajando por al menos 7 meses del último año. Y para ILO, una persona con 15 años o más que ha trabajado al menos 1 hora de la semana anterior.

Cuadro 2.1: Conceptos de empleo

	BLS	Eurostat	ILO
Trabajadores potenciales	16 años o más	18 años o más	15 años o más
Estatus de actividad	Ocupado o cesante	Ocupado	Ocupado
Periodo de referencia	Año	Año	Semana
Duración mínima	27 semanas	7 meses	No aplica
Tiempo de trabajo	Tiempo parcial (1-34 hrs.) o completo (35+ hrs.)	Tiempo parcial (1-34 hrs.) o completo (35+ hrs.)	1 hora a la semana o más

Fuente: Lohmann (2018).

Como se puede apreciar en el Cuadro 2.1, la definición de empleo de ILO, que además es equivalente a la utilizada mayormente en Reino Unido (Hick y Lanau, 2018, 2019), es menos restrictiva que las empleadas por BLS y Eurostat, permitiendo no excluir del análisis a las formas de empleo atípico y/o precario.

A diferencia de lo que ocurre a nivel internacional, en Chile se observa una comple-

ta coincidencia en esta dimensión de la conceptualización de la pobreza laboral (Bennett, 2017; Durán y Kremerman, 2015; Maldonado et al., 2018; Sehnbruch, 2006). Este acuerdo parece estar relacionado con que dichos estudios se basan en los mismos datos secundarios, la serie de encuestas Casen, por lo que las y los investigadores han adoptado las definiciones propias de las estadísticas laborales del Estado chileno.

Cuadro 2.2: Concepto de empleo en serie de Encuestas Casen

	1990 a 2003	2006 a 2015	2017
Trabajadores potenciales	12 años o más	12 años o más	15 años o más
Estatus de actividad	Ocupado	Ocupado	Ocupado
Periodo de referencia	Semana	Semana	Semana
Duración mínima	No aplica	No aplica	No aplica
Tiempo de trabajo	No aplica	1 hora a la semana o más	1 hora a la semana o más

Fuente: Elaboración propia.

Como se presenta en el Cuadro 2.2, en la serie de encuestas Casen se ha definido al empleo de la siguiente manera: 1) desde 1990 a 2015 la población potencial eran las personas con 12 años o más, posteriormente son las personas con 15 años o más; 2) solo se considera a las personas que se encuentran ocupadas -por lo tanto, se excluye a quienes están buscando trabajo (cesantes) o nunca han trabajado (inactivos)-; 3) el periodo de referencia es la semana anterior a la encuesta; 4) no hay duración mínima de la relación laboral; y 5) desde el 2006 al 2017, el mínimo de horas de trabajo es 1, aunque con anterioridad no había mínimo definido.

De esta manera, ya que se trabaja con datos secundarios, en esta investigación resulta ineludible identificar a las personas que trabajan de la siguiente manera: 1) considerar como población potencial a las personas con 15 años o más; 2) considerar sólo a las personas que se encuentran trabajando; 3) utilizar como periodo de referencia a la semana anterior a la encuesta; 4) no definir duración mínima de la relación laboral; y) no definir mínimo de horas de trabajo. Esta conceptualización coincide con la utilizada en otros estudios sobre pobreza laboral en Chile (Bennett, 2017; Durán y Kremerman, 2015; Maldonado et al., 2018; Sehnbruch, 2006) y se asemeja a la utilizado por ILO a nivel internacional. Además, esta aproximación tiene la ventaja de no dejar fuera de la categoría «pobreza laboral» a las formas de empleo atípico y/o precario.

2.2. ¿Qué se sabe sobre pobreza laboral?

La presente sección busca describir el estado del conocimiento en la materia e identificar sus brechas. Se organiza en dos subsecciones. En la primera, expongo la evidencia internacional sobre pobreza laboral disponible. Y, en la segunda subsección, la evidencia nacional acumulada.

2.2.1. Evidencia internacional

La exposición del estado del arte a nivel internacional se organiza en dos subsecciones. En primer lugar, doy cuenta de un balance general de los estudios sobre pobreza laboral, entregando descripciones globales del estado de conocimiento en la temática. Luego, en la segunda subsección, describo sintéticamente qué es lo que se sabe respecto a los factores asociados a este fenómeno e identifican brechas de conocimiento.

Panorama general

Los estudios sobre pobreza laboral son un área de investigación bastante desarrollada en Europa (e.g., Atas, 2019; Filandri y Struffolino, 2019; Fraser et al., 2011; Horemans et al., 2016; Lohmann, 2008; McBride et al., 2018; Richards y Sang, 2019) y Estados Unidos (e.g., Kenworthy y Marx, 2018; Thiede et al., 2015; Van Winkle y Struffolino, 2018). En cambio, en América Latina (e.g., Maurizio, 2018) y otras regiones (e.g., Brady et al., 2018; Cheung y Chou, 2016; Lilenstein et al., 2018; Yeh y Lue, 2018) la pobreza laboral es aún un campo de investigación reciente.

A nivel mundial han predominado los estudios cuantitativos y de corte transversal, aunque recientemente se han comenzado a realizar estudios con datos de tipo cuantitativo-longitudinal (e.g., Gerlitz, 2018; Hick y Lanau, 2018, 2019; Horemans et al., 2016; Tejero, 2017, 2018; Van Winkle y Struffolino, 2018). En cambio, las investigaciones basadas en datos cualitativos siguen constituyendo una excepción (e.g., Atas, 2019; McBride et al., 2018; Richards y Sang, 2019), aún sin exponentes en Chile ni América Latina. Este último grupo de estudios se ha abierto a explorar las dimensiones subjetivas del ser un trabajador pobre (e.g., Atas, 2019; McBride et al., 2018; Richards y Sang, 2019).

Los estudios cuantitativos de corte transversal y longitudinal revisados tienen un alcance descriptivo y correlacional (e.g., Filandri y Struffolino, 2019; Hick y Lanau, 2019; Kenworthy y Marx, 2018; Richards y Sang, 2019; Tejero, 2018; Van Winkle y Struffolino,

2018). Los estudios cuantitativos-transversales han estado dirigidos a estimar la magnitud de la pobreza laboral, su distribución e identificar factores asociados. Y los estudios cuantitativos-longitudinales, a describir las dinámicas de entrada y salida de la pobreza laboral e identificar los factores asociados.

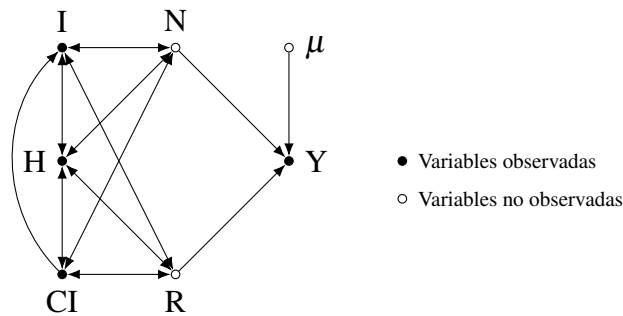
El último grupo de estudios cuantitativos, menos numeroso que los precedentes, está constituido por las investigaciones sobre pobreza laboral basadas en series de datos transversales repetidos (e.g, Hellier y Ekaterina, 2015; Maurizio, 2018). También con un alcance descriptivo y correlacional, estos estudios se han enfocado en describir, desde una perspectiva temporal y a nivel agregado, los procesos de cambio en la pobreza laboral e identificar los factores asociados.

Lohmann y Marx (2018) señalan, a propósito de la falta de estudios con alcance explicativo, que no se han construido teorías explicativas sobre la pobreza laboral y que en su lugar, el estado de conocimiento en la materia puede ser descrito como un conjunto amplio y disperso de hallazgos empíricos. Esta característica no es privativa de los estudios sobre pobreza laboral, sino que también se encuentra en los estudios sobre pobreza. Brady (2019) ha destacado que esta falta de teorías sobre las causas de la pobreza está relacionada con la fragmentación disciplinaria y territorial de la investigación, obstaculizando un proceso acumulativo del conocimiento. Sostengo que el campo específico de la pobreza laboral exhibe una situación similar a la problematizada por Brady (2019) y que desde allí se desprenden las principales brechas de conocimiento en la materia.

Factores asociados a la pobreza laboral

Como han destacado Lohmann y Marx (2018) y Gutiérrez et al. (2011), entre los factores asociados a la pobreza laboral es posible distinguir factores que operan a nivel individual, hogar e institucional. Como se ilustra en la Figura 2.2⁷, estos factores influyen sobre el riesgo de pobreza laboral mediante la configuración de necesidades y recursos en los hogares. En ese sentido, los factores que predisponen a los hogares a tener mayores necesidades que recursos, aumentan la probabilidad de experimentar pobreza en el trabajo.

⁷Las figuras 2.2, 2.3, 2.4 y 2.5 no deben ser interpretadas en un sentido causal, ya que no son DAGs.



Nota: I representa a los factores a nivel individual; H, a los factores a nivel hogar; CI, a los factores a nivel institucional; N, a las necesidades de los hogares; y R, a los recursos de los hogares.

Fuente: Elaboración propia en base a Gutiérrez et al. (2011) y Lohmann y Marx (2018).

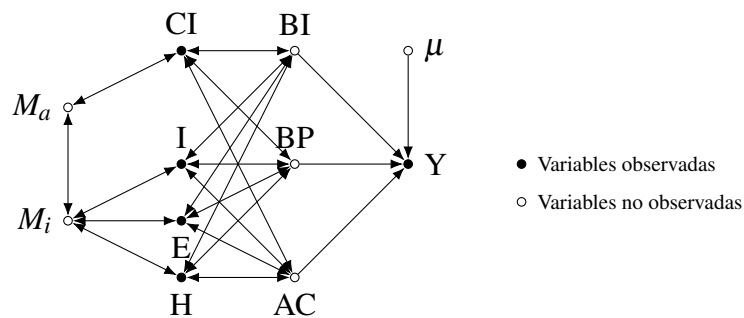
Figura 2.2: Factores asociados a la pobreza laboral.

Alternativamente, Cheung y Chou (2016) han distinguido entre factores ubicados en un micro-nivel y en un macro-nivel. Al interior de los factores macro-nivel, ubican al contexto institucional del mercado laboral y régimen de bienestar. Además, entre los factores micro-nivel, se ubican variables sociodemográficas individuales, características ocupacionales y variables nivel hogar. Como se puede observar en la Figura 2.3, estos factores y variables influyen sobre la pobreza laboral a través de tres mecanismos: bajos ingresos, baja participación laboral del hogar y altos costos asociados al cuidado de dependientes en el hogar (Cheung y Chou, 2016).

Basándose en la literatura existente, Crettaz y Bonoli (2011) también conceptualizan tres mecanismos, aunque de una forma levemente distinta a Cheung y Chou (2016). Estos investigadores identifican como mecanismos a los bajos ingresos, una baja participación laboral y un hogar numeroso. Sin embargo, la formulación de Cheung y Chou (2016) parece ser un planteamiento más preciso, ya que más que el tamaño del hogar, lo que aumenta el riesgo de pobreza laboral es la cantidad de miembros cuyo bienestar depende de los ingresos generados por otros.

Más allá de las diferencias entre los esfuerzos realizados Lohmann y Marx (2018), Gutiérrez et al. (2011) y Cheung y Chou (2016) por reunir coherentemente la evidencia disponible, existen bastantes semejanzas en sus aproximaciones. Mientras Gutiérrez et al. (2011) y Lohmann y Marx (2018) distinguen entre factores a nivel individual, hogar e

institucional, Cheung y Chou (2016) lo hacen entre factores macro-nivel y micro-nivel, considerando las mismas variables y contextos que los otros autores. Asimismo, en cuanto a identificación de mecanismos existe convergencia. Mientras Gutiérrez et al. (2011) y Lohmann y Marx (2018) se refieren, en general, al rol de los factores asociados a la pobreza laboral en la configuración de necesidades y recursos de los hogares, Cheung y Chou (2016) se refieren a tres mecanismos más específicos que configuran hogares con mayores necesidades que recursos.

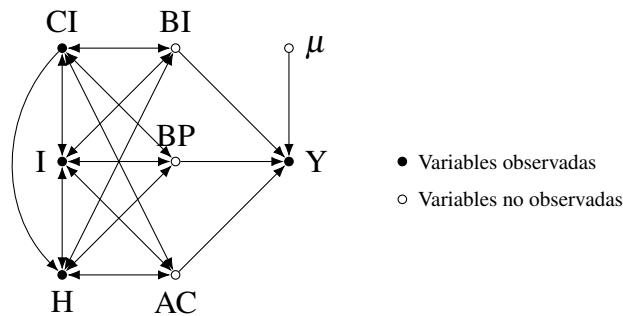


Nota: M_a representa a los factores a nivel macro; M_i representa a los factores a nivel micro; CI, al contexto institucional del mercado laboral y régimen de bienestar; I, a variables sociodemográficas individuales; E, a las características ocupacionales; H, a variables de nivel hogar; BI, a los bajos ingresos del hogar; BP, a la baja participación laboral del hogar; y AC, a los altos costos asociados al cuidado de miembros del hogar dependientes.

Fuente: Elaboración propia en base a Cheung y Chou (2016).

Figura 2.3: Factores relacionados con la pobreza laboral.

Entonces, como estrategia de organización de la evidencia acumulada y conceptualización, agruparé a los factores asociados en la pobreza laboral en factores a nivel individual, hogar e institucional, considerando también la estructura de tres mecanismos propuesta por Cheung y Chou (2016) (Ver Figura 2.4). Además, tomando en cuenta la reflexión de Crettaz y Bonoli (2011), se considerarán los mecanismos como condiciones necesarias pero no suficientes para experimentar pobreza laboral. En ese sentido, se espera que la acumulación de factores asociados a la pobreza laboral implicaría un aumento de la probabilidad de pobreza laboral, pero no directa y necesariamente ser un trabajador pobre en todos los casos.



Nota: CI representa al contexto institucional del mercado laboral y régimen de bienestar; I, a variables sociodemográficas individuales; H, a variables de nivel hogar; BI, a los bajos ingresos del hogar; BP, a la baja participación laboral del hogar; y AC, a los altos costos asociados al cuidado de miembros del hogar dependientes.

Fuente: Elaboración propia en base a Lohmann y Marx (2018), Gutiérrez et al. (2011), Cheung y Chou (2016).

Figura 2.4: Factores relacionados con la pobreza laboral.

Por último, es pertinente destacar que dada la falta de teorías explicativas y la escasez de estudios que aborden el fenómeno desde una perspectiva temporal, poco se sabe sobre cómo afecta a la pobreza laboral, la variación en el tiempo de estos factores (Gutiérrez et al., 2011; Hick y Lanau, 2018).

Factores a nivel individual

Numerosas investigaciones sobre pobreza laboral han indagado cómo la probabilidad de ser un trabajador pobre varía según las características de los individuos (e.g., Atas, 2019; Filandri y Struffolino, 2019; Halleröd et al., 2015; Tejero, 2018). Los factores individuales analizados consideran tanto características sociodemográficas, como el género y la edad, como características sociolaborales, tales como la estabilidad laboral y los bajos salarios, entre otros.

En relación a la influencia del género sobre la pobreza laboral, los hallazgos son en parte contradictorios. Por ejemplo, en España, Tejero (2017, 2018), García-Espejo y Gutiérrez (2011) han observado que los hombres presentan un mayor riesgo de experimentar pobreza laboral que las mujeres, confirmando la evidencia previa europea revisada por dichos autores. Tejero (2017, 2018) interpreta esta asociación entre género y pobreza laboral

en función de la menor participación laboral femenina. La investigadora plantea que considerando que la mayoría de las veces el empleo de las mujeres no es el único del hogar, ocurre que sus ingresos laborales funcionan como un ingreso complementario en el hogar que, en muchas oportunidades, permite superar el umbral de pobreza (Tejero, 2018). En Estados Unidos, Kenworthy y Marx (2018) obtuvieron conclusiones similares. En cambio, Filandri y Struffolino (2019) sostienen que las mujeres tienen una mayor probabilidad, que los hombres, de experimentar pobreza en el trabajo, pues ellas son, con mayor frecuencia, segregadas en ocupaciones mal pagadas y porque, en muchos países existe una brecha salarial de género. Además, en un estudio comparado que incluyó cuatro países latino-americanos, Maurizio (2018) también observó que, a nivel individual, las mujeres tienden a enfrentar mayores riesgos de pobreza laboral que los hombres.

Esta discordancia en los hallazgos referidos a la rol de la variable género, se debe a que Filandri y Struffolino (2019) y Maurizio (2018) consideran también una medida estrictamente individual de la pobreza laboral, aislando por tanto la influencia de los factores que operan a nivel hogar. En cambio, Tejero (2017, 2018), García-Espejo y Gutiérrez (2011), no marginan del análisis la influencia de las características del hogar y su estructura. Atas (2019) se ha referido a esta divergencia en los hallazgos empíricos como la “paradoja del género”.

La autora mencionada destacó que, por un lado, se ha observado que en Europa las mujeres ocupan posiciones laborales más desventajadas que los hombres, presentando una mayor probabilidad de acceso a empleos precarios y con bajos salarios (Atas, 2019). Y, por otro, se ha constatado que, en la mayoría de los países europeos, el riesgo de pobreza laboral en las mujeres es similar o menor que el presentado por los hombres. Según Atas (2019), esta paradoja se explica porque el concepto pobreza laboral reúne una dimensión individual (trabajo) y otra a nivel hogar (ingreso), lo que introduce una mayor complejidad en el análisis, llevando a que los análisis situados en distintos niveles no siempre convergen en sus conclusiones.

Respecto de la edad como factor asociado a la pobreza laboral, los hallazgos no son completamente consistentes entre sí, ya que la relación varía de país en país (Atas, 2019). García-Espejo y Gutiérrez (2011), en España, han constatado que ser joven no está asociado a un mayor riesgo de pobreza laboral. Esto fue interpretado en función de que, en comparación a otros países europeos, en España se observa una emancipación más tardía de los jóvenes respecto de sus padres. Y en ese sentido, un parte importante de los jóvenes

que trabaja vive con sus padres y su ingreso laboral -aun cuando el empleo pueda ser de baja calidad- cumple una función complementaria en el hogar. En contraposición, Filandri y Struffolino (2019) destacan que, en la mayoría de los países europeos, los individuos de menor edad presentan mayor riesgo de pobreza laboral, principalmente porque los jóvenes están iniciando sus trayectorias laborales y además, tienden a estar sobrerrepresentados en empleos inestables.

En Estados Unidos, Kenworthy y Marx (2018) observaron que la tasa de pobreza laboral disminuye con la edad. Además, Van Winkle y Struffolino (2018) en un estudio longitudinal, realizado también en Estados Unidos, enfocado en describir la evolución de la probabilidad de experimentar pobreza laboral a lo largo del ciclo de vida, observó que el riesgo de ser un trabajador pobre disminuye con el paso del tiempo para los hombres y aumenta para las mujeres.

Y en América Latina, Maurizio (2018) reporta evidencia no concluyente en un estudio comparado realizado en Brasil, Costa Rica, Argentina, Ecuador y Perú, años 2002-2014. Por un lado, observó que, a nivel descriptivo, existe una correlación negativa entre edad y pobreza laboral en Argentina, Brasil, Ecuador y Perú. Así, en estos cuatro países existe una mayor incidencia de la pobreza en el trabajo entre la población menor de 25 años. Sin embargo, al controlar por otros factores a nivel individual y hogar, la edad mantiene relevancia como posible factor explicativo sólo en Brasil. De esta manera, salvo para el caso brasileño, la correlación entre edad y pobreza laboral es de carácter espurio.

Sobre la relación entre educación y pobreza laboral existe consenso. Diversos estudios (e.g., Atas, 2019; Cheung y Chou, 2016; Filandri y Struffolino, 2019; Gutiérrez et al., 2011; Kenworthy y Marx, 2018; Maurizio, 2018; Tejero, 2018) coinciden en que a medida que aumenta el nivel educativo de los individuos disminuye la probabilidad de experimentar pobreza en el trabajo. Esto ha sido interpretado en función de que, por un lado, las personas con menor educacional tienden a ser segregadas en empleos precarios, de bajos salarios y/o atípicos. Y por otro, los individuos con bajos niveles educacionales tienden a formar parte de hogares cuyos miembros presentan niveles educacionales similares.

Además, se han explorado la influencia de otras variables sociodemográficas, tales como el estado civil y la condición de minoría étnica y/o migrante (Atas, 2019; Kenworthy y Marx, 2018; Tejero, 2018; Van Winkle y Struffolino, 2018).

En relación a cómo las características sociolaborales de los individuos se relacionan con la pobreza en el trabajo, existen numerosas investigaciones (e.g., Atas, 2019; Cheung

y Chou, 2016; Filandri y Struffolino, 2019; García-Espejo y Gutiérrez, 2011; Halleröd et al., 2015; Kenworthy y Marx, 2018; Maurizio, 2018). A grandes rasgos se ha acumulado evidencia que demuestra que la calidad del empleo es un aspecto central para la comprensión de la pobreza laboral (Atas, 2019). En ese sentido, se ha hecho énfasis en cómo es que el acceso al empleo no basta para reducir la pobreza si éste no permite acceder a salarios y condiciones laborales de calidad (Fraser et al., 2011).

El más relevantes de los factores sociolaborales a nivel individual es poseer un empleo con bajos salarios (Atas, 2019; Cheung y Chou, 2016; García-Espejo y Gutiérrez, 2011; Kenworthy y Marx, 2018; Maurizio, 2018). Al respecto, Nolan y Marx (1999) han planteado que la mayoría de los individuos con empleos de bajos salarios no viven en hogares pobres, pero que la mayoría de los individuos con empleo en hogares pobres, recibe bajos salarios. Lo anterior ha sido observado en contextos tan distantes como Hong Kong, Europa, Estados Unidos y América Latina.

Otras variables sociolaborales asociadas a la probabilidad de ser un trabajador pobre son el tipo de jornada laboral, contrato, ocupación y tamaño de empresa (Cheung y Chou, 2016; Filandri y Struffolino, 2019; García-Espejo y Gutiérrez, 2011; Halleröd et al., 2015; Kenworthy y Marx, 2018; Maurizio, 2018). En relación al tipo de jornada laboral, se ha observado que los individuos con empleos de jornada parcial tienden a presentar un mayor riesgo de pobreza laboral que los individuos con empleos de jornada completa (Cheung y Chou, 2016; Filandri y Struffolino, 2019; García-Espejo y Gutiérrez, 2011; Kenworthy y Marx, 2018; Maurizio, 2018). Además, Filandri y Struffolino (2019) detalla que cuando los empleos a tiempo parcial son involuntarios, se asocian aún con mayor intensidad a un aumento del riesgo de experimentar pobreza laboral.

Cheung y Chou (2016); García-Espejo y Gutiérrez (2011), en estudios realizados en Hong Kong y España, han observado que los individuos que trabajan con contratos temporales presentan comparativamente mayores riesgos de experimentar pobreza en el trabajo.

Además, varios investigadores han constatado que el tipo de ocupación asociado a un mayor riesgo de pobreza laboral es el auto-empleo (e.g., Cheung y Chou, 2016; García-Espejo y Gutiérrez, 2011; Halleröd et al., 2015; Maurizio, 2018). Halleröd et al. (2015) destaca que los individuos empleados por cuenta propia exhiben mayor probabilidad de experimentar pobreza laboral porque tienden ocupar posiciones en el mercado laboral marginales e inestables. En América Latina, las investigaciones al respecto han resaltado particularidades que es relevante comentar.

Maurizio (2018) analiza que en Brasil, Costa Rica, Argentina, Ecuador y Perú, los trabajadores informales y a cuenta propia representan la mayoría de los trabajadores pobres, constituyendo una población sobrerrepresentada entre los individuos en pobreza laboral. Por ejemplo, en Argentina los trabajadores informales tienen hasta cinco veces mayores probabilidades de experimentar pobreza laboral que los trabajadores formales y en Brasil, Ecuador, Perú y Costa Rica, tres veces más. Estos hallazgos resaltan la importancia de este factor sociolaboral para la comprensión de la pobreza laboral en esta región del mundo.

Por último, García-Espejo y Gutiérrez (2011) han reportado, en España, que los individuos empleados en pequeñas empresas tienen mayor probabilidad de experimentar pobreza laboral que quienes trabajan en empresas de mayor tamaño.

De esta manera, la evidencia acumulada sobre factores individuales asociados a la pobreza laboral puede ser descrita, en general, como un conjunto disperso de hallazgos empíricos no siempre convergentes. Este panorama puede ser interpretado como que la manera en que las características individuales están relacionadas con la pobreza laboral es altamente contextual, variando entre países y también, temporalmente (Lohmann y Marx, 2018). En ese sentido, estos factores no deben ser interpretados como variables exógenas que por sí mismas causan pobreza laboral, sino más bien como marcadores individuales de mecanismos causales subyacentes que aún no han sido estudiados del todo (Cheung y Chou, 2016; Gutiérrez et al., 2011; Lohmann y Marx, 2018).

Factores a nivel hogar

Numerosos estudios sobre pobreza laboral han analizado la relación existente entre las características de los hogares y la probabilidad de ser un trabajador pobre (e.g., Atas, 2019; Cheung y Chou, 2016; Filandri y Struffolino, 2019; Fraser, 2011; García-Espejo y Gutiérrez, 2011; Gerlitz, 2018; Gutiérrez et al., 2011; Hick y Lanau, 2018; Kenworthy y Marx, 2018; Maurizio, 2018; Tejero, 2017, 2018; Van Winkle y Struffolino, 2018). Un aspecto a destacar en estos estudios es que los factores asociados a la pobreza laboral a nivel hogar e individual no pueden ser considerados como independientes entre sí (Filandri y Struffolino, 2019).

Según, Filandri y Struffolino (2019) la evidencia internacional acumulada apunta a que los principales factores a nivel hogar son la estructura familiar, el número de integrantes ocupados, la presencia y edad de niños en el hogar, y los costos del cuidado de los miembros dependientes en el hogar. En torno a estos factores se ha generado evidencia

consistente en contextos tan variados como Reino Unido (e.g., Fraser, 2011), España (e.g., Tejero, 2018), Hong Kong (e.g., Cheung y Chou, 2016), Alemania (e.g., Gerlitz, 2018), Lituania (e.g., Atas, 2019), Estados Unidos (e.g., Kenworthy y Marx, 2018) y América Latina (e.g., Maurizio, 2018), entre otros.

Fraser (2011), Hick y Lanau (2018) han reportado que, en el Reino Unido, los hogares con un sólo trabajador y también, hogares con únicamente trabajadores a tiempo parcial, tienden a presentar un mayor riesgo de experimentar pobreza laboral. Además, la tasa de dependencia en el hogar ha demostrado incidir positivamente en la probabilidad de ser un trabajador pobre (Fraser, 2011).

En la misma línea, Gerlitz (2018) observó que en Alemania los principales factores de riesgo, a nivel microsocioal, para la pobreza laboral son tres, dos de los cuales se ubican a nivel hogar. En primer lugar, empleos de baja calidad, a nivel individual. En segundo y tercer lugar, a nivel hogar, una baja intensidad laboral -medida como la cantidad de ocupados en el hogar- y altas necesidades del hogar -medida como una tasa de dependencia. Además, observó que las familias encabezadas por sólo un padre o madre tienden a presentar un mayor probabilidad de experimentar pobreza laboral que los hogares que cuentan con ambos.

En España, Tejero (2017, 2018) y Gutiérrez et al. (2011) junto con reafirmar la evidencia expuesta, han aportado con una mirada longitudinal del fenómeno. Tejero (2017, 2018) observó, por un lado, que una baja intensidad laboral de los hogares está asociada a una mayor probabilidad de experimentar pobreza en el trabajo de forma recurrente y persistente, pero también una menor probabilidad de experimentar pobreza laboral de forma transitoria. Y, por otro, que la estructura familiar incide significativamente sobre el riesgo de pobreza laboral. Específicamente constató que los hogares con mayor presencia de menores dependientes tienen una probabilidad de experimentar pobreza en el trabajo de forma recurrente y persistente, aunque también un menor riesgo de experimentar pobreza laboral de forma transitoria (Tejero, 2017, 2018). En ese sentido, el “núcleo duro” de la pobreza laboral española estaría conformada por hogares con baja intensidad laboral y alta presencia de personas dependientes (Tejero, 2018). También en España, Gutiérrez et al. (2011) en el contexto de un estudio longitudinal, concluyen que los principales factores gatillantes de una entrada a la pobreza laboral son la disminución en la participación laboral del hogar y el aumento de los miembros dependientes del hogar. Además, los hallazgos de García-Espejo y Gutiérrez (2011), a través de un estudio transversal realizado

en España 2007, confirma la importancia de la participación laboral y composición del hogar.

En Estados Unidos (Kenworthy y Marx, 2018), Hong Kong (Cheung y Chou, 2016) y América Latina (Maurizio, 2018), se han reunido evidencias que extienden la validez de lo anteriormente expuesto. Además, Van Winkle y Struffolino (2018) identificaron, en un estudio longitudinal realizado en Estados Unidos, eventos relacionados con cambios en la configuración de los hogares asociados con la probabilidad de ser trabajador pobre. Específicamente observaron que dejar la casa de los padres, tener un hijo/a y separarse de la pareja aumentan el riesgo de vivir pobreza laboral. Mientras que casarse lo disminuye.

Factores a nivel macro-social

Aunque menos numerosos que los estudios enfocados en indagar sobre los factores individuales y a nivel hogar, existen estudios que han evaluado la influencia de factores macro-sociales sobre la probabilidad de experimentar pobreza laboral (e.g., Filandri y Struffolino, 2019; Kenworthy y Marx, 2018; Lohmann, 2008; Maurizio, 2018; Van Winkle y Struffolino, 2018). Este conjunto de investigaciones ha permitido ir identificando factores macro-sociales asociados a la pobreza en el trabajo y aproximarse, aún sin generar evidencias del todo concluyentes, hacia la comprensión de las diferencias entre países. Sin embargo, muy poco se sabe sobre cómo impactan las transformaciones macro-sociales dada la escasez de estudios con una perspectiva temporal (e.g., Atas, 2019; Gerlitz, 2018; Horemans et al., 2016; Sellero, Sellero, González, y Sellero, 2013).

Según la influyente perspectiva desarrollada por Lohmann (2008), es posible distinguir dos factores asociados a la pobreza laboral a nivel macro-social. Por un lado, están los regímenes de bienestar y por otro, las características del mercado laboral y sus regulaciones. De acuerdo con la argumentación de Fraser et al. (2011), ambos factores pueden ser comprendidos como dimensiones específicas del contexto institucional de los países. Además, otros autores han explorado la influencia de factores económicos-estructurales, tales como crisis económicas (Atas, 2019; Horemans et al., 2016; Sellero et al., 2013), desigualdad de ingresos (Filandri y Struffolino, 2019) y apertura al comercio internacional (Cheung y Chou, 2016; Hellier y Ekaterina, 2015). En todos los estudios revisados (Atas, 2019; Cheung y Chou, 2016; Filandri y Struffolino, 2019; Hellier y Ekaterina, 2015; Horemans et al., 2016; Sellero et al., 2013) dichos factores económicos estructurales han sido trabajados como antecedentes que, a través de influenciar cambios en el contexto institu-

cional de los países, afectan indirectamente los niveles de pobreza laboral.

En relación a la influencia de las instituciones de provisión estatal de bienestar, varios autores han destacado que su magnitud y características tienen efectos significativos sobre la pobreza laboral, y que éstos permiten explicar parte de las diferencias nacionales al interior de Europa (Atas, 2019; Crettaz y Bonoli, 2011; Fraser, 2011; Fraser et al., 2011; Gerlitz, 2018; Lohmann, 2008).

El marco teórico de los regímenes de bienestar desarrollado por Esping-Andersen (1990) ha servido de modelo para caracterizar la diversidad de instituciones de provisión estatal de bienestar en Europa e indagar sus diversos efectos sobre la pobreza laboral (Filandri y Struffolino, 2019). De acuerdo con los planteamientos del sociólogo danés, los regímenes de bienestar se diferencian en cuanto a la capacidad y libertad de los individuos para sostenerse independientemente del mercado, la familia y el grado de intervención estatal en la producción de bienestar (Esping-Andersen, 1990).

En relación al grado de intervención estatal, Atas (2019) ha afirmado que la generosidad de la provisión estatal de bienestar -medida como el porcentaje del PIB destinado a gasto social- influye negativamente sobre los niveles de pobreza laboral. Anteriormente, Lohmann (2008) había dado cuenta de hallazgos en el mismo sentido. De esta manera, las políticas sociales poseen efectos reductores de la pobreza laboral que pueden ser catalogados como directos e indirectos (Atas, 2019; Lohmann, 2008). La provisión estatal de bienestar impacta directamente a la pobreza laboral, a través de las transferencias públicas -que aumentan el ingreso de los individuos y sus hogares. E indirectamente, mediante su influencia sobre el nivel de salarios que los trabajadores están dispuestos a aceptar.

Por otra parte, numerosos estudios han mostrado que, en Europa, los grados de desmercantilización y desfamilización tienen efectos significativos sobre la pobreza laboral (Cheung y Chou, 2016; Fraser, 2011; Fraser et al., 2011; Gerlitz, 2018; Lohmann, 2008).

A partir del análisis comparado de 20 países europeos en el año 2005, Lohmann (2008) concluyó que el grado de desmercantilización es una característica institucional que afecta significativamente a la pobreza laboral. En particular, observó que la configuración y amplitud del sistema de transferencias sociales incide sobre la extensión de la pobreza laboral. Además, observó la disponibilidad de servicios públicos orientados hacia las familias, con especial relevancia al cuidado de los niños, casi no tiene efecto sobre la pobreza laboral. Sin embargo, Lohmann (2008) no interpreta este resultado como una evidencia concluyente respecto de la no relevancia del grado de desfamilización, argumentando, en cambio, la

existencia de severos problemas de medición en esta variable.

Fraser (2011) analizó en qué medida el carácter liberal del modelo de bienestar existente en Reino Unido se vincula con los niveles de pobreza en el trabajo observados. Cheung y Chou (2016) realizan una interrogante similar respecto a la situación en Hong Kong. Ambos autores argumentan que un bajo grado de desmercantilización combinada con una alta desfamilización, implican que los ingresos laborales sean con creces la principal fuente de bienestar para los individuos y hogares. De esta manera, personas que reúnen mayores factores de riesgo a nivel individual y hogar, experimentan con mayor frecuencia pobreza laboral (Cheung y Chou, 2016; Fraser, 2011). Además, en Alemania (Gerlitz, 2018) y España (Tejero, 2017) se ha levantado evidencia que sugiere que una vinculación entre una orientación liberal en los modelos de bienestar y mayores riesgos de pobreza laboral.

En América Latina, Maurizio (2018) evaluó en un estudio comparado de cinco países latinoamericanos, la influencia de factores macro-sociales sobre la pobreza laboral. Observó que las pensiones y transferencias sociales tienen un efecto reductor sobre la pobreza laboral. Comparando tasas de pobreza laboral calculadas sin y con transferencias sociales, estimó que dichas políticas públicas reducen la pobreza laboral en alrededor de un tercio (Maurizio, 2018).

Por otra parte, varios autores han destacado a las características de los mercados laborales y su regulación como un factor que contribuye significativamente en la explicación de las diferencias nacionales en pobreza laboral (e.g., Atas, 2019; García-Espejo y Gutiérrez, 2011; Halleröd et al., 2015; Lohmann, 2008; Maurizio, 2018).

Lohmann (2008) analizó la influencia de las características institucionales del mercado laboral sobre la pobreza en el trabajo en 20 países europeos, concluyendo que el grado de extensión de la negociación colectiva en torno a las condiciones de laborales está asociada significativamente a la pobreza laboral. Específicamente observó que la negociación colectiva reduce la pobreza laboral, en tanto se asocia a condiciones de empleo más protegidas y mejores salarios.

García-Espejo y Gutiérrez (2011) indagaron cómo ciertas características del mercado laboral español podrían estar vinculadas con la pobreza laboral observada en dicho país. Según los autores, los altos niveles de flexibilización de las relaciones laborales y la segmentación del mercado de trabajo son factores macro-sociales asociados a la pobreza laboral en España (García-Espejo y Gutiérrez, 2011). Ambas características del mercado laboral se asocian con una mayor cantidad de plazas de trabajo con bajos salarios y una

alta desigualdad salarial, lo que a su vez aumenta la tasa de pobreza laboral.

También enfocándose en la vinculación entre segmentación del mercado de trabajo y pobreza laboral, Halleröd et al. (2015) destacaron que el modo en que se organiza un mercado laboral impacta sobre la pobreza en el trabajo. El tamaño relativo del núcleo central y la periferia de la fuerza de trabajo, y que tan profunda es la brecha divisoria entre ambos, influyen significativamente sobre la pobreza laboral en 22 países europeos. Esto porque el empleo en las periferias del mercado laboral está típicamente caracterizado por bajos niveles de calificación, contratos temporales a corto plazo, jornadas parciales y bajos salarios (Halleröd et al., 2015).

Al respecto, Atas (2019) argumenta que en Lituania, con posterioridad a la crisis económica de 2007-2008, hubo una disminución de los salarios, un aumento del desempleo y generación de nuevos empleos caracterizados por su condición de empleo atípicos y/o precarios. Esto conllevó una profundización en la segmentación del mercado de trabajo mediante tres mecanismos: a) discriminación a grupos específicos; b) promoción de empleos desprotegidos y el trabajo irregular; y c) aumento de los trabajos escasamente calificados.

Por último, en América Latina, el fenómeno de la segmentación de los mercados de trabajo se ha estudiado vinculado con el de la informalidad laboral. Maurizio (2018) observó que a la segmentación de los mercados de trabajo entre empleos formales protegidos y desprotegidos o precarizados, se suma la distinción entre empleos formales e informales. Los empleos informales se caracterizan por ser inestables, desprotegidos y muchas veces también, generadores de bajos ingresos (Maurizio, 2018). En ese sentido, el autor observó que el tamaño del sector informal se asocia directamente con las tasas de pobreza laboral registradas a nivel nacional (Maurizio, 2018).

2.2.2. Evidencia nacional

En Chile, el estudio de la pobreza laboral es una área de investigación aún poco desarrollada. Los escasos estudios realizados corresponden a investigaciones cuantitativas, cuyo enfoque es esencialmente descriptivo (Bennett, 2017; Durán y Kremerman, 2015; Maldonado et al., 2018; Sehnbruch, 2006). En ese sentido, existen aún amplias brechas de conocimiento por ocupar.

El primer estudio que directamente abordó la pobreza laboral en Chile corresponde a la tesis doctoral de la investigadora Kristen Sehnbruch, que luego fue publicada en forma-

to libro con el título “The Chilean Labor Market: A Key to understanding Latin American Labor Markets” (Sehnbruch, 2006). Antes de Sehnbruch (2006), hubo estudios que vincularon la proliferación de empleos precarios con la existencia de trabajos con bajos salarios (e.g., Agacino, 1995; Aravena, 2016; Escobar, 1999; Márquez, 2001), sin embargo, no indagaron directamente en la pobreza laboral.

Basándose en la serie de Encuestas Casen 1990-2003, Sehnbruch (2006) observa que la proporción de individuos pobres que trabajan ha disminuido ligeramente. En 1990, el 23.1 % de las personas en situación de pobreza trabajaban, mientras que en 2003, sólo en 20.9 % lo hacía. Asimismo, destaca que la tasa de participación laboral es más baja en los hogares pobres que en los no-pobres: 46 % frente a un 58 % en 2003. Según, el análisis de la autora mencionada, este fenómeno podría estar asociado con dos características identificadas en los pobres que trabajan. Por un lado, la importancia fundamental de los ingresos del trabajo para producir bienestar en los hogares pobres. En 2003, los ingresos del trabajo componían un 70.9 % del ingreso total de los hogares pobres. Y por otro, la escasez de empleos formales con contratos escritos. En 2003, un 46.5 % de los trabajadores pobres tenía acceso a empleos con contratos, lo que es notablemente menor a lo registrado en 1990 (60.5 %).

Casi una década más adelante, Durán y Kremerman (2015) retomaron la temática de la pobreza laboral, en el contexto de un estudio descriptivo centrado en caracterizar y cuantificar la existencia de empleos con bajos salarios, a propósito de la discusión pública sobre la fijación del salario mínimo en Chile.

Basándose en la Encuesta Casen 2013, Durán y Kremerman (2015) constataron una tasa de pobreza laboral de 8.1 %, considerando los ingresos totales del hogar, y una tasa de 17.6 %, considerando únicamente a los ingresos autónomos. Además, es relevante destacar que se observaron importantes diferencias entre regiones. Por ejemplo, en el extremo inferior, la región de Antofagasta marcó una pobreza laboral de 1.7 % (ingresos totales) y 8.2 % (ingresos autónomos), y en el extremo superior, la región de la Araucanía, un 18.4 % y 32.5 %, respectivamente.

Alternativamente, Durán y Kremerman (2015) calcularon la tasa de pobreza laboral, utilizando una aproximación no monetaria y multidimensional a la pobreza ⁸, obteniendo un 19.2 % de pobreza laboral.

⁸Esta aproximación considera cuatro dimensiones (educación, salud, trabajo y previsión social y vivienda), donde un hogar pobre es aquel que no cumple con 3 de los 12 indicadores establecidos para medir dichas dimensiones (Durán y Kremerman, 2015).

Por último, los investigadores ya mencionados analizaron las variables asociadas a la probabilidad de recibir un salario igual o menor que el sueldo mínimo, a través de la estimación de modelos probit con una corrección de Heckman para tratar el sesgo de selección asociado al estar trabajando (Durán y Kremerman, 2015). Si bien acceder a empleos con bajos salarios no implica necesariamente pobreza laboral, dada la falta de investigación en la temática cobran relevancia estos hallazgos. Puntualmente se evaluaron las variables edad, nivel educacional, rama de actividad económica, grupo ocupacional y tamaño de empresa.

Respecto de la edad, se observó que el tramo de edad 20-24 años tiene un 8.2 % mayor probabilidad de ganar un salario mínimo o menos que el tramo 30-45 años, y que el tramo de edad 46-65 años una probabilidad un 1 % menor. Asociado al nivel educacional, se observó que las personas con educación básica completa registran una probabilidad 7.8 % mayor de ganar un salario mínimo o menos, en relación a las personas con educación media completa. En cambio, las personas que tienen estudios completos de postgrado, presentan una probabilidad 14.5 % más baja. En cuanto a la rama de actividad económica, se constató que los trabajadores del sector económico agricultura, industria, comercio y hoteles y restaurantes presentan una probabilidad mayor en un 15 % a la registrada en el sector de Electricidad, Gas y Agua. En relación al grupo ocupacional, se observó que un trabajador no calificado tiene un 17.6 % más de probabilidades de ganar un salario mínimo o menos, en comparación a los técnicos y profesionales de nivel medio. Mientras que un profesional, científico e intelectual, un 6.5 % menos. Y en cuanto al tamaño de empresa, se observó que un trabajador de una microempresa, que tiene de 6 a 9 trabajadores, presenta una probabilidad 2.4 % mayor de ganar un salario mínimo o menos que una persona empleada en una gran empresa (200 trabajadores o más). Y que en microempresas con hasta 5 trabajadores, la probabilidad de recibir un sueldo mínimo o menos es 10 % más que en una gran empresa (Durán y Kremerman, 2015).

Utilizando también los datos de la Encuesta Casen 2013, Bennett (2017) realizó un estudio dirigido a estimar el tamaño de la población trabajadora pobre e identificar los determinantes de pertenecer a ella. Sus hallazgos principales fueron, en primer lugar, que existe una alta sensibilidad en la estimación de la magnitud de la pobreza laboral en Chile, según sea la definición y estrategia de medición adoptada. Y en segundo lugar, que ser hombre, tener bajos niveles educacionales, jefaturas de hogar femeninas, altas tasas de dependencia laboral en el hogar, empleos de media jornada y empleos mal remunerados

son los principales factores de riesgo de ser trabajador pobre.

En relación a la sensibilidad en la estimación de la tasa de pobreza laboral, Bennett (2017) constató que varía desde un 6.48 % hasta un 19.97 %, según sea la manera en que se calcule. Específicamente, se observó que la pobreza en el trabajo es de 6.48 %, 8.92 % y 11.79 % cuando se adopta una definición absoluta de la pobreza, considerando los ingresos monetarios totales del hogar, los ingresos provenientes del mercado -ingresos monetarios totales menos las transferencias públicas- y los ingresos laborales, respectivamente. Y que cuando se adopta una definición relativa de la pobreza, la pobreza laboral estimada corresponde a 13.54 % a 16.29 % y 19.97 %, cuando en el cálculo se consideran todos los ingresos del hogar, los ingresos provenientes del mercado y los ingresos laborales, respectivamente.

En cuanto al análisis de los determinantes de la pobreza laboral, es pertinente destacar que los hallazgos de Bennett (2017) en relación a que los individuos jóvenes son más vulnerables a experimentar pobreza laboral es concordante con parte de la evidencia internacional acumulada (e.g., Filandri y Struffolino, 2019; Kenworthy y Marx, 2018). Bennett (2017) interpreta este resultado desde la teoría del capital humano (Mincer, 1984). En ese sentido, sostiene que la edad, considerada como un *proxy* de la experiencia laboral, y los años educación, entendida como un *proxy* de conocimientos certificados, se asocian con mayores competencias laborales y productividad, lo que usualmente es compensado en el mercado laboral con mejores salarios y condiciones de trabajo.

Asimismo, la comprobación paradójica de que los hombres, a nivel individual, presentan mayores riesgos de ser trabajadores pobres que las mujeres pero que, a nivel de jefaturas de hogar, las mujeres presentan mayor riesgo que los hombres, concuerda con parte de la evidencia internacional (e.g., Atas, 2019; Filandri y Struffolino, 2019). Esta ambivalencia del efecto del género sobre la pobreza laboral ha sido nombrada en la literatura especializada como la «paradoja de género».

En resumen, las variables que fueron identificadas como asociadas significativamente a la probabilidad de pobreza laboral son (Bennett, 2017):

- A nivel individual: la edad y su transformación cuadrática, el género y los años de educación;
- A nivel hogar: género del jefe de hogar, tasa de dependencia laboral y presencia de jubilados;

- A nivel ocupacional: bajos salarios, antigüedad laboral, contrato laboral, jornada laboral y nivel calificación;
- A nivel empresa: tamaño de la empresa y sector económico.

Por último, Maldonado et al. (2018) desarrollaron un estudio sobre la pobreza laboral en Chile durante el periodo 1990-2013, enfocándose en explorar cómo es que las características del contexto institucional podrían estar asociadas a la pobreza laboral y su evolución en el tiempo.

Para describir la evolución temporal de la pobreza laboral, Maldonado et al. (2018) analizan el cambio agregado, durante el periodo 1990-2013, en el riesgo de pobreza laboral, mediante la estimación de modelos de regresión logística, en base a la serie de Encuestas Casen, considerando tanto una medida absoluta como una medida relativa de la pobreza laboral. Así, los autores comprueban que las descripciones obtenidas son altamente dependientes del tipo de definición de pobreza laboral adoptada (Maldonado et al., 2018). Cuando se emplea una aproximación absoluta a la pobreza laboral, se observa un fuerte efecto periodo negativo. Más detalladamente, entre 1990 y 2013, la probabilidad de experimentar pobreza laboral disminuyó 0.12 puntos, registrándose una caída acentuada entre 1990-2006, seguida de un estancamiento de dicha tendencia hasta 2011 y nueva caída en 2013. En cambio, cuando se emplea una aproximación relativa a la pobreza laboral, se observa un efecto periodo claramente no lineal. En específico, se constató un aumento del riesgo de pobreza laboral de alrededor 0.03 puntos de probabilidad entre 1990 y 2000, seguido de una reducción de 0.04 puntos hasta 2011 y finalmente, un leve aumento hasta 2013. Así, el riesgo de pobreza laboral relativa al inicio y final del periodo estudiado se encuentran en niveles muy similares.

De acuerdo con la interpretación de Maldonado et al. (2018), la disminución de la pobreza laboral absoluta observada en la década de 1990 puede estar fuertemente asociada al gran crecimiento económico registrado en el periodo analizado. Mientras que su estancamiento durante la segunda mitad de la década del 2000, puede estar asociado al impacto de la crisis económica internacional de 2008-2009. La evolución de la pobreza laboral relativa, por su parte, estaría asociada, siguiendo la interpretación de Maldonado et al. (2018), con la evolución de la desigualdad de ingresos durante el periodo, dada la gran sensibilidad de este enfoque frente a este tipo de fenómenos. Así, el aumento del riesgo de pobreza laboral relativa durante la década de 1990, se asociaría a una participación decreciente de los grupos de menores recursos en la distribución de ingresos. Mientras que

su disminución en la primera década del 2000, a posibles efectos redistributivos de las políticas sociales implementadas en la época.

Con respecto al contexto institucional, Maldonado et al. (2018) subrayan la importancia de analizar tres dimensiones: la informalidad, la regulación del mercado laboral y el modelo de bienestar.

Como destacan Maldonado et al. (2018), el vínculo entre informalidad y pobreza laboral no ha sido estudiado en Chile, no obstante ser un tópico bastante abordado a nivel internacional. Tomando como referencia al trabajo de Perry et al. (2007), Maldonado et al. (2018) afirman que la informalidad es un reflejo de mecanismos que excluyen a los individuos del acceso a servicios sociales y del acceso a las oportunidades económicas. Concretamente, Maldonado et al. (2018) observaron, en base a la Encuesta Casen 2013, que la informalidad está asociada a un mayor riesgo de pobreza laboral.

Por otra parte, la regulación del mercado laboral es caracterizada, en términos generales, por la existencia de mecanismos de protección a los individuos que trabajan y severas limitaciones a las asociaciones sindicales (Maldonado et al., 2018). Los autores dan cuenta de que luego de las reformas liberales de la dictadura Pinochet (1973-1989), los gobiernos democráticos realizaron sucesivas reformas a las leyes laborales. Dentro de las más relevantes se encuentran las llevadas a cabo en el primer gobierno de Bachelet (2006-2010), en especial el establecimiento de beneficios económicos a los trabajadores vulnerables y adultos mayores, junto con la expansión de la cobertura del seguro de cesantía, anteriormente creado durante el gobierno de Lagos (2000-2006). Sin embargo, como destacan Maldonado et al. (2018), permanecieron excluidos de esta política pública los trabajadores independientes, informales y empleados a plazo fijo con bajas contribuciones al fondo de cesantía.

Utilizando los indicadores OCDE de protección del empleo correspondientes al año 2013 (OECD, 2013b), Maldonado et al. (2018) muestran que las restricciones al empleo temporal, tanto en Chile como América Latina, son superiores al promedio OCDE. Y que Chile presenta el más alto nivel de restricciones al despido de individuos con contratos regulares. Maldonado et al. (2018), basándose en Schneider (2013) y Carnes (2014), argumentan que este esquema de regulación del mercado laboral podría estar influenciando positivamente el riesgo de pobreza laboral en Chile. Así, los autores destacan que una de las consecuencias de una regulación estricta del mercado laboral es su segmentación. Particularmente en América Latina, el mercado laboral se encuentra dividido en tres seg-

mentos (Schneider, 2013): 1) un segmento informal; 2) un segmento formal minoritario, altamente regulado y protegido; y 3) un segmento formal de mayor tamaño conformado por empleos precarios con un acceso limitado a los beneficios estatales. Según Maldonado et al. (2018), en el año 2015, este último segmento representaba el 28 % de la fuerza laboral chilena. Entonces, el mecanismo hipotetizado por Maldonado et al. (2018) consiste en que una regulación estricta del mercado laboral genera una estructura de costos que desincentiva la creación de empleos formales protegidos, lo que a su vez puede producir pobreza laboral. Sin embargo, no existe evidencia concluyente al nivel de evaluar dicho mecanismo, Maldonado et al. (2018) únicamente lograron constatar, a través de analizar los datos de la Encuesta Casen 2013, que empleos vulnerables y con bajos ingresos, tales como trabajos informales, empleos con contratos a plazo fijo y empleos por cuenta propia, se asocian a mayores riesgos de pobreza laboral.

Acerca de los modelos de bienestar, Maldonado et al. (2018) describen los cambios ocurridos en el periodo 1990-2013. Como antecedente previo nombran a las reformas neoliberales de Pinochet. Durante la dictadura militar el gasto social fue drásticamente reducido y focalizado en la extrema pobreza. Con posterioridad, los gobiernos democráticos de centro-izquierda (1990-2010) fueron ampliando el gasto social a través de iniciativas dirigidas a universalizar la cobertura en salud, crear políticas de ingreso mínimo mediante transferencias públicas, y creación del seguro de desempleo en 2002. Sin embargo, la estructura tributaria continuó siendo regresiva y por tanto, siguió teniendo modestos efectos re-distributivos. Luego, en el primer gobierno de Piñera (2010-2014), se creó el Programa de Ingreso Ético Familiar en reemplazo del antiguo sistema de transferencias sociales, llamado Chile Solidario. Este programa se compone de transferencias condicionales e incondicionales a personas en situación de extrema pobreza. Maldonado et al. (2018) destacan que, a la fecha de su estudio, no habían existido evaluaciones del Programa de Ingreso Ético Familiar, pero que sí se había generado evidencia que sugiere que su antecesor, Chile Solidario, no tuvo efectos reductores de la pobreza (Larrañaga, Contreras, y Cabezas, 2015). En suma, al año 2013 el gasto social del Estado chileno correspondía al 10 % del PIB, lo que es un 50 % mayor que la media latinoamericana pero menor al promedio OCDE (Maldonado et al., 2018). De esta manera, los autores mencionados sostienen que las reformas de los gobiernos democráticos que ampliaron el gasto público pueden haber influenciado sobre la disminución de la pobreza laboral en Chile registrada a partir del año 2000, cuando se adopta una medición relativa de la pobreza (Maldonado et al., 2018).

Un segundo aspecto relevado por Maldonado et al. (2018) sobre el modelo de bienestar chileno es su dimensión de género. El país analizado presenta una de las tasas de empleo femenino más bajas de los países miembros de la OCDE. Como señalan Maldonado et al. (2018), una explicación posible se encuentra en la existencia de un régimen sesgado por género y caracterizado por un modelo de sostén de familia masculino muy fuerte. Lo anterior se manifiesta en una brecha de género en el acceso a subsidios estatales y otros beneficios públicos, toda vez que éstos se encuentran asociados a tener un empleo formal. Específicamente, los investigadores constataron que en el año 2013, ser mujer y tener una jefatura de hogar femenina incidía significativamente sobre la probabilidad de pobreza laboral Maldonado et al. (2018).

Los hallazgos sobre género y pobreza laboral de Maldonado et al. (2018) contradicen los resultados del estudio de Bennett (2017) en este aspecto. El último investigador, utilizando también los datos de la Encuesta Casen 2013, observó que hombres y jefaturas de hogar femeninas presentan mayor riesgo de ser trabajadores pobres. Una posible explicación de esta discrepancia es que Maldonado et al. (2018) incluye como estrategia para controlar el sesgo de selección presente en la estimación de la probabilidad de ser trabajador, la utilización de un ponderador de probabilidad inversa calculado a partir de un conjunto de variables asociadas al tener un trabajo. En cambio, Bennett (2017) no diagnostica ni trata dicho problema, lo que constituye una importante limitación metodológica en sus resultados.

Por último, enumero las variables que Maldonado et al. (2018) identificaron como asociadas significativamente a la probabilidad de pobreza laboral:

- A nivel individual: edad, transformación cuadrática de la edad, género, estado civil, nivel educacional y condición de beneficiario de transferencias sociales;
- A nivel hogar: área geográfica, región, edad del jefe de hogar, número de ocupados en el hogar, transformación cuadrática de la edad del jefe de hogar, género del jefe de hogar, cantidad de miembros de 0 a 5 años, cantidad de miembros de 6 a 14 años y cantidad de miembros de 66 años o más;
- A nivel ocupacional: informalidad y tipo de ocupación ⁹;
- A nivel empresa: sector económico.

⁹Empleador, empleado con contrato indefinido, empleado con contrato a plazo fijo y auto-empleado.

De esta manera, concluyo que los estudios sobre pobreza laboral en Chile se han caracterizado por ser investigaciones de tipo cuantitativo-transversal y estar principalmente orientadas a estimar la extensión, describir la distribución y variables asociadas al fenómeno en cuestión (Bennett, 2017; Durán y Kremmerman, 2015; Maldonado et al., 2018; Sehnbruch, 2006). Sehnbruch (2006) y Durán y Kremmerman (2015) fueron los primeros en elaborar estadísticas sobre pobreza laboral, evidenciando que este fenómeno afecta a una porción considerable de la población chilena. Maldonado et al. (2018) y Bennett (2017) indagaron sobre las variables asociadas al riesgo de pobreza laboral en Chile, año 2013. Y, además, Maldonado et al. (2018) describieron la evolución de la probabilidad de pobreza laboral en el periodo 1990-2013, relacionándolo con las características del contexto institucional.

En ese sentido, existen numerosas brechas de conocimiento en la materia que van desde la falta de estudios longitudinales que permitan indagar la producción de pobreza laboral desde una perspectiva dinámica y a nivel individual, hasta la inexistencia de estudios cualitativos dirigidos a indagar en la dimensión subjetiva y experiencial del ser un trabajador pobre. Siendo así, esta investigación abordará únicamente dos brechas de conocimiento: la falta de descripciones de la pobreza laboral con posterioridad al año 2013 y la más importante, el análisis, desde un enfoque edad-periodo-cohorte, del cambio agregado en el riesgo de pobreza laboral durante el periodo 1990-2017. Destaco que, hasta donde llega mi conocimiento, nadie ha aplicado antes, a nivel nacional e internacional, este enfoque analítico a la temática de estudio, de manera que permitirá acceder a nuevos conocimientos sobre la materia, permitiendo profundizar las contribuciones de Maldonado et al. (2018) en dos sentidos: 1) ampliar el periodo analizado desde 1990-2013 a 1990-2017; y 2) descomponer la descripción del cambio agregado en el riesgo de pobreza laboral en efectos edad, periodo y cohorte, permitiendo acceder a nuevas perspectivas para la comprensión de los factores asociados a la evolución de la pobreza laboral en Chile durante las últimas 3 décadas.

2.3. Sobre el enfoque EPC

La presente sección sobre el enfoque EPC se organiza en dos subsecciones. En la primera, expongo las bases conceptuales del enfoque Edad-Periodo-Cohorte (EPC). Allí abordo los aspectos centrales de este enfoque teórico para el estudio de los procesos de

cambio social. Y, en la segunda subsección, desarrollo la conceptualización de los efectos edad, periodo y cohorte en el contexto específico del estudio de la pobreza laboral, a la luz de la evidencia y teorías disponibles.

2.3.1. Descomposición de las fuentes del cambio social

El cambio social ha sido un objeto de reflexión sociológica desde la fundación de la disciplina. Tanto Marx (2010) como Durkheim (2012) y Weber (2007) pusieron al centro de sus programas de investigación, la construcción de conocimiento científico que permitiera describir, comprender y explicar los profundos procesos de transformación vividos por las sociedades europeas de fines del siglo XIX y comienzos del siglo XX. Posteriormente, como han destacado Fosse y Winship (2019), Karl Mannheim y Norman Ryder realizaron contribuciones decisivas al estudio del cambio social.

Hacia fines de la década de 1920, el sociólogo alemán Karl Mannheim publicó el ensayo titulado “El problema de las generaciones” (Mannheim, 1993). Allí, subrayaba la importancia de analizar a las generaciones para comprender las transformaciones sociales. Su tesis central fue que el cambio social no puede ser explicado únicamente porque los individuos alteren sus ideas y/o conductas, sino que también porque cada generación está marcada por experiencias compartidas que conforman diferencias en cuanto a sus creencias, valores y conductas hasta la muerte. Así, en el corazón del concepto de generaciones se encuentra la noción de “años impresionables”, entendido como aquél conjunto de experiencias significativas que moldean el modo de ser de una cohorte (Mannheim, 1993).

En una línea de reflexión bastante cercana a Mannheim, a mediados de la década de 1960, el demógrafo estadounidense Norman Ryder destacó el rol jugado por el recambio generacional en los procesos de cambio social. Para el autor mencionado, cada cohorte desarrolla características persistentes y distintivas, a partir de sus procesos de socialización, educación formal y experiencias históricas compartidas (Ryder, 1965). Así, el proceso natural de nacimiento, envejecimiento y muerte de los individuos, significa a nivel macro, un continuo recambio demográfico donde salen y entran grupos de individuos que no poseen características equivalentes. Entonces, en el límite, es posible imaginar la ocurrencia de cambios macrosociales sin que existan cambios en los individuos, sino que únicamente un proceso de recambio generacional.

Enraizado en estas tradiciones científico-sociales, es que surge, a mediados del siglo XX, el enfoque EPC como enfoque conceptual para el estudio del cambio social. En el

enfoque EPC la transformación social es descompuesta en dos fuentes: los cambios que ocurren en los individuos a lo largo de su vida y los cambios en la composición de la población (Yang y Land, 2006).

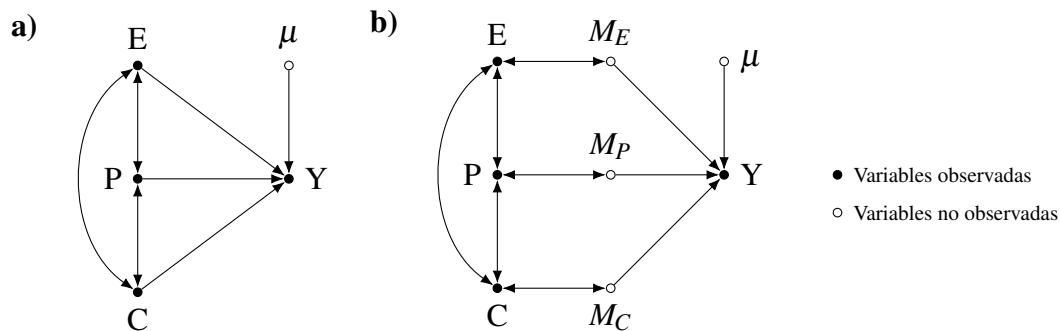
En la primera fuente es posible distinguir entre los efectos edad y periodo. El efecto edad representa la variación en el tiempo de los individuos, provocada por cambios psicológicos, acumulación de experiencia social y/o cambios de rol o status (Yang, 2008; Yang y Land, 2008, 2013, 2006). El efecto periodo corresponde a las variaciones en el tiempo que afectan simultáneamente a todos los individuos, comúnmente producto de cambios sociales, culturales, económicos o físicos en el entorno (Yang, 2008; Yang y Land, 2008, 2013, 2006).

En la segunda fuente de cambio social se ubica el efecto cohorte. El efecto cohorte comprende aquella parte de las transformaciones sociales debidas al cambio en la composición de la población, empujado por el recambio generacional (Yang, 2008; Yang y Land, 2008, 2013, 2006). La muerte de las cohortes más antiguas y el posicionamiento de cohortes más jóvenes es una fuente de cambio social en la medida que, al interior de las generaciones, los individuos comparten experiencias formativas que influyen sobre sus formas de pensar y actuar (Yang y Land, 2006).

De esta manera, el propósito fundamental de los análisis EPC es identificar separadamente la contribución de los efectos edad, periodo y cohorte a los procesos de cambio social.

Un alcance importante es señalar que estos efectos no pueden ser directamente interpretados como procesos causales, sino más bien como indicadores observables de procesos causales subyacentes, que frecuentemente permanecen no observados (Fosse y Winship, 2019). En la Figura 2.5 se ilustra el planteamiento causal implícito en el enfoque EPC. El grafo a) corresponde a una versión simplificada del grafo b), donde se explicita la existencia de mecanismos causales no observados y subyacentes a los efectos edad, periodo y cohorte.

Así, me interesa destacar que un análisis EPC permite generar descripciones profundas de los procesos de cambio social y además, sirve como guía para construir hipótesis explicativas que permitan evaluar empíricamente, en estudios posteriores, dichos mecanismos subyacentes. En ese sentido, una investigación sobre pobreza laboral, conducida bajo el enfoque EPC, permite un avance en una dirección potencialmente provechosa para abordar parte de las brechas de conocimiento en la materia.



Fuente: Elaboración propia en base a Fosse y Winship (2019).

Figura 2.5: Mecanismos causales no observados, EPC.

2.3.2. Los efectos edad, periodo y cohorte en el contexto de la pobreza laboral

Pensar los efectos edad, periodo y cohorte en el contexto del estudio de la pobreza laboral es una tarea difícil de realizar debido a dos obstáculos. Por un lado, está la escasez de estudios que hayan abordado la pobreza laboral desde una perspectiva dinámica. Y por otro, la inexistencia de investigaciones sobre la evolución de la pobreza laboral desde un enfoque EPC. En ese sentido, la conceptualización de los efectos edad, periodo y cohorte en pobreza laboral requiere de un esfuerzo creativo por trasladar hallazgos previos a nuevos contextos y objetivos, para en base a ese ejercicio, elaborar hipótesis de investigación que se puedan evaluar empíricamente.

Dos ideas cumplen una función basal en este ejercicio de conceptualización. El primer punto de apoyo consiste en tener en cuenta que los factores, a nivel individual y hogar, que son relevantes desde una perspectiva estática, también han demostrado serlo desde una perspectiva dinámica (Tejero, 2018). Por lo tanto, el conocimiento acumulado sobre los factores asociados a la probabilidad de experimentar pobreza en el trabajo, a nivel individual y hogar, constituyen una base válida para la teorización de los efectos edad, periodo y cohorte.

Y un segundo punto de apoyo trata sobre el saber identificar qué es lo que teniendo la propiedad de cambiar en el tiempo, afecta a la probabilidad de experimentar pobreza laboral. Siguiendo la reflexión de Gerlitz (2018), entiendo que los cambios en la pobreza laboral, a nivel agregado, pueden ser atribuidos a una combinación de cambios en las capa-

ciudades de los mercados laborales, hogares e instituciones estatales para proveer bienestar a los individuos. De manera complementaria, para pensar los cambios a nivel individual, destaco la reflexión de Hick y Lanau (2018) sobre los eventos que gatillan las entradas y salidas de la pobreza laboral. Para estos autores, las entradas y salidas de la pobreza laboral pueden ser empujadas por eventos del mercado laboral (como cambios en el número de trabajadores en el hogar, en la jornada laboral y/o el salario), eventos demográficos (como cambios en el tamaño y composición del hogar) y eventos relacionados con ingresos no laborales (cambios en las transferencias sociales del hogar) (Hick y Lanau, 2018).

En ese sentido, la interrogante por los efectos edad, periodo y cohorte en pobreza laboral contiene dos interrogantes. En un primer momento, una pregunta por cuáles de los factores asociados a la pobreza en el trabajo pueden variar con el tiempo. Y, en un segundo momento, una pregunta por cuál de las fuentes del cambio social describe mejor la transformación de estos factores.

Efecto edad

De acuerdo con la conceptualización general de los efectos edad (Yang, 2008; Yang y Land, 2008, 2013, 2006), el efecto edad sobre la probabilidad de experimentar pobreza laboral puede pensarse como la manifestación observable del impacto del conjunto de cambios relevantes en los individuos que ocurren durante el desarrollo de su ciclo vital. En ese sentido, es necesario identificar qué factores asociados a la pobreza laboral varían a lo largo del ciclo vital, modificando el riesgo de experimentar pobreza en el trabajo a medida que se envejece.

Si bien no existe consenso en la literatura especializada a nivel internacional y nacional, respecto de cómo está asociada la variable edad con la probabilidad de experimentar pobreza laboral (e.g., Filandri y Struffolino, 2019) y es un área aun poco explorada el estudio de la pobreza laboral desde una perspectiva del ciclo vital (e.g., Fraser et al., 2011), para lograr una definición más concreta del efecto edad, se destacan algunos elementos desarrollados en la exposición del estado del arte.

Filandri y Struffolino (2019) han afirmado que parte importante de la evidencia disponible identifica una asociación negativa entre edad y pobreza laboral, de modo que, en general, ser joven representa una condición desventajosa en este aspecto. En Chile, tanto Bennett (2017) como Maldonado et al. (2018) han reportado que las personas de menor edad tienden a presentar mayores riesgos de vivir en pobreza laboral. Además, Maldona-

do et al. (2018), en línea con lo desarrollado por otros estudios a nivel internacional (e.g., Hick y Lanau, 2018) destacaron que la edad tiene un efecto con forma de U, donde si bien los individuos más jóvenes tienen mayores probabilidades de experimentar pobreza en el trabajo y ésta va disminuyendo con la edad, también, ocurre que dicha caída se va atenuando.

Para interpretar esta relación entre variables, Filandri y Struffolino (2019) destaca que los jóvenes suelen estar sobrerrepresentados en empleos inestables porque al estar en el inicio de su carrera laboral, están en una posición desventajosa para el mercado laboral. En una línea argumentativa cercana, Bennett (2017) interpretó esto como un efecto de la formación de capital humano, mediante la acumulación de experiencia laboral (Mincer, 1984). Al respecto, tanto en países europeos (López-bazo y Motellón, 2012) como en países latinoamericanos (Varela, Ocegueda, Castillo, y Huber, 2010) se ha constatado que, a nivel individual, mayor capital humano implica mayor empleabilidad e ingresos laborales. Sin embargo, se ha observado también que, entre los componentes del capital humano (Mincer, 1984), la educación genera mayores retornos monetarios y empleabilidad que la experiencia laboral (López-bazo y Motellón, 2012; Varela et al., 2010).

Además, desde algunos de los contados estudios longitudinales sobre pobreza laboral existentes es posible destacar nuevos elementos con los que completar la conceptualización del efecto edad (Hick y Lanau, 2018; Tejero, 2018; Van Winkle y Struffolino, 2018). En un estudio realizado en Estados Unidos, Van Winkle y Struffolino (2018) identificó eventos demográficos, asociados con el transcurso del ciclo vital individual, que aumentan y disminuyen el riesgo de experimentar pobreza laboral. Aumentan la probabilidad de ser un trabajador pobre, separarse del hogar parental, iniciar la paternidad o maternidad y separarse de la pareja. Y disminuye la probabilidad de ser un trabajador pobre, casarse. Con especial énfasis, la fertilidad y el abandono del hogar parental aumentan el riesgo de pobreza laboral cuando ocurren en temprana edad. Mientras que casarse y separarse son eventos que afecta por igual durante todo el ciclo de vida. Hick y Lanau (2018) realizaron hallazgos similares en el Reino Unido.

Tejero (2018) en un estudio realizado en España, analizó las entradas y salidas de la pobreza laboral a nivel individual. Mientras que Hick y Lanau (2018), hicieron algo similar en Reino Unido. En ambos estudios mencionados, se destaca que si bien desde una aproximación transversal los jóvenes suelen mostrar mayores riesgos de pobreza laboral, desde una perspectiva longitudinal se encuentra que en este momento del ciclo vital se

experimentan conjuntamente altas probabilidades de entrada y de salida de la pobreza en el trabajo, dada la inestabilidad y vulnerabilidad característica de este segmento de individuos.

De esta manera, es posible esperar que a medida que las personas envejecen van experimentando una disminución de la probabilidad de ser trabajadores pobres. Y, además, sostengo que una parte importante del efecto edad está asociado a la acumulación de experiencia laboral, junto con otros cambios demográficos y cambios relacionados con el acceso a ingresos no laborales.

Efecto periodo

Los efectos periodo pueden ser definidos, en general, como la variación en el tiempo que afecta simultáneamente a todos los individuos, comúnmente producto de cambios sociales, culturales, económicos o físicos en el entorno (Yang, 2008; Yang y Land, 2008, 2013, 2006). De esta manera, es posible advertir que al efecto periodo subyacen transformaciones en los factores asociados a la pobreza laboral, a nivel macro-social. Esto es, cambios en los contextos institucionales y económicos-estructurales.

En relación al contexto económico-estructural, Larrañaga y Rodríguez (2015) estudiaron la evolución de la pobreza en Chile desde 1990 al 2013. Empleando una medida absoluta de la pobreza observaron que en dicho periodo existió una fuerte tendencia lineal decreciente asociada al constante crecimiento económico registrado en la época, sobre todo en la década de los años noventa. Sin embargo, a partir del año 2000 esta tendencia lineal decreciente se estanca, lo que ha sido relacionado también con el descenso del crecimiento económico. Alternativamente, Maldonado et al. (2018) destacaron que si utiliza una medida relativa de la pobreza para analizar el mismo periodo, se observa una tendencia distinta: la pobreza aumenta en la década de los noventa, para luego descender en la década del 2000. Una figura similar se observa cuando se calcula la tasa de pobreza laboral absoluta y relativa. De acuerdo a la reflexión de los autores (Maldonado et al., 2018), estos hallazgos expresan los límites del crecimiento económico como estrategia de combate de la pobreza, toda vez que la diferencia entre las tendencias registradas para pobreza absoluta y relativa estarían explicadas porque la segunda contiene un componente relativo a la desigualdad, mientras que la primera no -que se refleja en la evolución de las tasa de pobreza laboral absoluta y relativa-.

Al respecto, PNUD (2017) calculó la desigualdad de ingreso personal en Chile durante

el periodo 1850-2009 (índice GINI), observando que si bien en el corto plazo puede notarse una disminución de la desigualdad de ingreso personal (1990-2015), en el largo plazo no configura una tendencia significativa. Entre 1990-2015 el índice GINI pasó desde 52.1 a 47.6, bajando levemente medición tras medición, exceptuando el periodo 2006-2009 donde se estancó, posiblemente relacionado con la crisis económica internacional de esos años.

Sin embargo, como han señalado Maldonado et al. (2018) el crecimiento económico y la desigualdad no son las únicas fuerzas que pueden explicar la evolución de la pobreza laboral, sino que también es relevante entender el contexto institucional. Particularmente, los autores mencionados destacan tres aspectos: la informalidad, la regulación del mercado laboral y las políticas públicas. Mientras que los dos primeros contextos institucionales permanecen de manera relativamente estable durante el periodo 1990-2013, las políticas públicas han variado. Sintéticamente se sostiene que si bien el modelo de bienestar ha mostrado un claro perfil liberal, a partir de la década del 2000 han ocurrido sucesivas reformas basadas en una noción de derechos sociales que podrían haber presionado hacia la baja de la tasa de pobreza laboral. No obstante, este planteamiento no ha sido evaluado empíricamente.

De esta manera, es esperable que exista un efecto periodo negativo sobre la pobreza laboral asociado a la evolución de los patrones de distribución del ingreso, como también, respecto de los índices de crecimiento económico y los cambios en los mecanismos de redistribución, vía impuestos y transferencias, que operan al mismo tiempo en toda la población.

Efecto cohorte

En el enfoque EPC (Yang, 2008; Yang y Land, 2008, 2013, 2006), el efecto cohorte sobre la probabilidad de experimentar pobreza laboral puede pensarse como la manifestación observada del conjunto de impactos generados por el recambio generacional entre cohortes cuyas características heterogéneas se asocian a distintos niveles de riesgo frente a la pobreza en el trabajo. En ese sentido, es posible advertir que al efecto cohorte subyacen transformaciones en factores asociados a la pobreza laboral, que se experimentan generacionalmente, tales como cambios en la composición del hogar, participación laboral, acceso a la educación y a transferencias sociales.

En ese sentido, volviendo sobre la teoría de formación de capital humano (López-bazo

y Motellón, 2012; Mincer, 1984; Varela et al., 2010), el efecto cohorte puede pensarse como principalmente asociado al proceso de ampliación del acceso a la educación. Ya que, por un lado, el factor más relevante, en términos de mejorar la empleabilidad e ingresos laborales de los individuos, en la formación de capital humano es la educación (López-bazo y Motellón, 2012; Varela et al., 2010). Y, por otro, los efectos de los cambios en las políticas educativas se manifiestan típicamente estructurados en cohortes, dada la propia dinámica generacional de los sistemas educativos y las oportunidades que ofrecen.

Tanto en Chile (Bennett, 2017; Maldonado et al., 2018) como en el mundo (Atas, 2019; Filandri y Struffolino, 2019; Fraser et al., 2011; Lohmann, 2018, e.g.) se ha constatado que a mayor educación hay una menor probabilidad de ser un trabajador pobre.

Sapelli (2011a, 2011b, 2014), en el marco de estudios sobre la evolución de la desigualdad y pobreza en Chile, observó que entre las generaciones más jóvenes la desigualdad de ingresos es menor que en las cohortes más antiguas. De manera más precisa, Sapelli (2011a, 2011b) observó para las cohortes nacidas entre 1902-1928 el coeficiente GINI de desigualdad se mantuvo estable, para luego aumentar en las cohortes nacidas entre 1929-1951, seguido de un descenso continuo para los nacidos desde 1952 hasta 1978. Parte de estos cambios fueron explicados mediante la evolución de la media y dispersión de los niveles educativos, junto a la evolución de las tasas de retorno. En particular, dichas variables lograron explicar el aumento de la desigualdad para las cohortes nacidas entre los años treinta y cincuenta, sin embargo, no su disminución posterior. Alternativamente, Sapelli (2011b) argumentó que pareciera estar produciéndose una reducción en el retorno a la experiencia laboral.

Un aspecto débil de los trabajos de Sapelli (2011a, 2011b) es la estrategia de identificación de los efectos edad, periodo y cohorte. El método Deaton consiste en estimar un modelo de regresión lineal, especificando como variables independientes a la edad, periodo (año de encuesta) y cohorte (año de nacimiento) como variables *dummies* -también se pueden incluir variables de control-. De esta manera, Deaton (1997) sostiene que se puede superar el problema de colinealidad perfecta entre año de nacimiento, edad y año de la encuesta. Sin embargo, los supuestos del método Deaton son poco creíbles en el contexto del estudio analizado: 1) no existe un efecto periodo, por lo tanto, la suma total debe ser cero; y sobre todo, 2) no existen asociaciones entre los tres efectos. Sostener el segundo supuesto resulta costoso, ya que para que no haya una posible correlación entre edad y cohorte, necesariamente se debe dar por supuesta la existencia de un efecto cohorte

marcadamente no lineal.

Si bien la estrategia de identificación de los efectos edad, periodo y cohorte empleada por Sapelli (2011a, 2011b) puede ser evaluada como débil, sus hallazgos, en conjunto con los realizados por otros autores sobre la asociación entre pobreza laboral y educación (Bennett, 2017; Maldonado et al., 2018), permiten esperar, de manera razonable, que las cohortes más jóvenes presenten una menor probabilidad de ser un trabajador pobre que las cohortes más antiguas, dado el proceso de ampliación del acceso a la educación.

En segundo lugar, tomando en cuenta la afirmación de Halleröd et al. (2015), sobre que el modo en que se organizan las familias afecta las tasas de pobreza laboral observadas y considerando que este factor varía generacionalmente, entonces, puede conceptualizarse al efecto cohorte como capturando también el efecto de cambios generacionales asociados a la estructura y composición de los hogares, así como también, a la participación laboral de sus miembros.

Diversos autores a nivel internacional (e.g., Fraser, 2011; Hick y Lanau, 2018) y nacional (Bennett, 2017; Maldonado et al., 2018), han destacado a la cantidad de niños, adultos y adultos mayores en el hogar como variables asociadas a la pobreza laboral. Mayor cantidad de niños y adultos mayores en el hogar, aumenta la probabilidad de experimentar pobreza en el trabajo. Por el contrario, mayor cantidad de adultos, la disminuye. Asimismo, Maldonado et al. (2018) y Bennett (2017) han reportado que una jefatura de hogar femenina del hogar aumenta la probabilidad de experimentar pobreza laboral, al igual que una jefatura de hogar más joven. Por último, tener más de un trabajador activo en el hogar, también disminuye el riesgo de experimentar pobreza laboral.

En Chile, durante las últimas tres décadas se han experimentado cambios importantes en las estructuras y composición de los hogares (Ministerio de Desarrollo Social, 2015a), así como también en la participación laboral de sus miembros. Se ha observado un incremento de los hogares unipersonales y sin núcleo conyugal, junto a una disminución de los hogares nucleares biparentales (Ministerio de Desarrollo Social, 2015a). Además, al año 2015, la mayoría de los hogares monoparentales contaba con una jefatura de hogar femenina (Ministerio de Desarrollo Social, 2015a). En cuanto a la presencia de niños y adultos mayores en el hogar, durante las últimas tres décadas se ha observado un incremento de los hogares con miembros mayores de 64 años, como también una disminución de los hogares con miembros menores de 15 años (Ministerio de Desarrollo Social, 2015a).

En relación a la participación laboral (Ministerio de Desarrollo Social, 2017), desde

1990 a 2017 se ha observado un aumento sostenido aunque fuertemente segregado por género. En 1990, el 32.5 % de las mujeres participaba del mercado laboral, mientras que el 52.0 % de los hombres lo hacía. Y en 2017, estas cifras subieron a 48.9 % y 59.4 %. En cuanto a participación laboral por edad, en el año 2017 se observó que los grupos etarios con menor participación laboral eran las personas menores de 20 años y los individuos con 65 años o más. Asimismo, las personas de 20 a 24 años de edad participaban laboralmente en un poco más de la mitad.

En ese sentido, el conjunto de transformaciones en las estructuras y composición de los hogares, como también en la participación laboral de sus miembros, durante las últimas tres décadas podría haber erosionado la capacidad de los hogares para proveer bienestar, ya que se ha ido produciendo una acumulación de factores asociados a la pobreza laboral tales como el aumento de los hogares monoparentales, el aumento de los hogares con jefatura femenina y una mayor presencia de adultos mayores en los hogares. No obstante, la disminución de la presencia de niños en el hogar y un aumento general de la participación laboral de la población, apuntan en un sentido contrario.

De esta manera, sostengo como esperable que exista un efecto cohorte negativo sobre la pobreza laboral asociado a la ampliación del acceso a la educación, como también, a los cambios generacionales en la estructura y composición de los hogares.

Capítulo 3

Hipótesis

En base a la revisión de literatura y argumentos teóricos-conceptuales desarrollados, se proponen las siguientes hipótesis a testear empíricamente:

- H1: Existe un efecto edad de signo negativo y decreciente sobre la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile.
- H2: Existe un efecto periodo de signo negativo sobre la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile.
- H3: Existe un efecto cohorte de signo negativo sobre la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile.
 - H3a: Las cohortes más jóvenes presentan una menor probabilidad de ser un trabajador pobre que las cohortes más antiguas.

Capítulo 4

Métodos

En el presente capítulo expongo la estrategia metodológica del estudio. Para ello, dedico una primera sección a describir las características de los datos en que se fundamenta la investigación. Una segunda sección a la definición de las variables analizadas. Y finalmente, la tercera sección está dedicada a exponer la estrategia de análisis implementada.

4.1. Datos

Analicé las bases de datos de las Encuestas Casen de los años 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2003, 2006, 2009, 2011, 2013, 2015 y 2017, correspondientes a la metodología actualizada de medición de ingresos (PNUD et al., 2019). Todas las bases de datos, cuestionarios y documentos técnicos son de acceso público y pueden ser descargados desde el sitio web del Ministerio de Desarrollo Social del Gobierno de Chile.

Cada una de las versiones de la Encuesta Casen ha definido como población objetivo al conjunto de hogares que habitan en viviendas particulares dentro del territorio chileno y a las personas que residen en ellas de forma permanente, excluyendo de esta definición a los hogares y personas localizadas en áreas alejadas y de difícil acceso. Además, todas ellas han adoptado como estrategia muestral un diseño de tipo estratificado, por conglomerado y polietápico, también conocido como diseño muestral complejo (Ministerio de Desarrollo Social, 2012, 2015a, 2016, 2018; Oyarzún, 2009). En sus distintas versiones ha ido variando el marco muestral empleado, así como también la definición de las unidades de muestreo y los tamaños de muestra. Así, me interesa destacar que todas las versiones cuentan con, al menos, representatividad a nivel nacional. En ese sentido, la serie Casen

constituye una fuente de información suficiente para realizar estimaciones válidas para la población chilena durante el periodo 1990-2017.

Las bases de datos originales contienen cada una entre 105,189 casos (Casen 1990) y 268,873 casos (Casen 2015). La versión más reciente de la encuesta, correspondiente al año 2017, contiene 216,439 casos. Así, la serie Casen 1990-2017 está conformada por un total de 2,677,149 observaciones (en la columna “muestra” del Cuadro 4.1 presento la cantidad de casos por año).

Cuadro 4.1: Cantidad de observaciones por año de encuesta

Año	Muestra	Muestra efectiva 1	Muestra efectiva 2
1990	105,189	72,775	34,286
1992	143,459	92,327	45,320
1994	178,057	123,602	59,849
1996	134,262	93,755	46,582
1998	188,360	120,765	60,968
2000	252,748	180,269	84,706
2003	257,077	157,362	79,968
2006	268,873	196,590	97,573
2009	246,924	192,757	89,682
2011	200,302	155,615	78,899
2013	218,491	170,559	87,568
2015	266,968	211,006	109,908
2017	216,439	172,795	90,645
Total	2,677,149	1,940,177	965,954

Nota: La muestra corresponde al total de casos en las bases de datos originales. La muestra efectiva 1, al subconjunto definido por los casos sin información faltante en las variables independientes analizadas y con 15 a 89 años de edad. Y la muestra efectiva 2, al subconjunto definido por los casos sin información faltante en las variables dependientes e independientes analizadas y con 15 a 89 años de edad.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

No obstante, el estudio se centró sólo en la población que tenía de 15 a 89 años de edad al momento de ser encuestada, correspondientes a 1,963,299 observaciones. Esta decisión se fundamentó en dos razones. Por un lado, en la serie analizada se han levantado

estadísticas laborales sólo para las personas con 15 años o más, en cada una de sus versiones. Y, por otro lado, para las personas con 90 años y más no hay suficiente cantidad de casos para realizar análisis estadísticamente eficientes. Además, fueron eliminados los casos con información faltante en las variables independientes (muestra efectiva 1 en el Cuadro 4.1) y para la estimación de los modelos principales, también se removieron los casos con información faltante en la variable dependiente (muestra efectiva 2 en el Cuadro 4.1). Así, la muestra efectiva del estudio quedó finalmente conformada por 1,940,177 y 965,954 observaciones, respectivamente.

4.2. Variables

A continuación, defino las variables analizadas y sus características generales. Comienzo abordando la variable dependiente del estudio, «pobreza laboral». Luego, continúo con las variables independientes «edad», «periodo» y «cohorte». Para terminar con las covariables consideradas en el estudio.

4.2.1. Variable dependiente: pobreza laboral

La variable dependiente es «pobreza laboral». Ante la falta de un consenso teórico-conceptual sobre la definición del concepto pobreza laboral (Halleröd et al., 2015) -aspecto revisado en profundidad en el capítulo 2 de la tesis-, opté por acuñar más de una estrategia de medición del concepto pobreza laboral. De esta manera, busqué evitar cierta cuota de arbitrariedad en las decisiones metodológicas y además, poder evaluar en qué medida los hallazgos del estudio son sensibles a la estrategia de medición adoptada. Así, la variable dependiente de esta investigación se ramifica en tres variables: «pobreza laboral absoluta», «pobreza laboral relativa» y «pobreza laboral relativa anclada».

La medición de la pobreza laboral e identificación de los trabajadores pobres depende de tres definiciones previas: cómo medir a los ingresos, la pobreza y la ocupación. A continuación, explico cómo abordé estos aspectos en las tres estrategias de medición empleadas.

Ingresos

En virtud de las características propias de los datos secundarios analizados, este estu-

dio midió los ingresos conforme a la metodología actualizada de medición de ingresos difundida por el Ministerio de Desarrollo Social en 2015 (CEPAL, 2018; Ministerio de Desarrollo Social, 2015b) y posteriormente, aplicada a la serie Casen completa (PNUD et al., 2019).

El concepto de ingreso utilizado en la serie Casen 1990-2017 analizada corresponde al de ingreso disponible del hogar. El ingreso disponible del hogar corresponde a “todas las partidas monetarias y en especie recibidas, con frecuencia anual o mayor, exceptuando las ganancias inesperadas, irregulares o percibidas típicamente una sola vez, y no incluye transferencias sociales en especie (por ejemplo, educación o salud gratuitas)” (CEPAL, 2018). Así, el ingreso disponible de un hogar es un agregado neto obtenido de la resta entre el ingreso total y la suma de impuestos directos, contribuciones a la seguridad social y transferencias corrientes a otros hogares, pagadas por los hogares. Y a su vez, el ingreso total puede ser dividido en ingresos primarios (ingresos laborales e ingresos del capital) y en transferencias corrientes percibidas (jubilaciones, pensiones, subsidios y asistencia social) (CEPAL, 2018; Ministerio de Desarrollo Social, 2015b).

La medición del ingreso disponible del hogar ha sido realizada en las encuestas Casen mediante la suma del ingreso autónomo del hogar (sueldos y salarios, monetarios y en especies, ganancias provenientes del trabajo independiente, auto-provisión de bienes producidos por el hogar, rentas, intereses, dividendos y retiro de utilidades, jubilaciones, pensiones o montepíos y transferencias corrientes), los ingresos provenientes de transferencias monetarias estatales recibidas por el hogar y el alquiler imputado (Ministerio de Desarrollo Social, 2015b).

La metodología actualizada de medición de ingresos en Casen difiere de la metodología anteriormente utilizada en varios aspectos pertinentes de dejar en claro (PNUD et al., 2019). En primer lugar, fue modificada la manera de imputar los alquileres. Pasando desde el reconocimiento del valor de alquiler imputado a los hogares que ocupan vivienda de su propiedad a incluir también, a hogares que ocupan viviendas cedidas por familiares, por trabajo o en usufructo.

En segundo lugar, cambió el método de corrección por no respuesta a las preguntas de ingreso. Mientras que en la metodología anterior se realizaban imputaciones por medias a casos con información faltante que cumplían ciertas condiciones definidas, en la nueva metodología se realizaron imputaciones por medias condicionadas usando matrices de exigencia (PNUD et al., 2019).

Y en tercer lugar, se eliminó la práctica de ajustar el ingreso de los hogares calculados a partir las encuestas Casen a las estimaciones de la Cuenta de Ingresos y Gastos de los Hogares del Sistema de Cuentas Nacionales (PNUD et al., 2019).

Pobreza

En las tres variantes de la variable dependiente «pobreza laboral» la medición de la pobreza utilizada en este estudio, corresponde a aproximaciones propias del enfoque monetario de la pobreza (Salama y Destremau, 2002). Al interior de este enfoque, se distinguen las aproximaciones conceptuales y metodológicas de la pobreza absoluta, relativa y relativa anclada (Foster et al., 2013). El enfoque monetario de la pobreza, junto con tener la cualidad de ser extensivamente utilizado a nivel nacional e internacional, coincide con la metodología de medición de la pobreza y las características de los datos correspondientes a la serie Casen 1990-2017 (Ministerio de Desarrollo Social, 2015b).

La medición de pobreza absoluta empleada en este estudio corresponde a la desarrollada por el Ministerio de Desarrollo Social en sus estadísticas oficiales sobre pobreza (Ministerio de Desarrollo Social, 2015b; PNUD et al., 2019). En cambio, las mediciones de pobreza relativa y pobreza relativa anclada, fueron construidas en este estudio siguiendo procedimientos metodológicos empleados a nivel internacional (Foster et al., 2013; Salama y Destremau, 2002; UNECE, 2017). A continuación, se detallan las características de cada una.

En relación a la medición de la pobreza absoluta es relevante señalar, en primer lugar, que el Ministerio de Desarrollo Social implementó un proceso de actualización y perfeccionamiento de la metodología de medición de pobreza, que finalmente decantó en la denominada “nueva metodología para la medición de la pobreza” publicada en el año 2015 (Ministerio de Desarrollo Social, 2015b) y posteriormente, aplicada de forma retroactiva a toda la serie de encuestas Casen (PNUD et al., 2019). En este estudio utilicé la metodología actualizada para la medición de la pobreza absoluta, pues refleja mejor los hábitos de consumo prevalecientes en la actualidad y considera en su cálculo, la existencia de economías de escala en el consumo al interior de los hogares.

En términos comparados con la metodología anteriormente utilizada por el Ministerio de Desarrollo Social para la medición de la pobreza, la metodología actual presenta similitudes y diferencias en diversos aspectos (PNUD et al., 2019). Ambas metodologías consideran un umbral de pobreza absoluto que representa la satisfacción de necesidades

básicas y definen el límite de la situación de pobreza en referencia a dicho umbral. Asimismo, en ambas, la unidad de análisis es el hogar, de modo que todos los miembros de un hogar reciben el mismo indicador de pobreza. Sin embargo, las definiciones de pobreza, canastas básicas alimentarias y no alimentarias, y línea de pobreza difieren.

En la nueva metodología de medición de la pobreza absoluta se entiende que un hogar está en situación de pobreza si su ingreso total por persona equivalente ¹ es inferior al valor de la línea de pobreza por persona equivalente (Ministerio de Desarrollo Social, 2015b; PNUD et al., 2019). Anteriormente, se entendía por hogar pobre a aquél cuyo ingreso total per cápita era inferior a la línea de pobreza. Esta mejora permite considerar además del efecto del tamaño del hogar en su bienestar, la existencia de economías de escala en el consumo de los hogares.

La definición de las canastas básicas alimentaria y no alimentaria es otro aspecto que ha variado en cuanto a su método de cálculo, fuentes de información utilizadas y procedimientos de actualización de acuerdo con la variación de precios de los productos en el tiempo (Ministerio de Desarrollo Social, 2015b; PNUD et al., 2019). En su versión actualizada, la canasta básica alimentaria fue definida considerando un mínimo de requerimientos equivalentes a 2,000 calorías diarias promedio por persona, incluyendo 210.8 calorías proporcionadas mediante el Programa de Alimentación Escolar (PNUD et al., 2019). Los productos que la componen fueron definidos en base a los patrones de consumo de los hogares pertenecientes al primer quintil de la distribución del ingreso en la VII Encuesta de Presupuestos Familiares 2011-2012, y otras consideraciones normativas. Además, su valor se actualiza en función de la variación de precios de los productos que la componen en el índice de precios al consumidor (IPC) reportado por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). A diferencia de lo que ocurría anteriormente, el costo de la canasta básica alimentaria no diferencia entre zonas rurales y urbanas. Por otra parte, en la nueva metodología de medición de pobreza, el costo de la canasta básica no alimentaria fue definida a partir de la diferencia entre el gasto total per cápita de los hogares del estrato de referencia y el costo de la canasta básica alimentaria. Además, su valor se actualiza en función de la variación de precios del IPC, descontando la variación en alimentos y bebidas no alcohólicas, y restaurantes, cafés y establecimientos similares.

¹El ingreso total por persona equivalente es calculado como el ‘ingreso total del hogar dividido por el número de personas equivalentes, esto es, el número de miembros del hogar, excluido el servicio doméstico puertas adentro y su núcleo familiar, elevado a una potencia o coeficiente de ponderación, llamado elasticidad de equivalencia, cuyo valor es 0.7’ (PNUD et al., 2019).

La definición de la línea de pobreza es el último de los aspectos que variaron con el cambio de metodología de medición de la pobreza absoluta en Chile (Ministerio de Desarrollo Social, 2015b; PNUD et al., 2019). En su versión actual, existe una línea de pobreza por persona equivalente común para todo el país, sin diferenciar entre zonas urbanas y rurales. Además, su valor se actualiza de acuerdo con la variación de precios de las canastas básicas alimentaria y no alimentaria. En el Cuadro 4.2 se presentan las líneas de pobreza absoluta (LPA) empleadas en este estudio y que corresponden a las definidas por el Ministerio de Desarrollo Social en su nueva metodología de medición de pobreza (Ministerio de Desarrollo Social, 2015b; PNUD et al., 2019).

Cuadro 4.2: Líneas de pobreza absoluta, relativa y relativa anclada, por persona equivalente, según año

	LPA	LPR	LPRA
1990	41,604	17,600	58,054
1992	57,616	32,032	77,982
1994	67,349	43,200	95,150
1996	76,684	54,000	109,689
1998	84,778	65,115	121,570
2000	90,758	70,639	130,521
2003	97,806	77,200	139,832
2006	105,384	98,710	151,648
2009	120,662	115,095	173,390
2011	128,758	130,363	184,774
2013	136,911	162,935	193,193
2015	151,669	193,000	212,264
2017	158,145	222,657	222,657

Nota 1: Valores expresados en pesos chilenos de noviembre de cada año.

Nota 2: La escala de equivalencia de LPA corresponde a la empleada por el Ministerio de Desarrollo Social. En cambio, en LPR y LPRA se utiliza la escala de equivalencia OCDE modificada.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017 y PNUD et al. (2019).

En relación a la medición de la pobreza relativa, la estrategia adoptada en este estudio corresponde a la metodología de medición utilizada por Eurostat (Lohmann, 2018; UNECE, 2017) y que a nivel nacional, también ha sido aplicada en estudios sobre pobreza laboral (Bennett, 2017; Maldonado et al., 2018).

En esta aproximación conceptual-metodológica, la pobreza relativa es definida como una situación de falta de recursos para obtener el tipo de alimentación, participación en actividades y condiciones de vida que son socialmente consideradas como típicas, lo que resulta en una exclusión respecto de los patrones de vida, costumbres y actividades predominantes en una sociedad y tiempo histórico dado (UNECE, 2017). Esta definición de pobreza relativa ha sido usualmente traducida a nivel de estrategia de medición como una función explícita de la distribución de ingreso, tales como una fracción constante de algún estándar de ingresos.

En la Unión Europea se han definido líneas de pobreza relativa a nivel país, fijadas en el 60 % de la mediana nacional de ingreso disponible por persona equivalente ² (UNECE, 2017). En estudios sobre pobreza laboral en Chile, también se ha aplicado esta forma de medición de la pobreza relativa (Bennett, 2017; Maldonado et al., 2018).

En el Cuadro 4.2 se presentan las líneas de pobreza relativa (LPR) empleadas en este estudio y que fueron calculadas siguiendo la metodología de medición de pobreza relativa utilizada por la Unión Europea desde 1990 UNECE (2017), de igual forma a lo realizado por Maldonado et al. (2018) y Bennett (2017) en sus estudios sobre pobreza laboral en Chile ³.

Esta manera de medir pobreza, en comparación con la aproximación absoluta, tiene ventajas e inconvenientes (Foster et al., 2013; Salama y Destremau, 2002; UNECE, 2017). Su principal ventaja es una mayor claridad conceptual y simplicidad de cálculo, lo que es particularmente ventajoso para realizar comparaciones internacionales. No obstante, al igual que en la pobreza absoluta, el umbral de pobreza es esencialmente una decisión arbitraria y no exenta de cierto trasfondo normativo. Asimismo, a diferencia de lo que ocurre con la pobreza absoluta, la pobreza relativa es sensible a los cambios generales en

²El ingreso disponible por persona equivalente es calculado como el ingreso disponible del hogar dividido por el número de personas equivalentes, según la escala de equivalencias modificada de OCDE. Esta escala asigna un 1.0 al jefe de hogar, 0.5 a cualquier otro miembros adulto de la familia (15 años en adelante) y un 0.3 a cada niño en el hogar (hasta 14 años) (OECD, 2013a).

³En primer lugar, calculé la cantidad de personas equivalentes por hogar, empleando la escala de equivalencias modificada OCDE. Luego, dividí el ingreso disponible de los hogares por la cantidad de personas equivalentes en el hogar. Y finalmente, calculé el 60 % de la mediana de ingreso disponible por persona equivalente, en cada año analizado.

los ingresos promedios, lo que puede ser especialmente problemático cuando los hogares más pobres aumentan sus ingresos a un ritmo más lento que el resto, como es el caso chileno PNUD (2017). Por esto, un análisis longitudinal de los cambios en la pobreza puede ser menos claro y directo con una medida relativa que con una medida absoluta de la pobreza, ya que en la aproximación relativa la tendencia longitudinal expresa una mixtura de cambios en los niveles de bienestar de los hogares más pobres y de cambios en la desigualdad de ingresos (Foster et al., 2013; UNECE, 2017).

Como respuesta a esta combinación de pros y contras asociados al uso de medidas relativas de la pobreza es que diversos autores e instituciones han recomendado como una buena práctica el acompañar los análisis sobre pobreza relativa con el análisis de medidas absolutas (Foster et al., 2013; Salama y Destremau, 2002; UNECE, 2017), lo cual incorporé en este estudio.

Finalmente, la pobreza relativa anclada es una estrategia de medición crecientemente utilizada a nivel internacional, que puede ser descrita como una variación de la aproximación relativa de la pobreza (Foster et al., 2013; UNECE, 2017).

Al igual que en la estrategia relativa de medición de la pobreza, desde la pobreza relativa anclada se entiende a la pobreza como una situación de falta de recursos para acceder a las condiciones de vida medias en una sociedad y momento determinado. Asimismo, para su medición se suelen utilizar fracciones constantes de algún estándar de ingresos, pero que en este caso es anclado en un momento del tiempo. Por ejemplo, para realizar comparaciones longitudinales, Eurostat mide a la pobreza relativa, mediante un umbral de pobreza relativo calculado para un año en particular y posteriormente ajustado por inflación para otros momentos en el tiempo (UNECE, 2017).

De esta manera, definí al umbral de pobreza relativa anclada en el 60 % de la mediana nacional de ingreso disponible por persona equivalente -calculada empleando la escala de equivalencias modificada OCDE-, correspondiente al año 2017. Y a partir de éste se realizaron ajustes por inflación para los años anteriores. En el Cuadro 4.2 se presentan las líneas de pobreza relativa anclada (LPRA) empleadas en este estudio.

Esta manera de medir pobreza tiene pros y contras en relación a las estrategias anteriormente desarrolladas (Foster et al., 2013; UNECE, 2017). Comparte con la aproximación relativa, su claridad conceptual y simplicidad de cálculo. Agregándole la ventaja comparativa de permitir análisis longitudinales más claros y directos, puesto que a diferencia de la medida relativa, no es sensible a los cambios en la desigualdad de ingresos. Sin em-

bargo, en desventaja con las medidas absolutas y relativas de la pobreza aún no es tan extensivamente utilizada a nivel internacional y nacional. De hecho, hasta donde llega mi conocimiento, no existen estudios sobre pobreza laboral en Chile que hayan incluido este tipo de medición. Y sobre todo, no es una decisión metodológica libre de arbitrariedad en qué año anclar el umbral de pobreza y más aún, afecta de manera importante las estimaciones obtenidas (Foster et al., 2013; UNECE, 2017).

En ese sentido, a la luz de las desventajas e inconvenientes de cada una de las tres estrategias de medición de pobreza expuestas, decidí utilizar complementariamente las medidas absoluta, relativa y relativa anclada de la pobreza para obtener una mirada más completa y a la vez, poder evaluar en qué medida estos cambios en las estrategias de medición de la pobreza afectan las estimaciones de pobreza laboral y los efectos EPC.

Ocupación

La medición del estatus de ocupación fue definida en base a dos objetivos. Por un lado, que ésta fuera capaz de medir al concepto de ‘empleo’, según fue desarrollado en la revisión de literatura, poniendo especial énfasis en que los individuos con empleos atípicos y empleos precarios no fueran invisibilizados. Y, que estuviera en línea con las estrategias empleadas en otros estudios sobre pobreza laboral en Chile (Bennett, 2017; Durán y Kremerman, 2015; Maldonado et al., 2018; Sehnbruch, 2006). Además, un tercer criterio determinante fueron las limitaciones y características de los datos analizados.

En toda la serie Casen 1990-2017 el estatus de ocupación fue medido como una variable categórica que distingue entre individuos inactivos, cesantes y ocupados. Inactivos son los individuos que nunca han tenido un empleo. Cesantes son los individuos que se encuentran en búsqueda de un empleo. Y ocupados los individuos que actualmente poseen un empleo (Ministerio de Desarrollo Social, 2015c). Sin embargo, no ha sido completamente estable la forma de medir el estatus de actividad e identificar a los trabajadores u ocupados (Oyarzún, 2009).

Al revisar los cuestionarios y bases de datos de cada una de las versiones de la encuesta, noté que desde el año 1990 hasta el año 2015 el módulo laboral de la encuesta se aplicaba a todos los individuos con 12 años de edad o más. En cambio, en la versión 2017 sólo fue levantada información sociolaboral para las personas con 15 años o más. Por otra parte, el periodo de referencia en toda la serie ha sido la semana anterior a la encuesta, pero antes del año 2006 no existía un mínimo de horas de trabajo a cumplir, durante en la semana

anterior, para ser considerado como un individuo ocupado. En cambio, a partir de ese año se comenzó a considerar que toda persona, con 12 o 15 años y más -según sea la versión de la encuesta-, que haya cumplido con al menos 1 hora de trabajo durante la semana anterior a la encuesta, es un individuo ocupado. Esta última modificación acercó a la estrategia de medición de la encuesta Casen, a la utilizada en estadísticas laborales internacionales por ILO (Lohmann, 2018).

Así, en esta investigación se identificaron a las personas que trabajan como todos los individuos con 15 años o más que, durante la semana anterior a la encuesta, trabajaron en una actividad económica por una remuneración en dinero o en especies-. También son trabajadores quienes, durante la semana anterior a la encuesta, temporalmente estuvieron ausentes de su empleo por licencia médica, vacaciones u otra situación similar. De esta manera, la variable «ocupación» es una variable dicotómica que distingue entre individuos que trabajan e individuos que no trabajan.

En el Cuadro 4.3, se presenta el porcentaje de personas que trabajan según año de encuesta. Es posible destacar que el porcentaje de personas que trabajan oscila en torno al 52 % en el periodo analizado, registrándose un aumento de 7.23 puntos en el porcentaje de personas ocupadas, según año, entre 1990 y 2017.

Cuadro 4.3: Porcentaje de personas ocupadas, según año

	Ocupados (%)
1990	47.89
1992	51.93
1994	51.05
1996	51.70
1998	51.81
2000	50.17
2003	54.01
2006	53.80
2009	50.26
2011	51.88
2013	53.53
2015	54.29
2017	55.12

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Entonces, una vez definida las estrategias de medición de los ingresos, la pobreza y el estatus de ocupación, la variable dependiente «pobreza laboral», en sus tres variantes, fue implementada de la siguiente manera:

(1) Pobreza laboral: individuos ocupados que viven en hogares que fueron clasificados como en situación de pobreza absoluta, relativa o relativa anclada, respectivamente;

(0) No hay pobreza laboral: individuos ocupados que viven en hogares que no fueron clasificados como pobres, según el criterio de pobreza absoluta, relativa o relativa anclada, respectivamente.

Por último, en el Cuadro 4.4 se presenta esquemáticamente cada una de las estrategias de medición adoptadas para la variable dependiente «pobreza laboral».

Cuadro 4.4: Mediciones de pobreza laboral

	Ingresos		Pobreza	Ocupación
Pobreza laboral absoluta	Ingreso disponible en el hogar	total en	Líneas oficiales de pobreza en Chile	Individuos con 15 años o más que, durante la semana anterior, trabajaron remuneradamente.
Pobreza laboral relativa	Ídem		60 % de la mediana de ingreso por persona equivalente	Ídem
Pobreza laboral relativa anclada	Ídem		60 % de la mediana de ingreso por persona equivalente anclada al año 2017	Ídem

Fuente: Elaboración propia.

4.2.2. Variables independientes: edad, periodo y cohorte

Las variables independientes de interés son «edad», «periodo» y «cohorte». La variable «edad» fue medida en años cumplidos y varía en un rango que va desde 15 a 89 años. Para facilitar que el proceso de estimación de los modelos converja de forma más rápida, la edad fue dividida en 10, resultando en un rango de 1.5 a 8.9.

La variable «periodo» fue medida con una marca temporal asociada al año de encuesta, contando desde 1 en 1990 hasta 28 en 2017. Esto es: 1 para 1990, 3 para 1992, 5 para 1994, 7 para 1996, 9 para 1998, 11 para 2000, 14 para 2003, 17 para 2006, 20 para 2009, 22 para 2011, 24 para 2013, 26 para 2015 y finalmente, 28 para 2017.

Dado que los modelos EPC son sensibles a la manera en que es medida la variable «cohorte» y en especial, a cómo es definida la cohorte más antigua -que es utilizada como categoría de referencia- (Bargsted, Somma, y Rojas, 2019), su definición requiere una mayor detención que las anteriores variables independientes de interés.

Según Bargsted y Maldonado (2018), en la literatura ligada al enfoque EPC es posible identificar dos aproximaciones relativas al cómo distinguir generaciones. Por un lado, están los estudios que distinguen cohortes utilizando como criterio de agrupación el haber vivido determinados eventos y/o procesos históricos que resultan relevantes para la comprensión del objeto de estudio (e.g., Mannheim, 1993). Y por otro, las investigaciones que utilizan criterios más bien formales, propios de la demografía, que consisten en la agrupación de individuos según sus años de nacimiento en intervalos de 5 años (e.g., Yang, 2008; Yang y Land, 2013). El inconveniente de la primera estrategia es que requiere hacer supuestos teóricos acerca de los procesos de socialización (Bargsted et al., 2019). De esta manera, considerando que no existe evidencia disponible respecto de los procesos de socialización relevantes para la comprensión de la pobreza laboral, opté por emplear la aproximación demográfica.

Una vez tomada la decisión respecto a la utilización de un enfoque demográfico en la distinción de las cohortes, se abre la interrogante sobre qué esquema de codificación utilizar. Para abordar esta cuestión sin realizar un proceso de selección arbitrario, se adoptó la estrategia implementada y descrita por Bargsted et al. (2019). En primer lugar, los autores mencionados estimaron 10 modelos EPC bajo distintos esquemas de codificación, variando el punto de corte que define la generación más antigua. Luego, compararon sus diferentes bondades de ajustes, medidas por la devianza (-2xLog-verosimilitud) y el criterio de información de Akaike (AIC). Finalmente, decidieron emplear el esquema de

codificación de las cohortes que permitió estimar el modelo con mejor ajuste.

Entonces, evalué la bondad de ajuste de 10 modelos EPC para pobreza laboral -en cada una de sus estrategias de medición adoptadas-, bajo distintos esquemas de codificación de las cohortes (en el Anexo A se pueden consultar los modelos estimados y su comparación detallada). En el primer modelo definí a la generación más antigua como conformada por los individuos nacidos en 1904 o antes. Mientras que en el segundo modelo, fue definida como los individuos nacidos en 1905 o antes, y así hasta llegar al décimo modelo, donde la generación más antigua quedó conformada por los individuos nacidos en 1915 o antes. Finalmente, comparé sus indicadores de ajuste (devianza y AIC), observando que el modelo EPC estimado que mejor se ajustaba a los datos analizados corresponde a aquel donde la variable «cohorte» fue medida como 20 grupos de individuos, según sus años de nacimiento en intervalos de 5 años, comenzando por las personas nacidas en 1908 o antes. Por lo tanto, la variable «cohorte» posee los siguientes niveles: cohorte de nacidos 1908 o antes, 1909-1913, 1914-1918, 1919-1923, 1924-1928, 1929-1933, 1934-1938, 1939-1943, 1944-1948, 1949-1953, 1954-1958, 1959-1963, 1964-1968, 1969-1973, 1974-1978, 1979-1983, 1984-1988, 1989-1993, 1994-1998 y 1999 o después.

4.2.3. Covariables

Considerando tanto el estado del conocimiento respecto de los factores asociados a la pobreza laboral -expuesto en el capítulo 2 de la tesis-, como las limitaciones propias de los datos analizados, incluí en el estudio las siguientes covariables que miden factores asociados a nivel individual y a nivel hogar⁴: número de trabajadores en el hogar, tipo de ocupación, sector económico de la ocupación, nivel educacional, género, estado civil, área geográfica, condición de beneficiario de transferencias públicas, género del jefe de hogar, edad del jefe de hogar, cantidad de personas en el hogar, cantidad de personas de 0 a 5 años en el hogar, cantidad de personas de 6 a 14 años en el hogar y cantidad de personas de 66 años o más en el hogar⁵.

En relación a la caracterización de las variables de tipo sociolaboral a nivel individual, «Tipo de ocupación» es una variable categórica compuesta por 4 categorías: empleador,

⁴No se incluyeron covariables que miden factores a nivel macro-social porque la serie Casen 1990-2017 no es lo suficientemente amplia como para evaluar cambios a este nivel.

⁵Adicionalmente, estimé los 3 modelos completos controlando por la variable región y definiendo a la Región Metropolitana como categoría de referencia. Los signos y niveles de significación de los parámetros estimados se mantienen estables (tablas de reporte en Anexo E).

auto-empleado, empleado y familiar no remunerado. Y «sector económico de la ocupación» es una variable categórica compuesta por 3 categorías: sector primario, sector secundario y sector terciario. La primera categoría engloba los trabajos ligados a “agricultura, ganadería, caza y silvicultura”, “pesca” y “explotación de minas y canteras”. La segunda categoría a las ocupaciones en “industrias manufactureras”, “suministro de electricidad, gas y agua” y “construcción”. Y la tercera categoría, reúne a los trabajos en “comercio al por mayor y al por menor”, “hoteles y restaurantes”, “transporte, almacenamiento y comunicaciones”, “intermediación financiera”, “actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler”, “administración pública y defensa”, “enseñanza”, “servicios sociales y de salud”, “otras actividades de servicios comunitarios, sociales y personales”, “servicios domésticos en hogares privados” y “organizaciones y órganos extraterritoriales”. Y a nivel hogar, «número de trabajadores en el hogar» es una variable continua que registra cuantos miembros del hogar poseen un trabajo, siguiendo la misma definición de ‘ocupado’ expuesta en la subsección dedicada a la descripción de la variable dependiente. Esta variable varía en un rango de 1 a 13.

En relación a la descripción de las variables sociodemográficas a nivel individual, el «nivel educacional» fue medido como una variable categórica con 7 clases: sin estudios formales, educación básica incompleta, educación básica completa, educación media incompleta, educación media completa, educación superior incompleta y educación superior completa. El «género» fue definido como una variable dicotómica que distingue únicamente entre hombres y mujeres. «Estado civil» es una variable categórica compuesta por 5 categorías: casado/a, conviviente, divorciado/a, viudo/a y soltero/a.

En relación a las variables sociodemográficas a nivel hogar, «área geográfica» se refiere a la localización de la vivienda del hogar. Es una variable dicotómica que distingue entre áreas urbanas y rurales. La variable «condición de beneficiario de transferencias públicas» también es una variable dicotómica y que fue construida a partir de la información de ingresos del hogar provenientes de transferencias públicas medidas por las encuestas Casen. Esta variable distingue únicamente entre hogares beneficiarios y hogares no beneficiarios. La variable «género del jefe de hogar», al igual que la variable «género», únicamente distingue entre hombres y mujeres jefas de hogar. La variable «edad del jefe de hogar» fue medida en años cumplidos, variando en un rango que va desde 15 a 110 años. Para facilitar la convergencia de los modelos estimados, la edad del jefe de hogar fue dividida en 10, resultando en un rango de 1.5 a 11.0. La variable «cantidad de personas en el hogar»

es una variable continua que mide cuantos miembros conforman el hogar. Varía entre 1 y 22. «Cantidad de personas de 0 a 5 años en el hogar» es una variable continua que mide cuantos de los miembros que conforman el hogar tienen menos de 6 años de edad. Varía entre 0 y 7. «Cantidad de personas de 6 a 14 años en el hogar» es una variable continua que mide cuantos de los miembros que conforman el hogar tienen entre 6 y 14 años de edad. Varía entre 0 y 9. Y «cantidad de personas de 66 años o más en el hogar» es una variable continua que mide cuantos de los miembros que conforman el hogar son adultos mayores. Varía entre 0 y 7.

Por último, en el Cuadro 4.5 presento los estadísticos descriptivos generales de las variables analizadas en el estudio.

Cuadro 4.5: Estadísticos descriptivos

	N	Media	Des. Est.	Min	Max
Pobreza laboral absoluta	970,858	0.284	0.451	0.000	1.000
Pobreza laboral relativa	974,679	0.240	0.427	0.000	1.000
Pobreza laboral relativa anclada	974,679	0.468	0.499	0.000	1.000
Cohorte - 1908	1,940,177	0.001	0.032	0	1
Cohorte 1909 - 1913	1,940,177	0.003	0.052	0	1
Cohorte 1914 - 1918	1,940,177	0.006	0.078	0	1
Cohorte 1919 - 1923	1,940,177	0.011	0.103	0	1
Cohorte 1924 - 1928	1,940,177	0.020	0.140	0	1
Cohorte 1929 - 1933	1,940,177	0.031	0.173	0	1
Cohorte 1934 - 1938	1,940,177	0.037	0.190	0	1
Cohorte 1939 - 1943	1,940,177	0.049	0.215	0	1
Cohorte 1944 - 1948	1,940,177	0.059	0.235	0	1
Cohorte 1949 - 1953	1,940,177	0.069	0.253	0	1
Cohorte 1954 - 1958	1,940,177	0.083	0.276	0	1
Cohorte 1959 - 1963	1,940,177	0.098	0.297	0	1
Cohorte 1964 - 1968	1,940,177	0.102	0.302	0	1
Cohorte 1969 - 1973	1,940,177	0.097	0.295	0	1

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	N	Media	Des. Est.	Min	Max
Cohorte 1974 - 1978	1,940,177	0.089	0.284	0	1
Cohorte 1979 - 1983	1,940,177	0.077	0.267	0	1
Cohorte 1984 - 1988	1,940,177	0.064	0.245	0	1
Cohorte 1989 - 1993	1,940,177	0.059	0.236	0	1
Cohorte 1994 - 1998	1,940,177	0.037	0.189	0	1
Cohorte 1999 -	1,940,177	0.010	0.102	0	1
Edad	1,940,177	41.451	18.183	15	89
Periodo	1,940,177	2,005.460	8.216	1,990	2,017
Mujer	1,940,177	0.517	0.500	0	1
Casado	1,940,177	0.426	0.495	0	1
Conviviente	1,940,177	0.122	0.328	0	1
Divorciado	1,940,177	0.052	0.221	0	1
Viudo	1,940,177	0.054	0.226	0	1
Soltero	1,940,177	0.346	0.476	0	1
Sin educación formal	1,940,177	0.046	0.210	0	1
Básica incompleta	1,940,177	0.217	0.412	0	1
Básica completa	1,940,177	0.139	0.345	0	1
Media incompleta	1,940,177	0.192	0.394	0	1

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	N	Media	Des. Est.	Min	Max
Media completa	1,940,177	0.245	0.430	0	1
Superior incompleta	1,940,177	0.070	0.255	0	1
Superior completa	1,940,177	0.091	0.287	0	1
Empleador	974,636	0.088	0.283	0.000	1.000
Auto-empleado	974,636	0.225	0.418	0.000	1.000
Empleado	974,636	0.677	0.467	0.000	1.000
Familiar no remunerado	974,636	0.010	0.100	0.000	1.000
Sector primario	969,801	0.262	0.440	0.000	1.000
Sector secundario	969,801	0.196	0.397	0.000	1.000
Sector terciario	969,801	0.541	0.498	0.000	1.000
Mujer jefa de hogar	1,940,177	0.259	0.438	0	1
Edad del jefe de hogar	1,940,177	52.141	14.936	15	117
Rural	1,940,177	0.299	0.458	0	1
Hogar beneficiario	1,940,177	0.560	0.496	0	1
Número de ocupados en el hogar	1,940,177	1.580	1.078	0	13
Miembros en el hogar	1,940,177	4.100	1.886	1	22
Miembros de 0 a 5 en el hogar	1,940,177	0.340	0.620	0	7
Miembros de 6 a 14 en el hogar	1,940,177	0.539	0.800	0	9

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	N	Media	Des. Est.	Min	Max
Miembros de 66 o más en el hogar	1,940,177	0.342	0.630	0	7

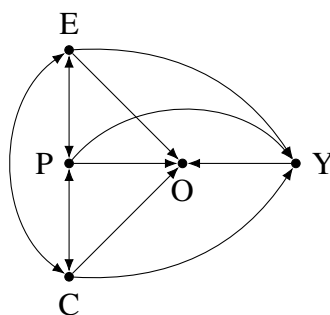
Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

4.3. Estrategia de análisis

A continuación, describo la estrategia de análisis de la presente investigación. Comienzo abordando el diagnóstico del sesgo de selección presente en la estimación de los efectos EPC en pobreza laboral y su control mediante un ponderador de probabilidad inversa estabilizado. Luego, en la segunda subsección, describo la estrategia de estimación de los efectos EPC mediante modelos de efectos mixtos. Y finalmente, se abordan algunos aspectos asociados al análisis de muestras complejas.

4.3.1. Estrategia de control del sesgo de selección

La variable dependiente «pobreza laboral» presenta un severo problema de selección por dos razones. Por un lado, porque a la definición del concepto ‘pobreza laboral’ subyace inevitablemente una variable de selección. Y por otro, porque esta variable selección no puede ser descrita satisfactoriamente como aleatoria, comportándose, por ende, como un *collider* que sesga la estimación de los efectos de las variables independientes sobre la pobreza laboral (Hernán y Robins, 2020).



Nota: E representa a la edad, P al periodo, C a la variable cohorte, O a la variable ocupación e Y a la variable pobreza laboral.

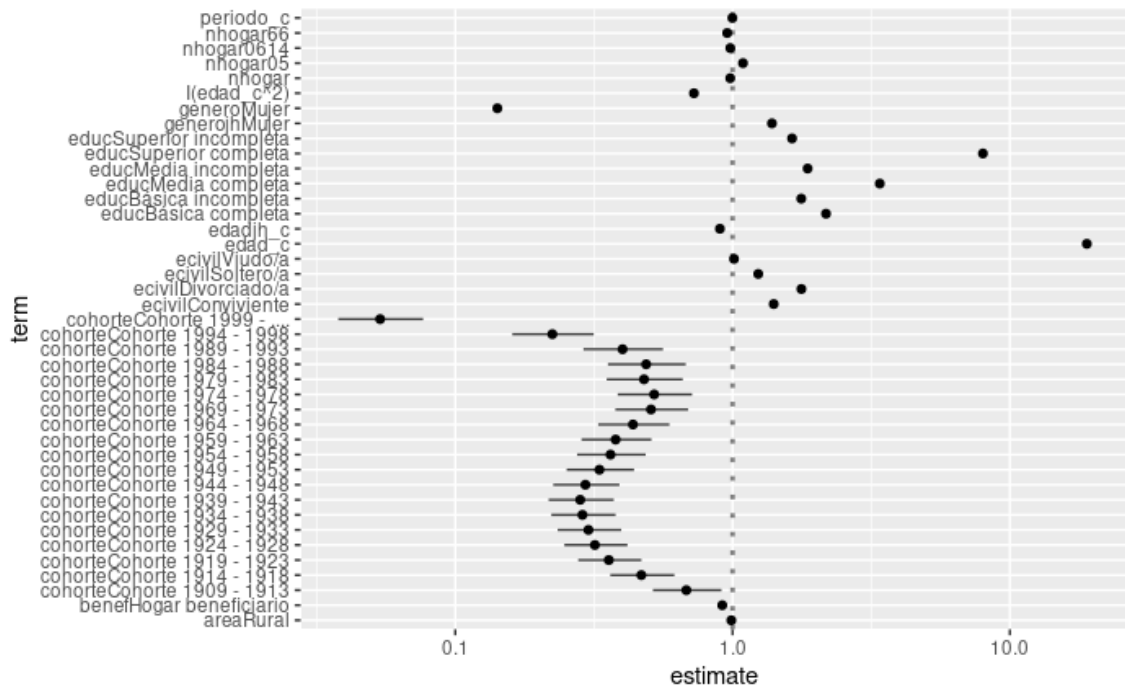
Fuente: Elaboración propia.

Figura 4.1: Sesgo de selección en pobreza laboral.

En la Figura 4.1 presento la estructura del sesgo de selección diagnosticado. La variable de selección presente en la variable «pobreza laboral» es la variable «ocupación».

Puesto que la pobreza laboral es un concepto que se refiere sólo al subconjunto de personas que trabajan, su estudio implica analizar sólo a una subpoblación de la muestra original. Así, estar trabajando es un efecto común de las variables pobreza laboral, edad, periodo y cohorte. Según Hernán y Robins (2020), esto sesga la estimación de los efectos causales, distorsionando la asociación entre variables o incluso introduciendo una asociación espuria cuando, de hecho, no existe.

Tal como presenté anteriormente en el Cuadro 4.3, las personas que trabajan en la serie Casen 1990-2017 corresponde al 52.28 % de los casos totales, por lo que la pérdida de información por no selección asciende a un poco menos de la mitad de las observaciones contenidas en la bases de datos analizada.



Nota 1: Coeficientes en escala logarítmica, con intervalos a un 95 % de confianza.

Nota 2: Estimaciones basadas en modelo de regresión reportado en el Anexo B.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Figura 4.2: Determinantes de la probabilidad de estar trabajando, 1990-2017.

Además, de acuerdo con los coeficientes β e intervalos de confianza al 95 % presen-

tados en la Figura 4.2, la probabilidad de ser incluido en el presente estudio no puede ser asumida como independiente de las variables independientes principales y covariables analizadas. En ese sentido, no cabe duda respecto de la existencia de un severo problema de selección que sesga la estimación de los efectos EPC en pobreza laboral.

Como estrategia para controlar el sesgo de selección en la estimación de los efectos EPC sobre la pobreza laboral, utilicé un ponderador de probabilidad inversa estabilizada o SIPW (*stabilized inverse probability weighting*).

Según Hernán y Robins (2020), los SIPW son un método semiparamétrico que permite afrontar problemas altamente dimensionales, con múltiples covariables e incluso tratamientos no dicotómicos. Los ponderadores SIPW pueden considerarse como una mejora de los más tradicionales ponderadores de probabilidad inversa (IPW), en tanto su característica “estabilizada”, reduce los pesos de los sujetos seleccionados con muy bajas probabilidades de selección y de los sujetos no seleccionados con muy altas probabilidades de selección. El uso de este tipo de ponderadores opera generando una pseudo población donde la probabilidad de selección es aleatoria en función de un set de covariables definido.

De esta manera, siendo C la variable de selección «ocupación», que asume un valor 0 cuando un individuo fue excluido del estudio de la pobreza laboral por no poseer empleo y 1, cuando fue incluido por estar trabajando. Y siendo X un vector de variables asociadas con la probabilidad de estar trabajando. Entonces, si un individuo trabaja ($C = 1$):

$$SIPW = \frac{Pr(C = 1)}{Pr(C = 1|X)} \quad (4.1)$$

Y si no trabaja ($C = 0$), entonces:

$$SIPW = \frac{1 - Pr(C = 1)}{1 - Pr(C = 1|X)} \quad (4.2)$$

Las probabilidades de selección $Pr(C = 1)$ y las probabilidades condicionadas de selección $Pr(C = 1|X)$ fueron estimadas mediante modelos de regresión logística sobre la muestra efectiva 1 descrita en el Cuadro 4.1. Adicionalmente, trunqué el ponderador elaborado en sus percentiles 1 y 99, con el propósito de optimizar su balance (Cole y Hernán, 2008; Seaman y White, 2013). De esta manera, $0.5012 \leq SIPW \leq 5.9239$, con una media de 0.9705 y desviación estándar de 0.8308 (más detalles del procedimiento de cálculo del SIPW en Anexo B).

4.3.2. Estimación de los efectos EPC

La estimación de efectos EPC presenta un severo problema de identificación dado por la dependencia lineal exacta entre edad, periodo y cohorte, cuando los intervalos de tiempo utilizados para definir las cohortes son de la misma longitud que los de las variables edad y periodo. De esta manera, si se estima un modelo de regresión, dada la presencia de colinealidad perfecta entre edad, periodo y cohorte ($C = P - E$), se generará una matriz singular inidentificable. Por lo tanto, será imposible estimar los efectos edad, periodo y cohorte a menos que se impongan restricciones a los coeficientes (Yang y Land, 2013).

La aproximación convencional para estudiar efectos EPC ha sido trabajar en base a tablas cruzadas para edad-periodo con datos agregados. Analizando esta estrategia metodológica, Yang (2008) destacó que el problema de la dependencia lineal surge porque los intervalos de tiempo para edad y periodo generalmente son dados cuando se trabaja con datos agregados. En cambio, al emplearse serie de datos transversales desagregados a nivel individual, se pueden definir diferentes intervalos temporales para edad, periodo y cohorte, superándose así el problema de la dependencia lineal, ya que no será posible conocer exactamente la edad a partir del año de la encuesta y su cohorte de nacimiento (Yang, 2008). Puntualmente, Yang (2008) recomienda definir intervalos temporales de 5 años para las cohortes.

Adicionalmente, se han empleado modelos de efectos fijos con transformaciones para edad junto a variables *dummies* por cohorte y periodo, con el propósito de quebrar la dependencia lineal entre edad, periodo y cohorte. Así, por ejemplo, al implementar una transformación cuadrática de edad, ésta tendrá una relación no lineal con cohorte y periodo, lo que en parte soluciona el problema de identificación. Sin embargo, esta estrategia conlleva asumir que los efectos periodo y cohorte no varían aleatoriamente -no son efectos contextuales- y sobre todo, ignorar la heterogeneidad del error subestimando los errores estándar (Yang y Land, 2006).

Reconociendo la estructura multinivel presente en las series de encuestas transversales, Yang y Land (2006) desarrollaron un enfoque basado en la estimación de modelos mixtos de clasificación cruzada sobre series de datos transversales desagregados a nivel individual.

La estrategia de Yang y Land (2006) para la estimación de modelos EPC parte dando cuenta que cada observación individual (nivel 1) está anidada simultáneamente en un periodo y cohorte (nivel 2). Y, en consecuencia, propone considerar como efecto fijo a la

edad, mientras que a las variables cohorte y periodo, las modela como efectos aleatorios. De esta manera, es superado el problema de subestimación de errores estándar observada en modelos de efectos fijos, al permitir que individuos anidados en un mismo año de encuesta y/o cohorte, compartan componentes de error aleatorio únicos en su cohorte y periodo.

Dada la flexibilidad intrínseca de esta estrategia de modelamiento, es posible, también, implementar una transformación cuadrática en la variable edad que ayude a quebrar la dependencia lineal entre edad, periodo y cohorte. Y más importante aún, emplear distintos esquemas de codificación para las variables edad, periodo y cohorte, con el mismo propósito (Yang y Land, 2006).

Por último, diversos estudios han reportado que los modelos mixtos son estadísticamente más eficientes que los modelos de efectos fijos, aun cuando los datos están desbalanceados -cantidad desigual de casos en cada periodo y cohorte-, el número de periodos y cohortes son moderados -bajo 20- o bajos -menos de 6- (Yang, 2008; Yang y Land, 2006).

Recientemente, en el contexto de aplicaciones del enfoque EPC al estudio de fenómenos políticos en Chile, Bargsted et al. (2019) y Bargsted y Maldonado (2018) han destacado una de las principales limitaciones de la estrategia de modelamiento propuesta por Yang y Land (2006).

En general, los modelos mixtos asumen que los efectos aleatorios están normalmente distribuidos en torno a una media cero (i.e., $\mu \sim N(0, \sigma_\mu^2)$), al igual que el término error a nivel individual (i.e., $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$) (Raudenbush y Bryk, 2002). Además, este tipo de modelos contiene el supuesto de que los efectos aleatorios no están correlacionados con los efectos fijos o predictores del nivel 1.

En particular, para la estimación de efectos EPC, lo anterior implica que tan solo si el efecto cohorte es fuertemente no lineal, la correlación entre los efectos aleatorios de cohorte y edad no violará dichos supuestos. En ese sentido, allí reside una primera potencial fuente de sesgo en la estimación de modelos jerárquicos EPC (Bargsted et al., 2019). Además, “en el contexto de una población que envejece progresivamente, tal como es el caso en Chile, efectos periodos sistemáticamente decrecientes podrían estar correlacionados con la edad, constituyéndose en una segunda fuente de sesgo” (Bargsted et al., 2019).

Ante estos problemas, se han propuestos algunas modificaciones que se recogen en el presente estudio: 1) estimar el efecto periodo mediante una descomposición en una tendencia lineal (efecto fijo) y un efecto aleatorio residual que captura las desviaciones

anuales respecto de la tendencia; y 2) estimar los efectos cohorte y edad como efectos fijos (Bargsted y Maldonado, 2018; Bargsted et al., 2019). Estas modificaciones permiten evadir el supuesto de no correlación entre efecto cohorte y edad, a la vez que, al descomponer el efecto periodo en dos términos, se aminora la posibilidad de que el efecto aleatorio residual correlacione con edad y otros predictores del nivel 1.

Por otra parte, Fosse y Winship (2019) han criticado la estrategia de estimación de efectos EPC mediante modelos mixtos, sosteniendo que imponen “una serie de restricciones no obvias sobre las estimaciones”. Según los autores, estas restricciones típicamente llevan a que el efecto lineal de la variable cohorte sea cero o cercano a cero y que, en ese sentido, haya una pendiente general cero indicando la ausencia de una tendencia clara. Además, Fosse y Winship (2019) ha destacado como otra limitación asociada a esta estrategia de modelamiento, el hecho de que las decisiones de agrupamiento de las variables edad, periodo y cohorte afectan significativamente a la estimación.

La segunda de las críticas de Fosse y Winship (2019) fue abordada mediante el seguimiento de un proceso de toma de decisión del esquema de codificación a utilizar para la variable cohorte, basado en la comparación de modelos -ya descrito en la sección ‘Variables’ del presente capítulo-. Mientras que la primera, se asume como una limitación propia de la estrategia de análisis implementada.

De esta manera, tomando nota de lo expuesto anteriormente, decidí seguir la especificación de Bargsted y Maldonado (2018) y Bargsted et al. (2019). Esto es estimar un modelo jerárquico no lineal donde, apartándose de la propuesta canónica de Yang y Land (2006), los efectos edad y cohorte fueron definidos como efectos fijos, y el efecto periodo fue descompuesto en un efecto fijo y uno aleatorio residual. Así, la estructura básica de los modelos estimados es la siguiente:

$$\log\left(\frac{\pi_{ijk}}{1 - \pi_{ijk}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{Edad}_{ijk} + \sum_{j=1}^J \gamma_j \text{Cohorte}_{jk} + \beta_2 \text{Periodo}_k + \beta_3 X_{ijk} + \mu_k + \varepsilon_{ijk} \quad (4.3)$$

donde π_{ijk} representa a la $\Pr(Y_{ijk} = 1)$, siendo Y_{ijk} la variable dependiente para individuos i de la cohorte j en el periodo k e indica si la persona se encuentra en pobreza laboral. Los coeficientes β son parámetros a estimar para edad, periodo y para el vector X_{ijk} , que representa al conjunto de covariables empleadas. Éstos son estimados como efectos fijos, es decir, como si fueran constantes para los individuos en la muestra. Asimismo, los co-

eficientes γ_j son parámetros a estimar, como efectos fijos, que reflejan la diferencia entre la cohorte que opera como categoría de referencia (individuos nacidos en 1913 o antes) y cada una de las cohortes que le siguen. El efecto periodo aleatorio residual (intercepto aleatorio por año de encuesta) μ_k se asume como normalmente distribuido ($\mu \sim N(0, \sigma_\mu^2)$). Por último, ε_{ijk} corresponde al término de error individual y también se asume con una distribución normal ($\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$). Esta especificación, como señalé anteriormente, disminuye el riesgo de obtener una estimación sesgada, al ser improbable que luego de contabilizar por el patrón lineal de descenso de la pobreza laboral, los efectos aleatorios residuales permanezcan correlacionados a la edad de los individuos.

Adicionalmente, incorporé una segunda especificación, basada en la ecuación 4.3 que incluye un efecto fijo para la transformación cuadrática de la edad. Esto permite evaluar si el efecto de la acumulación de experiencia laboral declina a medida que los individuos envejecen.

Todos los modelos estadísticos emplearon un enlace funcional de tipo logístico y fueron estimados mediante máxima verosimilitud. Por último, todos los análisis fueron implementados en el software libre R (R Core Team, 2020) y los modelos EPC fueron estimados usando la librería lme4 (Bates, Mächler, Bolker, y Walker, 2015).

4.3.3. Análisis de muestras complejas

En conformidad con que la estrategia muestral empleada en la serie Casen 1990-2017 corresponde a un diseño de tipo estratificado, por conglomerados y polietápico (Ministerio de Desarrollo Social, 2012, 2015a, 2016, 2018; Oyarzún, 2009), es altamente recomendable la utilización de ponderadores que ajusten por la desigual probabilidad de selección, como también, trabajar con errores estándar clusterizados que permitan corregir por la violación del supuesto de independencia del error entre las observaciones (Lohr, 2000).

Aunque a medida que aumenta la antigüedad de la encuesta Casen disminuye la cantidad y calidad de información disponible respecto del cálculo de los ponderadores incluidos en las bases de datos Casen 1990-2017, es cierto que en las diversas versiones de la Encuesta Casen están disponibles. Así, considerando tanto las recomendaciones técnicas generales sobre el análisis de datos provenientes de muestras complejas (Lohr, 2000), como las recomendaciones técnicas particulares de la institución a cargo de las encuestas Casen, decidí incorporar en los procesos de estimación el uso de los ponderadores proporcionados en las bases de datos oficiales.

De acuerdo con la documentación disponible (Ministerio de Desarrollo Social, 2012, 2015a, 2016, 2018; Oyarzún, 2009), desde 1990 hasta 1994 dichos ponderadores fueron calculados como el cociente entre las proyecciones de población del Instituto Nacional de Estadística y la muestra lograda en cada comuna. Luego, entre 1996 y 2009, fueron calculados como un inverso de la probabilidad de selección de las viviendas ajustadas por la proyección de población en hogares particulares de cada comuna. Y, desde 2011 en adelante, como el producto de cuatro ponderadores: ponderador de selección, ponderador corregido por elegibilidad, ponderador corregido por no respuesta y un ponderador de corrección por población total. Estas diferencias entre los tipos de ponderadores empleados en la serie Casen, ciertamente puede llegar a introducir error de ajuste en las estimaciones, especialmente en las encuestas más antiguas, donde los ponderadores calculados son más rudimentarios. Pero, dado que no existe información suficiente para recalcular los ponderadores para toda la serie, dicho inconveniente fue asumido como una limitación propia de los datos analizados.

Por otra, desestimé trabajar con errores estándar clusterizados dada la alta demanda computacional involucrada en la estimación, mediante máxima verosimilitud, de modelos mixtos con una base de datos masiva. No obstante, como estrategia de compensación, incluí en los modelos estimados interceptos aleatorios para las variables de estrato y conglomerados que identifican al diseño muestral. Esta decisión se basa en evidencia disponible (Jacqmin-Gadda, Sibillot, Proust, Molina, y Thiébaud, 2007; Maas y Hox, 2004) que muestra que las estrategias de modelación jerárquicas permiten contabilizar por parte de la heterogeneidad del error.

Capítulo 5

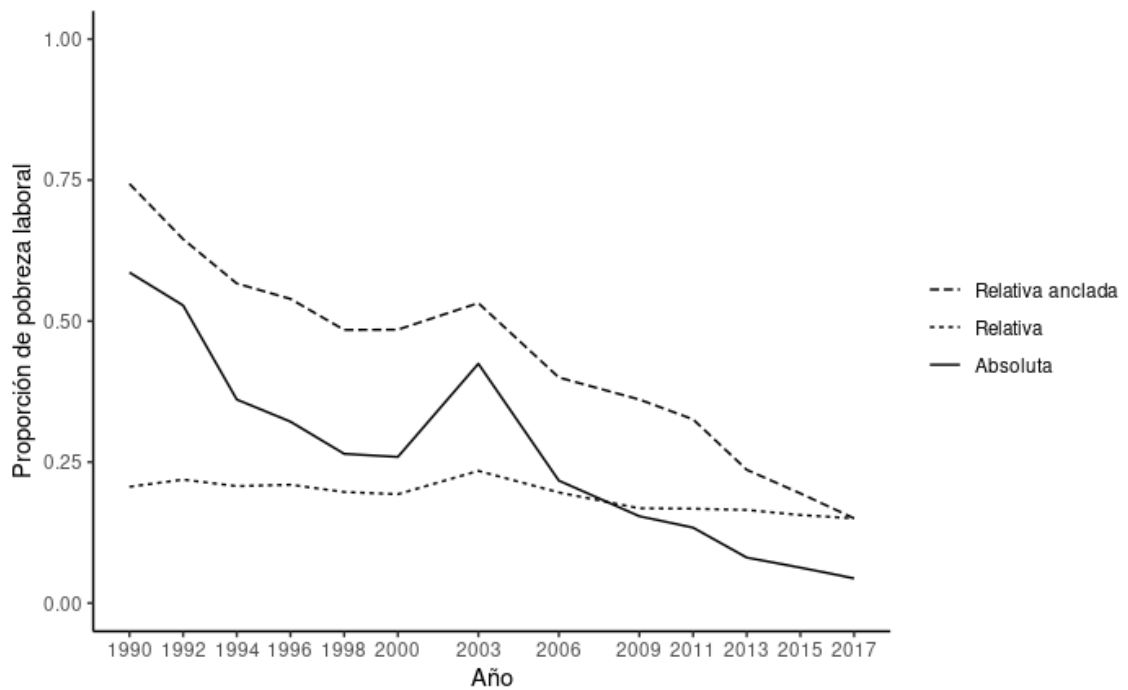
Resultados

En el presente capítulo expongo los resultados del estudio. En la primera sección, presento un análisis descriptivo de la relación bivariada entre pobreza laboral y periodo, edad y cohorte, que permite guiar la interpretación de los modelos estimados posteriormente. Luego, en la segunda sección, presento los modelos mixtos EPC estimados, en función de los cuales evalúo las hipótesis de investigación. Para esto, dedico una subsección para el análisis de los modelos nulos estimados y otras tres para los efectos edad, periodo y cohorte, respectivamente.

5.1. Análisis descriptivo

A continuación, presento los resultados de una primera aproximación de carácter descriptivo y bivariado, donde analizo la evolución de las proporciones de pobreza laboral absoluta, relativa y relativa anclada según periodo, año y cohorte. Es importante remarcar que estos resultados no pueden ser interpretados como efectos periodo, cohorte y edad, ya que no han sido aisladas las influencias de otros factores. No obstante, permiten reconocer exploratoriamente la distribución de los datos.

En la Figura 5.1 presento las proporciones de pobreza laboral para cada año analizado. Como es posible observar, existe una tendencia general decreciente de la pobreza laboral en el periodo 1990-2017. No obstante, existen importantes diferencias en el panorama descrito por cada estrategia de medición de la pobreza laboral adoptada. Concretamente, entre 1990 y 2017, la pobreza laboral absoluta disminuyó 0.542. En cambio, la pobreza laboral relativa anclada disminuyó 0.593 y la pobreza laboral relativa, apenas 0.056.



Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Figura 5.1: Proporción de pobreza laboral según periodo.

En casi todo el periodo analizado existe una tendencia decreciente de la pobreza laboral, con la notable excepción del lapso 1998 - 2003. Además, el ritmo de caída de la pobreza laboral no es monotónico, acentuándose o atenúandose en diversos momentos. La proporción de pobreza laboral absoluta mantuvo una clara y acentuada disminución durante toda la década de 1990, cuando pasó desde 0.586 en 1990 hasta 0.265 en el año 1998. A partir de este año, comienza una dinámica distinta hasta 2003. Primero, en el año 2000, prácticamente se mantuvo la proporción de pobreza laboral absoluta en comparación con la medición de 1998, alcanzando un 0.259. Y posteriormente, en el año 2003 se registra un alza, llegando a 0.424. A partir de ese año se inicia un nuevo periodo de descenso, con oscilaciones en la pendiente de caída, hasta 2017, cuando se registra una proporción de pobreza laboral absoluta de 0.044.

La evolución de la pobreza laboral relativa anclada presenta una figura similar a la anteriormente descrita. Inicia, en los primeros ocho años de la década de 1990, con un fuerte ritmo de descenso de la proporción de pobreza laboral relativa anclada, pasando

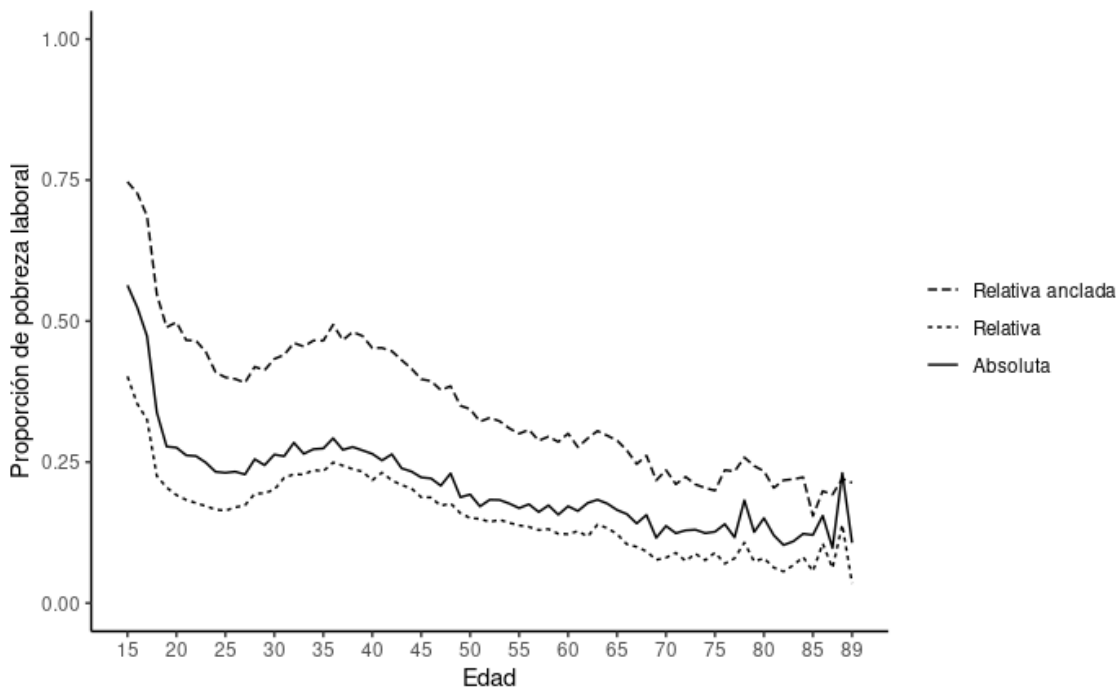
desde 0.743 en 1990 a 0.484 en 1998. Luego, se estanca hasta el año 2000 (0.485), para luego aumentar en 2003 a 0.532. Y con posterioridad a dicho año, es posible distinguir una nueva tendencia decreciente en la proporción de pobreza laboral relativa anclada, pasando desde 0.400 en 2006 a 0.150 en 2017.

En cambio, la evolución de la proporción de pobreza laboral relativa sigue una figura bastante distinta. Desde el año 1990 al 2000, se registra una leve disminución, pasando desde 0.206 a 0.150. Además, al interior de esta década, se registraron dos pequeños aumentos de 0.013 y 0.003, en 1990-1992 y 1994-1996, respectivamente. Luego, al igual que en los casos anteriores, se registró un aumento en 2003, llegando la proporción de pobreza laboral relativa a 0.234. Luego, entre los años 2003 y 2009, es posible distinguir una nueva disminución de 0.066, con un lapso de estancamiento entre 2009, 2011 y 2013, cuando hubo una proporción de pobreza laboral de 0.168, 0.167 y 0.165, respectivamente. Finalmente, decreció levemente la proporción de pobreza laboral relativa hasta 2017, llegando a 0.150.

Aunque existen diferencias metodológicas importantes entre la evolución del riesgo de pobreza laboral entre 1990-2013 presentado por Maldonado et al. (2018) y la evolución de las proporciones de pobreza laboral según periodo presentadas anteriormente, es posible sostener que las tendencias generales observadas para el cambio de las proporciones de pobreza laboral absoluta y pobreza laboral relativa se asemejan. Las principales similitudes son, por un lado, la constatación de dos momentos de disminución de la pobreza laboral absoluta (1990-1998 y 2003 en adelante), y por otro, que la evolución de la pobreza laboral relativa sigue un patrón marcadamente no lineal.

En la Figura 5.2 presento las proporciones de pobreza laboral según edad, durante el periodo 1990-2017. Como es posible observar, hay una tendencia decreciente de la pobreza laboral a medida que aumenta la edad de los individuos, para todas las estrategias de medición, aunque con un patrón de caída que se va atenuando y que contiene numerosas oscilaciones, sobre todo a partir de los 75 años de edad. Así, pareciera ser correcta la especificación de una transformación cuadrática para la variable edad, introducida en el segundo modelo EPC estimado.

Específicamente, respecto de la pobreza laboral absoluta, identifiqué primero una caída de la proporción de pobreza laboral entre los 15 y 26 años, que va desde 0.564 hasta 0.231, seguida de un alza, con oscilaciones, hasta los 36 años (0.292). Luego, la proporción de pobreza laboral absoluta comienza descender de forma cada vez más tenue y oscilante. En



Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Figura 5.2: Proporción de pobreza laboral según edad (1990-2017).

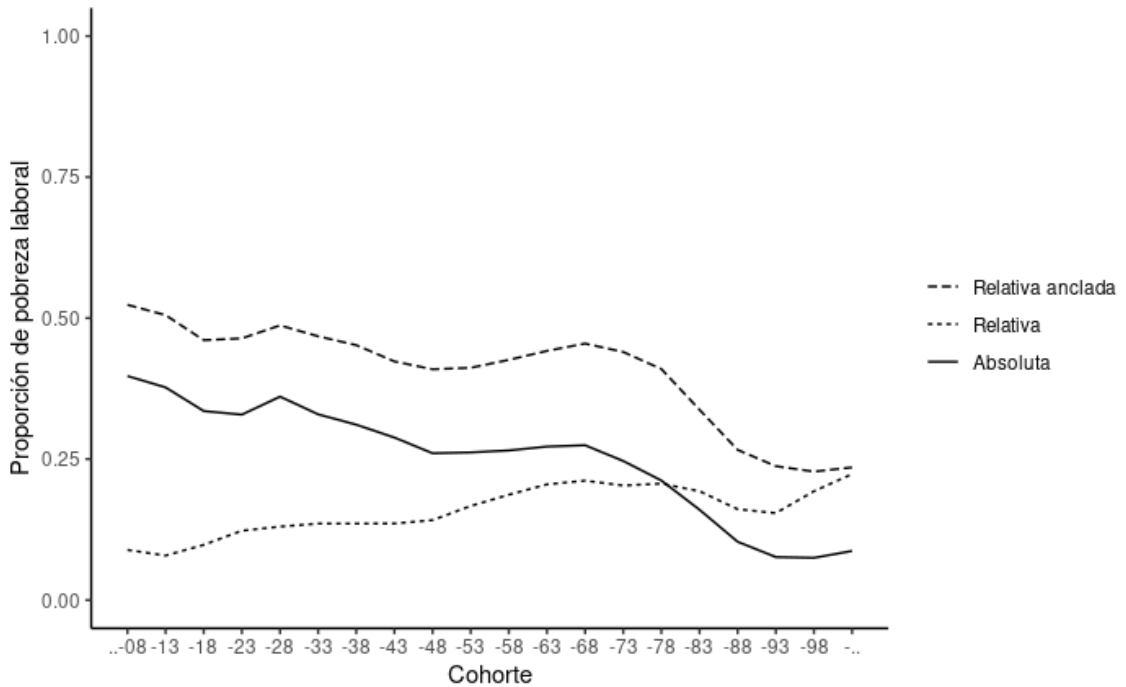
relación a la pobreza laboral relativa y relativa anclada, existen figuras semejantes, aunque con diferencias importantes en las proporciones calculadas.

En el caso de la pobreza laboral relativa, la Figura 5.2 muestra una caída de la proporción de pobreza laboral entre los 15 y 25 años, partiendo desde 0.402 para llegar a 0.164. Luego, se registra un alza, con oscilaciones, hasta los 36 años (0.249). Y finalmente, la proporción de pobreza laboral relativa comienza a caer, atenuándose la tendencia decreciente a medida que aumenta la edad y también, observándose mayores oscilaciones.

Y en el caso de la pobreza laboral relativa anclada, también la figura comienza con una disminución de la proporción de pobreza laboral que va desde los 15 (0.747) hasta los 27 años (0.391). Enseguida, hay un alza de 0.090 hasta los 38 años. Asimismo, después de dicha edad la proporción de pobreza laboral relativa anclada comienza a caer, siguiendo el mismo patrón antes descrito.

En la Figura 5.3 presento las proporciones de pobreza laboral según cohortes, para todo el periodo analizado en su conjunto. Como es posible observar, la variación de la propor-

ción de pobreza laboral entre generaciones no sigue una figura lineal uniforme y además, existen profundas diferencias entre los resultados obtenidos con distintas estrategias de medición.



Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Figura 5.3: Proporción de pobreza laboral según cohorte (1990-2017).

En el caso de la pobreza laboral absoluta, la figura anterior muestra una disminución en la proporción de pobreza laboral entre las cohortes de individuos nacidos en 1908 o antes (0.397) y los nacidos entre 1919-1923 (0.329). Luego, la proporción de pobreza en el trabajo aumenta levemente para la generación 1924-1928, alcanzando 0.361. Enseguida se inicia un descenso hasta la cohorte 1944-1948, llegando a 0.260. Luego, se estabiliza en torno a 0.267 hasta la cohorte 1964-1968. Y a partir de las generaciones nacidas en 1969 hasta 1988 se registra un notable descenso de la proporción de pobreza laboral absoluta, pasando desde 0.247 hasta 0.103. Sin embargo, las dos generaciones posteriores se estancan en torno a 0.076 y la última cohorte, de nacidos en 1999 y después, registra una leve alza (0.087).

En el caso de la pobreza laboral relativa, el gráfico también empieza con una dismi-

nución en la proporción de pobreza laboral que va desde la cohorte más antigua (0.089) hasta los nacidos entre 1909-1913 (0.079). Enseguida se registra un alza sostenida hasta la cohorte 1929-1933 (0.136), para luego estabilizarse hasta los individuos nacidos en 1938. A partir de la generación 1939-1943 hasta la generación 1964-1968, la proporción de pobreza laboral aumenta pasando desde 0.136 a 0.212. Posteriormente y hasta la cohorte 1989-1993 esta proporción disminuye, llegando a 0.154. Finalmente, las cohortes compuestas por individuos nacidos desde 1994 comienzan a mostrar proporciones de pobreza laboral relativa cada vez mayores, alcanzando su punto máximo en la cohorte más joven (0.223).

Y en relación a la pobreza laboral relativa anclada, al igual que lo descrito anteriormente para la pobreza laboral absoluta y relativa, la figura comienza con un descenso en la proporción de pobreza laboral que, en este caso, va desde la cohorte más antigua (0.524) hasta la cohorte 1914-1918 (0.461). Luego, hasta la generación 1924-1928 aumenta levemente llegando a una proporción de pobreza en el trabajo de 0.468. Punto a partir del cual inicia un nuevo descenso hasta la cohorte 1944-1948, cuando alcanza una proporción de pobreza laboral de 0.410. Luego, la proporción comienza a subir hasta la cohorte 1964-1968 (0.456), seguido de una larga tendencia decreciente, cuya pendiente de caída se va suavizando, hasta la generación 1994-1998 (0.228). Finalmente, la cohorte más joven presenta una proporción de pobreza laboral relativa anclada levemente mayor (0.235).

Entonces, dado que la distribución de la proporción de la pobreza laboral, en sus tres variantes, sigue patrones no lineales, parece ser probable que el efecto cohorte no esté correlacionado con los efectos de edad ni periodo en los modelos estimados. Además, destaco como un hallazgo novedoso y relevante que, independientemente de la estrategia de medición empleada, las dos generaciones más jóvenes interrumpen la tendencia a la caída en la proporción de pobreza que le antecede.

5.2. Descomposición de la evolución de la pobreza laboral: efectos edad, periodo y cohorte

En la sección anterior describí la evolución de la pobreza laboral a través de un análisis bivariado por edad, periodo y cohorte. Corroboré, por un lado, que las descripciones obtenidas son sensibles a la estrategia de medición de la pobreza laboral adoptada. Y, por otro lado, constaté un fuerte descenso de la proporción de pobreza laboral absoluta y rela-

tiva anclada desde 1990 a 2017, junto a un casi imperceptible descenso en la proporción de pobreza laboral relativa en el mismo periodo. Asimismo, observé una tendencia hacia la baja de la proporción de pobreza laboral a medida que los individuos envejecen y un patrón cambiante de proporciones de pobreza laboral según cohorte, con un llamativo aumento de las proporciones de pobreza laboral absoluta, relativa y relativa anclada en las dos generaciones más jóvenes.

Sin embargo, a estos resultados descriptivos subyacen interrogantes vinculadas a las posibles fuentes explicativas de esta evolución, que sólo pueden ser respondidas a través de una descomposición analítica de los efectos edad, periodo y cohorte: ¿La disminución agregada de la pobreza laboral afecta por igual a todos los grupos de edad? ¿Es posible que existan diferencias marcadas entre cohortes? ¿De qué manera ha evolucionado el riesgo de pobreza laboral a lo largo del ciclo de vida en el periodo estudiado? ¿Es posible distinguir fases del ciclo vital en que los sujetos son más vulnerables a la pobreza laboral? Y en definitiva, ¿cómo se combinan las tres fuentes explicativas del cambio social en la evolución agregada de la pobreza laboral en Chile? Para entrar en esta discusión realicé un análisis EPC a través de la estimación de modelos lineales generalizados mixtos.

Organizo la presentación de los resultados del análisis EPC en cuatro subsecciones. La primera subsección está dedicada a la presentación de los modelos nulos estimados y sus respectivos coeficientes de correlación intraclase (ICC). Luego, en la segunda, tercera y cuarta subsección, respectivamente, presento los hallazgos asociados a la evaluación de las hipótesis de investigación en torno a los efectos edad, periodo y cohorte sobre la pobreza laboral.

Modelos nulos

El Cuadro 5.1 presenta los modelos nulos asociados al análisis EPC de la pobreza laboral en Chile. En los tres modelos he definido a la variable independiente periodo como un efecto aleatorio. Además, incluí interceptos aleatorios para los estratos y conglomerados muestrales. En el primer modelo la variable dependiente correspondiente a pobreza laboral absoluta, en el segundo es pobreza laboral relativa y, en el tercero, pobreza laboral relativa anclada.

En el primer modelo, el intercepto general es -1.35, la varianza de los interceptos nivel 2 para conglomerados muestrales es 10.90 (σ_λ^2), la varianza de los interceptos nivel 3 para estratos muestrales es 3.40 (σ_ξ^2) y la varianza nivel 4 para periodo, 2.21 (σ_μ^2). El coefi-

Cuadro 5.1: Modelos nulos para pobreza laboral

	Pobreza laboral		
	(1) Absoluta	(2) Relativa	(3) Relativa anclada
Intercepto	-1.35*** (0.06)	-1.93*** (0.04)	0.62*** (0.08)
Conglomerado σ_λ^2	10.90	9.98	11.48
Estrato σ_ξ^2	3.40	3.06	3.11
Periodo σ_μ^2	2.21	0.01	2.13
AIC	47,012,245.74	50,806,015.39	62,448,902.65
BIC	47,012,292.86	50,806,062.52	62,448,949.77
Log Verosimilitud	-23506118.87	-25403003.70	-31224447.33
N. obs.	965,953	965,953	965,953
N. conglomerados	56,770	56,770	56,770
N. estratos	4,992	4,992	4,992
N. periodos	13	13	13

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

ciente de correlación intraclase, estimado mediante el método propuesto por Nakagawa, Johnson, y Schielzeth (2017) para modelos logísticos jerárquicos, es de 0.550 para conglomerados, 0.172 para estratos y 0.112 por periodo. Esto puede ser interpretado como que la varianza de la pobreza laboral absoluta es explicada en un 55.0 % por las diferencias entre conglomerados, un 17.2 % por las diferencias entre estratos y un 11.2 % por las diferencias entre periodos.

En el segundo modelo, el intercepto general es -1.93, la varianza de los interceptos nivel 2 para conglomerados muestrales es 9.98 (σ_λ^2), la varianza de los interceptos nivel 3 para estratos muestrales es 3.06 (σ_ξ^2) y la varianza nivel 4 para periodo, 0.01 (σ_μ^2). El coeficiente de correlación intraclase es de 0.611 para los conglomerados, 0.187 para los estratos y 0.001 por periodo. Esto puede ser interpretado como que la varianza de la pobreza laboral relativa es explicada en un 61.1 % por las diferencias entre conglomerados, un 18.7 % por las diferencias entre estratos y apenas un 0.1 % por las diferencias entre periodos.

En el tercer modelo, el intercepto general es 0.62, la varianza de los interceptos nivel

2 para conglomerados muestrales es 11.48 (σ_λ^2), la varianza de los interceptos nivel 3 para estratos muestrales es 3.11 (σ_ξ^2) y la varianza nivel 4 para periodo, 2.13 (σ_μ^2). El coeficiente de correlación intraclase por conglomerados es 0.574, por estratos 0.156 y por periodo, 0.106. Esto puede ser interpretado como que la varianza de la pobreza laboral relativa anclada es explicada en un 57.4 % por las diferencias entre conglomerados, un 15.6 % por diferencias entre estratos y en un 15.6 % por diferencias entre periodos.

En ese sentido, el primer planteamiento a realizar, basado en el análisis de los modelos nulos, es que la varianza de la pobreza laboral es explicada en una parte minoritaria por las diferencias existentes entre los periodos y que además, dicha varianza explicada presenta importantes diferencias según sea la estrategia de medición adoptada. Esto contrasta con lo observado para las variables que identifican al diseño muestral, donde las diferencias entre los conglomerados y estratos explican, en conjunto, más del 70 % de la varianza de la pobreza laboral¹.

Para entender con mayor profundidad este primer hallazgo es pertinente insistir sobre que los efectos periodo, en general, se refieren a los cambios que afectan simultáneamente a todos los individuos (Yang y Land, 2006) y que, en relación directa al tema de investigación, estarían vinculados a transformaciones en factores asociados con la pobreza laboral, a nivel macro-social. En ese sentido, que los porcentajes de varianza explicada por las diferencias entre periodos sean reducidos es coherente con la estabilidad existente, durante el periodo analizado, en cuanto a desigualdades de ingreso personal (PNUD, 2017) y contexto institucional (Maldonado et al., 2018). Quedando, por lo tanto, el crecimiento económico registrado en cada año de encuesta, como una posible fuente de variabilidad macro-social capturada por el intercepto aleatorio «periodo» (μ_k) y asociada a las probabilidades de pobreza laboral.

Efecto edad

En el Cuadro 5.2, reporto las medidas de ajuste de los modelos estimados para pobreza laboral absoluta, específicamente, criterio de información de Akaike (AIC), criterio de información Bayesiano (BIC) y Log-verosimilitud². Al comparar estos estadísticos con los obtenidos para los modelos nulos, entonces, observé que bajo los tres criterios, los modelos completos presentan un ajuste sustancialmente mejor que los modelos nulos. Adicional-

¹Esto reafirma la conveniencia de ajustar el cálculo de los errores estándar por el diseño muestral.

²En el Anexo C se pueden consultar las tablas completas de los seis modelos EPC estimados.

mente, al realizar pruebas de devianza comparando los modelos nulos y completos, confirmo lo anteriormente señalado (para el modelo 1, $\chi^2 = 8,927,680; Df = 46; p = 0.000$ y para el modelo 2, $\chi^2 = 8,945,983; Df = 47; p = 0.000$).

Por otra parte, al comparar los ajustes de los modelos completos 1 y 2, compruebo que el modelo 2 presenta una mejor bondad de ajuste, de acuerdo con los estadísticos AIC, BIC y Log-verosimilitud. Esto es reafirmado al realizar un test de devianza entre el modelo 1 y 2 ($\chi^2 = 18,302; Df = 1; p = 0.000$). Por lo tanto, la adición de una transformación cuadrática para la variable edad, realizada en el modelo 2, permite mejorar significativamente el ajuste del modelo.

Cuadro 5.2: Ajuste de modelos logit jerárquicos EPC para pobreza laboral absoluta

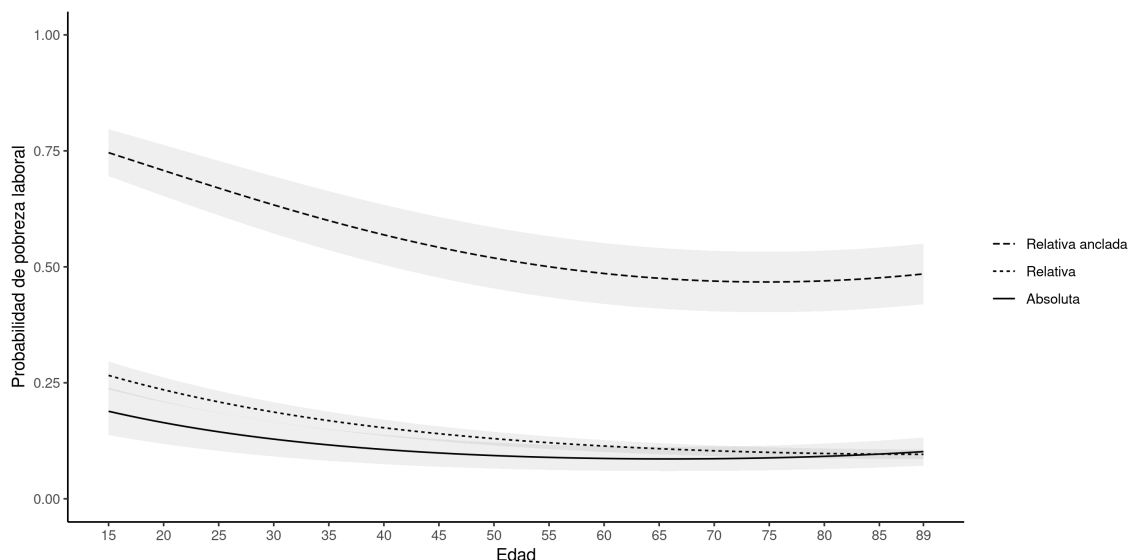
	Modelo 1	Modelo 2
AIC	38,084,657.47	38,066,357.02
BIC	38,085,246.51	38,066,957.84
Log-verosimilitud	-19,042,278.74	-19,033,127.51
N. obs.	965,953	965,953
N. conglomerados	56,770	56,770
N. estratos	4,992	4,992
N. periodos	13	13

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Consistentemente con la primera hipótesis de investigación, el efecto promedio de la edad es significativo ($p < 0.001$) y de signo negativo en ambos modelos estimados. Además, en el modelo 2, el coeficiente β para $edad^2$ también es significativo ($p < 0.001$) y de signo positivo. En ese sentido, se comprueba que la edad está asociada negativa y decrecientemente con la probabilidad de experimentar pobreza laboral absoluta.

En la Figura 5.4 presento las probabilidades predichas de pobreza laboral absoluta según la edad de los individuos, mientras todas las demás variables se mantienen constantes³. En base a su análisis, es posible extraer dos hallazgos relevantes.

³Todas las probabilidades predichas presentadas en este documento fueron calculadas en base a los modelos 2 y empleando el enfoque del caso promedio, es decir, fijando las covariables en su media (variables continuas) o nivel de referencia (variables categóricas). Los intervalos de confianza fueron estimados con un 95 % de confianza, empleando el método delta. Complementariamente, en el Anexo F se encuentran tablas con las probabilidades predichas calculadas.



Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Figura 5.4: Probabilidades predichas de pobreza laboral según edad.

Por un lado, destaco que el riesgo de experimentar pobreza laboral absoluta disminuye a medida que los individuos envejecen, aunque la magnitud de este efecto se atenúa a partir de los 50 años de edad y comienza a subir suavemente desde los 70 años en adelante. Y por otro lado, que el momento del ciclo vital durante el cual las personas tienden a presentar un mayor riesgo ser trabajadores pobres absolutos es durante la juventud (15 a 29 años). Durante este tramo de edad la probabilidad predicha de pobreza laboral absoluta varía desde 0.189, a los 15 años, hasta 0.131, a los 29 años de edad.

A continuación, en el Cuadro 5.3 presento las medidas de ajuste de los dos modelos mixtos no lineales EPC de la pobreza laboral relativa en Chile, 1990-2017.

En el Cuadro 5.3, presento las medidas de ajuste de los dos modelos mixtos no lineales EPC de la pobreza laboral relativa en Chile, 1990-2017. En comparación con los estadísticos de ajuste correspondientes a los modelos nulos, los modelos completos poseen un ajuste superior, bajo los tres criterios. Además, al realizar pruebas de devianza

Para calcular la incertidumbre de las estimaciones, preferí ocupar el método delta frente a otros basados en simulaciones computacionales, dada la desproporcionada demanda computacional implicada cuando se trabaja con modelos mixtos estimados bajo máxima verosimilitud y sobre un conjunto de datos voluminoso. Además, decidí emplear el enfoque del caso promedio por sobre el enfoque del caso observado, por las mismas razones.

Cuadro 5.3: Ajuste de modelos logit jerárquicos EPC para pobreza laboral relativa

	Modelo 1	Modelo 2
AIC	36,287,857.72	36,281,781.47
BIC	36,288,446.76	36,282,382.29
Log-verosimilitud	-18,143,878.86	-18,140,839.74
N. obs.	965,953	965,953
N. conglomerados	56,770	56,770
N. estratos	4,992	4,992
N. periodos	13	13

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

comparando los modelos nulos y completos, se reafirma lo señalado (para el modelo 1, $\chi^2 = 14,518,250$; $Df = 46$; $p = 0.000$ y para el modelo 2, $\chi^2 = 14,524,328$; $Df = 47$; $p = 0.000$).

Al comparar los ajustes de los modelos completos 1 y 2, observo que el modelo 2 presenta un mejor ajuste, según los indicadores AIC, BIC y Log-verosimilitud. Lo anterior, es reafirmado al realizar un test de devianza entre ambos modelos ($\chi^2 = 6,078.2$; $Df = 1$; $p = 0.000$). Por ende, la adición de una transformación cuadrática para la variable edad, realizada en el modelo 2, mejora significativamente el ajuste del modelo.

Reafirmando lo anteriormente dicho, observé que el efecto promedio de la edad, estimado en el modelo 1 y 2, es significativo ($p < 0.001$) y de signo negativo. Además, en el modelo 2, el coeficiente β para $edad^2$ es significativo ($p < 0.001$) y de signo positivo. En ese sentido, se confirma la primera hipótesis de investigación, en tanto, se verifica que la edad está asociada negativa y decrecientemente a la probabilidad de experimentar pobreza laboral relativa.

En base al análisis de las probabilidades predichas de experimentar pobreza laboral relativa según edad, mientras todas las demás variables se mantienen constantes, presentadas en la Figura 5.4, es posible extraer dos hallazgos relevantes.

Por un lado, al igual que lo observado en relación a la pobreza laboral absoluta, el riesgo de experimentar pobreza laboral relativa disminuye a medida que los individuos envejecen, siguiendo un patrón cuadrático, donde a partir de los 50 años se suaviza la pendiente de caída. Y por otro lado, que es durante la juventud (15 a 29 años) cuando las

personas tienden a presentar un mayor riesgo ser trabajadores pobres relativos. Durante este tramo de edad la probabilidad predicha de pobreza laboral relativa pasa de 0.266 a 0.191.

Cuadro 5.4: Ajuste de modelos logit jerárquicos EPC para pobreza laboral relativa anclada

	Modelo 1	Modelo 2
AIC	45,905,411.95	45,882,845.20
BIC	45,906,001.00	45,883,446.03
Log-verosimilitud	-22,952,655.98	-22,941,371.60
N. obs.	965,953	965,953
N. conglomerados	56,770	56,770
N. estratos	4,992	4,992
N. periodos	13	13

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Por último, en el Cuadro 5.4 presento las medidas de ajuste AIC, BIC y Log-verosimilitud de los modelos estimados para la probabilidad de experimentar pobreza laboral relativa anclada. Al comparar estos indicadores de bondad ajuste con los obtenidos en los modelos nulos, observo que los modelos completos presentan un ajuste superior, bajo los tres criterios. Además, al realizar pruebas de devianza comparando los modelos nulos y completos, se reafirma lo señalado (para el modelo 1, $\chi^2 = 16,543,583$; $Df = 46$; $p = 0.000$ y para el modelo 2, $\chi^2 = 16,566,151$; $Df = 47$; $p = 0.000$).

El modelo 2 posee un mejor ajuste que el modelo 1, según las tres medidas de ajuste. Esto es confirmado mediante un test de devianza ($\chi^2 = 22,569$; $Df = 1$; $p = 0.000$). Por ende, la adición de una transformación cuadrática para la variable edad, realizada en el modelo 2, mejora significativamente el ajuste del modelo.

Acercas del efecto edad sobre la pobreza laboral relativa anclada, observé que el efecto promedio de la edad, estimado en el modelo 1 y 2, es significativo ($p < 0.001$) y de signo negativo. Además, en el modelo 2, el coeficiente β para $edad^2$ es de signo positivo y estadísticamente significativo ($p < 0.001$). En ese sentido, se comprueba la primera hipótesis de investigación respecto de que la edad está asociada negativa y decrecientemente con la probabilidad de experimentar pobreza laboral relativa anclada.

En la Figura 5.4 fueron presentadas las probabilidades predichas de experimentar po-

breza laboral relativa anclada según edad, mientras todas las demás variables se mantienen constantes. En base a su análisis, es posible extraer dos hallazgos relevantes.

Por un lado, al igual que lo observado en relación a la pobreza laboral absoluta y relativa, el riesgo de experimentar pobreza laboral relativa anclada disminuye a medida que los individuos envejecen. Además, la magnitud de este efecto negativo se atenúa a partir de los 50 años de edad y desde los 75 años, comienza a subir levemente la probabilidad de experimentar pobreza laboral relativa anclada. Y por otro lado, que es durante la juventud (15 a 29 años) cuando las personas tienden a presentar un mayor riesgo ser trabajadores pobres, según la medición relativa anclada. Durante este tramo de edad la probabilidad predicha de pobreza laboral relativa anclada pasa desde 0.746, a los 15 años, hasta 0.641, a los 29 años.

Entonces, considerando conjuntamente los resultados sobre el efecto de la edad en la probabilidad de experimentar pobreza laboral absoluta, relativa y relativa anclada, constato, en primer lugar, que los coeficientes β estimados para las variables «edad» y «*edad*²» son distintos entre sí⁴. Por lo tanto, sostengo que la estimación del efecto edad es sensible a la estrategia de medición de la pobreza laboral adoptada.

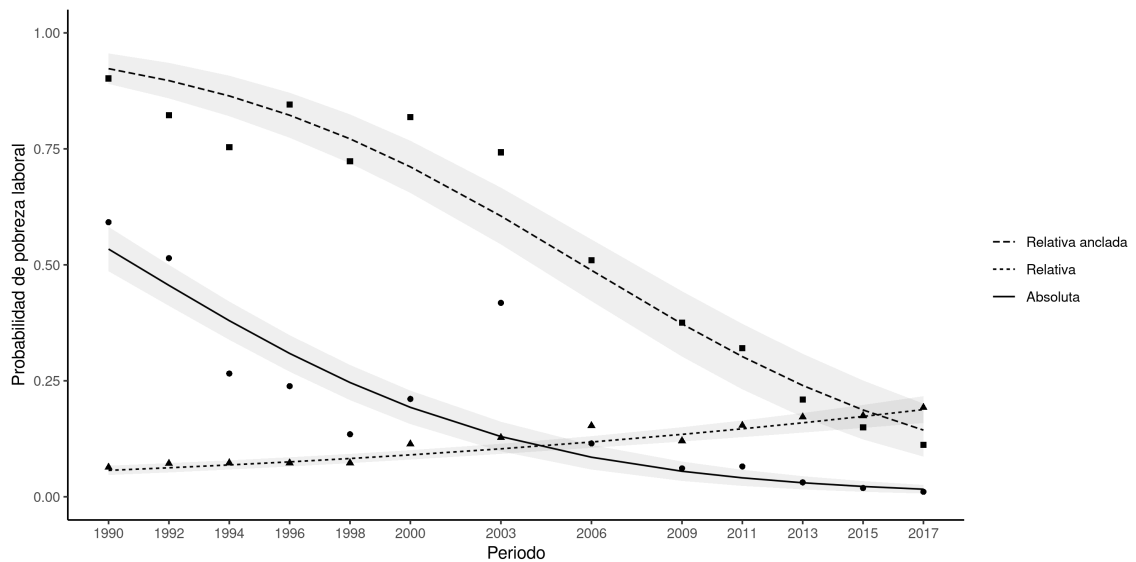
En segundo lugar, afirmo que, independientemente de la estrategia de medición adoptada, la edad está asociada negativamente y siguiendo un patrón decreciente o cuadrático, con la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile 1990-2017.

Y en tercer lugar, destaco que bajo las tres estrategias de medición empleadas en este estudio, el momento del ciclo vital cuando las personas presentan mayores riesgos de experimentar pobreza laboral, es la juventud (15 a 29 años).

Efecto periodo

En la Figura 5.5 presento las probabilidades predichas de experimentar pobreza laboral absoluta, pobreza laboral relativa y pobreza laboral relativa anclada en Chile 1990-2017, según periodo (año de encuesta), manteniendo constante las otras variables.

⁴Esta afirmación pudo ser confirmada, a un nivel más general, mediante la estimación de tres pruebas de consistencia de tipo Hausman ($H_0 : \beta_{Modelo2.1} = \beta_{Modelo2.2}, H_0 : \beta_{Modelo2.1} = \beta_{Modelo2.3}, H_0 : \beta_{Modelo2.2} = \beta_{Modelo2.3}$). Mediante la comparación de los modelos 2 para pobreza laboral absoluta y pobreza laboral relativa observé la existencia de diferencias sistemáticas en los coeficientes estimados ($\chi^2 = 447,684; df = 48; p = 0.000$). Al comparar los modelos 2 para pobreza laboral absoluta y pobreza laboral relativa anclada, hubo resultados similares ($\chi^2 = 1,502,769; df = 48; p = 0.000$). Lo mismo, para la comparación entre los modelos 2 de pobreza laboral relativa y relativa anclada ($\chi^2 = 3,976,774; df = 48; p = 0.000$).



Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Figura 5.5: Probabilidades predichas de pobreza laboral según periodo.

En relación a la pobreza laboral absoluta, observé que el predictor lineal asociado al año de encuesta, estimado en los modelos resumidos en el Cuadro 5.2, tiene un impacto negativo y estadísticamente muy significativo ($p < 0.001$). En la Figura 5.5 dicha tendencia es representada como una línea continua que posee una clara tendencia decreciente. Así, es posible interpretar que el riesgo de estar en pobreza laboral absoluta disminuyó, para todos los individuos, con el paso del tiempo.

Además, constaté que la variación del efecto aleatorio residual para la variable periodo es alta ($\sigma_{\mu}^2 = 0.36$ en el Modelo 2). Así, la desviación estándar de los interceptos aleatorios por año de la encuesta es 3.83 veces el valor absoluto del efecto fijo periodo. Es decir que luego de controlar por el predictor lineal, permanecen importantes oscilaciones, incluso más allá del intervalo de confianza, en las probabilidades predichas de pobreza laboral absoluta. En la Figura 5.5 estas desviaciones son representadas mediante círculos negros y, como es posible apreciar, en los años 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2003, 2006 y 2011 hubo oscilaciones por fuera del intervalo de confianza de la tendencia lineal.

De esta manera, los resultados relativos al efecto periodo sobre la pobreza laboral absoluta confirman la segunda hipótesis de investigación, ya que como es posible apreciar en la Figura 5.5, junto a una clara tendencia lineal hacia la baja de la probabilidad de

experimentar pobreza laboral absoluta -que va desde 0.592 en 1990, hasta 0.011 en 2017-, puntualmente se registraron disminuciones anuales del riesgo de pobreza laboral absoluta, exceptuando en los años 2000 y 2003, cuando se observaron alzas en comparación al año anterior.

En el año 2000, la probabilidad predicha fue de 0.211, situándose 0.076 puntos de probabilidad por encima de la registrada en el año 1998. Y en el año 2003, la probabilidad predicha de experimentar pobreza laboral absoluta fue de 0.418, ubicándose 0.207 puntos de probabilidad por sobre al año 2000. Ambos hallazgos, sumados a que para los años 1990, 1992, 2003, 2006 y 2011, calculé probabilidades predichas por sobre el intervalo de confianza del predictor lineal del efecto periodo, son relevantes, en la medida que permiten complejizar un poco la mirada de la evolución de la pobreza laboral 1990-2017 y plantean la interrogante respecto a las causas posibles de estas oscilaciones.

En relación a la pobreza laboral relativa, constaté importantes diferencias en relación a lo observado para la pobreza laboral absoluta. El efecto fijo para la variable periodo, estimado en los modelos resumidos en el Cuadro 5.3, tiene un impacto positivo y es estadísticamente significativo ($p < 0.001$). Así, es posible sostener que el riesgo de estar en pobreza laboral relativa aumentó con el paso del tiempo, para todos los individuos, durante el periodo analizado. Esto puede apreciarse en la Figura 5.5, donde la tendencia lineal del periodo sobre la probabilidad de pobreza laboral relativa es representada con una línea punteada que posee una pendiente positiva que contrasta fuertemente con las otras tendencias graficadas.

Además, constaté que la variación de los efectos aleatorios para periodo es importante ($\sigma_{\mu}^2 = 0.02$ en el Modelo 2). Más precisamente, observé que la desviación estándar de los interceptos aleatorios es 2.48 veces el valor absoluto del efecto fijo periodo. Es decir que una vez controlado por el efecto fijo periodo, permanecen algunas oscilaciones en las probabilidades predichas y que, en su mayoría, se ubican al interior del intervalo de confianza. En la Figura 5.5 los efectos aleatorios residuales son representados con triángulos negros y, como es posible observar, sólo en 2000, 2003 y 2006 se ubican por fuera del intervalo de confianza del efecto fijo.

Entonces, los resultados acerca del efecto periodo sobre la pobreza laboral relativa contradicen a la segunda hipótesis de investigación. Pues, existe claramente una tendencia lineal que apunta hacia un aumento de la probabilidad de experimentar pobreza laboral relativa, que avanza desde 0.064 en 1990, hasta 0.192 en 2017.

Además, es relevante destacar que al considerar conjuntamente al predictor lineal de periodo y su efecto aleatorio residual para el cálculo de las probabilidades predichas, entonces, aparece una dinámica más compleja, similar al reportado por Maldonado et al. (2018).

En primer lugar, existe un intervalo de tiempo que va desde el año 1990 al 2003 donde el riesgo de ser un trabajador pobre relativo tiende a ir aumentando, pasando desde 0.064 en 1990 a 0.153 en el año 2006. Luego, en 2009, la probabilidad predicha de experimentar pobreza laboral relativa disminuye a 0.121. Y finalmente, a partir del año 2011, continúa subiendo hasta 2017 (0.192).

Estos hallazgos son muy relevantes ya que ponen de relieve la sensibilidad del efecto periodo al tipo de estrategia de medición adoptada. Además, dejan planteada la interrogante sobre qué factores macrosociales podrían estar explicando los aumentos y disminución en la probabilidad de experimentar pobreza en el trabajo.

Por último, en cuanto a la pobreza laboral relativa anclada, observé que el efecto fijo para la variable periodo, estimado en los modelos resumidos en el Cuadro 5.4, muestra un impacto negativo y altamente significativo ($p < 0.001$). Así, el riesgo de estar en pobreza laboral relativa anclada mostró una tendencia decreciente, para todos los individuos, entre los años 1990-2017. En la Figura 5.5, lo anterior puede apreciarse como una línea entrecortada que presenta una clara tendencia decreciente.

Además, constaté que la variación de los efectos aleatorios para periodo es importante ($\sigma_{\mu}^2 = 0.19$). Más precisamente, observé que la desviación estándar de los interceptos aleatorios por periodo es 2.78 veces el valor absoluto del efecto fijo periodo. Es decir que una vez controlado por el efecto fijo periodo, permanecen oscilaciones en las probabilidades predichas. En la Figura 5.5 estas oscilaciones respecto de la tendencia lineal son representadas mediante cuadrados negros, y como es posible observar, en los años 1992, 1994, 2000 y 2003 se registraron desviaciones por fuera del intervalo de confianza.

Entonces, los resultados acerca del efecto periodo sobre la pobreza laboral relativa anclada confirman la segunda hipótesis de investigación. Como es posible apreciar en la Figura 5.5, existe una tendencia lineal decreciente, muy pronunciada, de la probabilidad de experimentar pobreza laboral relativa anclada, que avanza desde 0.902 en 1990, hasta 0.112 en 2017.

Además, es relevante destacar que al considerar conjuntamente al predictor lineal de periodo y su efecto aleatorio residual para el cálculo de las probabilidades predichas, en-

tonces, aparece una dinámica algo más compleja y similar a la observada anteriormente, en relación a la pobreza laboral absoluta y relativa.

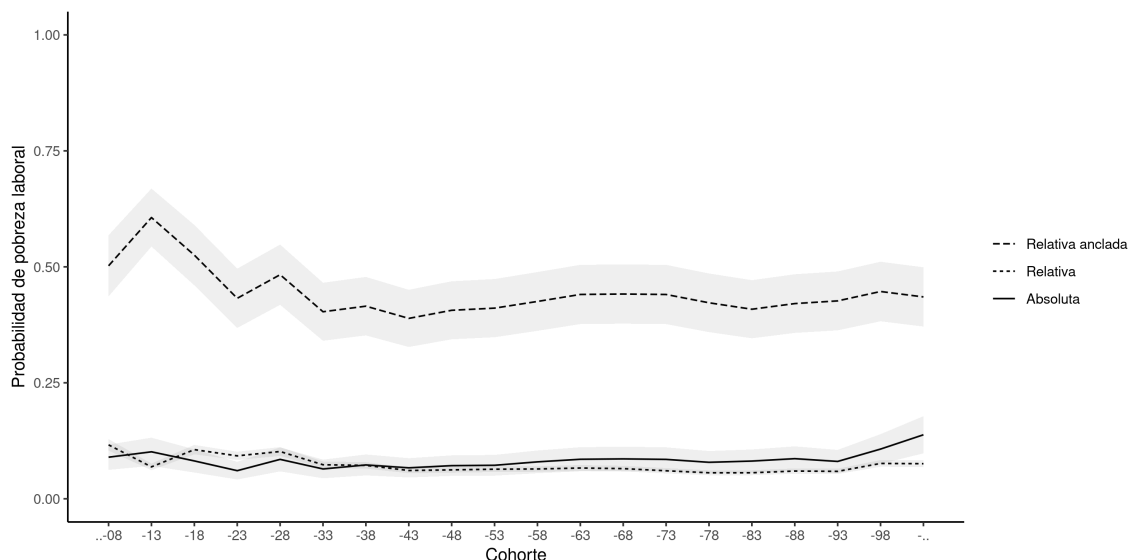
En primer lugar, existe un intervalo de tiempo que va desde el año 1990 a 1994 donde el riesgo de ser un trabajador pobre relativo anclado decrece, pasando de 0.902 a 0.754, respectivamente. Luego, en 1996 hay un alza de 0.091 puntos de probabilidad con respecto al año anterior y en 1998 vuelve a bajar a 0.723. Luego, en los años 2000 y 2003, se registró una fuerte alza en la probabilidad de experimentar pobreza laboral relativa anclada, alcanzando 0.818 en el año 2000 y 0.743, en el 2003. Finalmente, se inicia un nuevo descenso de 0.631 puntos de probabilidad, entre 2003 y 2017.

Estos hallazgos son relevantes, en la medida que permiten complejizar un poco la mirada de la evolución de la pobreza laboral 1990-2017, a la vez que relevan la interrogante respecto a las causas posibles de las oscilaciones identificadas más allá de la tendencia lineal decreciente. Además, al comparar los resultados sobre el efecto periodo en la probabilidad de experimentar pobreza laboral absoluta, relativa y relativa anclada, es notorio que la estimación del efecto periodo es sensible a la estrategia de medición de la pobreza laboral adoptada.

De esta manera, el efecto periodo estimado sobre la pobreza laboral absoluta es, hasta cierto grado, similar al analizado para la pobreza laboral relativa anclada. Mientras que el efecto periodo sobre la pobreza laboral relativa se aparta completamente de ellos. Este hallazgo es coherente con lo reportado por Maldonado et al. (2018), quienes compararon la evolución de la pobreza laboral absoluta y relativa entre 1990 y 2013. Y puede ser interpretado en función de destacar que una aproximación relativa a la pobreza, a diferencia de las aproximaciones absoluta y relativa anclada, es sensible a la forma y evolución de la distribución social del ingreso.

Efecto cohorte

En la Figura 5.6 presento las probabilidades predichas de experimentar pobreza laboral absoluta, pobreza laboral relativa y pobreza laboral relativa anclada en Chile 1990-2017, según cohortes de nacimiento, manteniendo constante las otras variables.



Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Figura 5.6: Probabilidades predichas de pobreza laboral según cohorte.

En los modelos 1 y 2, presentados resumidamente en los Cuadros 5.2, 5.3 y 5.4 el efecto cohorte fue estimado como un efecto fijo, utilizando como categoría de referencia a la cohorte más antigua, esto es, las personas nacidas en 1908 o antes. Dado que los modelos 2 presenta un mejor ajuste en comparación al modelo 1 y considerando que los coeficientes γ estimados para las cohortes no son exactamente iguales en ambas especificaciones, las probabilidades predichas fueron calculadas en base a los modelos 2 y también, centraré la interpretación de los resultados en el segundo modelo.

En relación a la pobreza laboral absoluta, observé que los coeficientes γ de la mayoría de las cohortes presentan signos negativos y son estadísticamente significativos ($p < 0.05$). Únicamente los coeficientes γ para las cohortes 1964-1968 y 1984-1988, presentan valores p mayores que 0.05. Además, sólo los coeficientes γ correspondientes a las generaciones 1909-1913, 1994-1998 y 1999 o después, poseen un signo positivo. En ese sentido, la mayoría de las cohortes presentan un riesgo de pobreza laboral absoluta significativamente menor que el exhibido por la cohorte más antigua, salvo las cohortes mencionadas anteriormente.

Al analizar las probabilidades predichas según cohorte, representadas en la Figura 5.6, se pueden distinguir 5 momentos en la distribución de los riesgos de pobreza laboral abso-

luta. Primero, un aumento en la probabilidad predicha de experimentar pobreza absoluta en el trabajo que va desde la cohorte de nacidos en 1908 o antes y la cohorte siguiente, cuando ésta pasó de 0.090 a 0.101. Luego, la probabilidad predicha comienza a descender desde la cohorte 1909-1913 hasta la cohorte 1919-1923, cuando ésta pasó de 0.101 a 0.061. Enseguida, la generación de nacidos entre 1924 y 1929 muestra un alza de 0.024 puntos de probabilidad y a continuación, entre las cohortes 1929-1933 y 1989-1993 las probabilidades predichas se estabilizan en torno a 0.078. Finalmente, las dos cohortes más jóvenes registran un aumento en la probabilidad predicha de pobreza laboral absoluta. Específicamente, la generación 1994-1998 presenta una probabilidad predicha de 0.107 y la generación de nacidos en 1999 o después, 0.138 -siendo el punto más alto⁵.

Estos hallazgos permiten rechazar la tercera hipótesis de investigación, en tanto que, empleando una medida absoluta de la pobreza laboral, no verifiqué un efecto de cohorte de signo negativo sobre la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile ni observé que las cohortes más jóvenes presenten una menor probabilidad de experimentar pobreza laboral que las cohortes más antiguas. Por el contrario, sólo entre las tres cohortes más antiguas observé cierta disminución de la probabilidad de ser un trabajador pobre absoluto y entre las dos cohortes más jóvenes observé un aumento del riesgo de pobreza laboral absoluta.

En relación a la pobreza laboral relativa, constaté que los coeficientes γ de la mayoría de las cohortes presentan signos negativos y son estadísticamente significativos ($p < 0.05$). En ese sentido, gran parte de las cohortes presentan un riesgo de pobreza laboral relativa significativamente menor que el que posee la cohorte de referencia, con la excepción de las generaciones 1914-1918 y 1999 o después.

Al analizar las probabilidades predichas según cohorte, presentadas en la Figura 5.6, se pueden distinguir 6 momentos en la distribución de los riesgos de pobreza laboral relativa, que guardan cierta similitud con lo observado en el análisis sobre pobreza laboral absoluta.

Primero, distingo una caída en la probabilidad predicha de experimentar pobreza relativa en el trabajo que va desde la cohorte de nacidos en 1908 o antes (0.116) hasta la cohorte siguiente (0.069), seguido de una alza en la probabilidad predicha de pobreza laboral en la cohorte 1914-1918, cuando ésta alcanzó 0.106. Luego, las probabilidades predichas se estabilizan en torno a 0.100, entre las generaciones nacidas en 1914-1918 y

⁵Al volver a estimar el modelo 2, tomando como referencia a la cohorte más joven, todas las cohortes presentan coeficientes significativos ($p < 0.001$) y de signo positivo, lo que vuelve a confirmar que la generación de nacidos en 1999 o después es la que presenta la probabilidad de experimentar pobreza laboral absoluta más alta.

1924-1928. Enseguida, las generaciones nacidas hasta 1943 registran una disminución, llegando a 0.061 para la cohorte 1939-1943. Desde dicha generación hasta los nacidos entre 1989 y 1993, la probabilidad predicha de pobreza laboral relativa se estabiliza en torno a 0.061. Finalmente, se observa un alza en las probabilidades predichas de las generaciones nacidas con posterioridad a 1993. Específicamente, calculé un aumento de 0.017 puntos de probabilidad en las dos generaciones más jóvenes, en relación a la cohorte 1989-1993⁶.

Estos hallazgos permiten rechazar la tercera hipótesis de investigación, en tanto que, empleando una medida relativa de la pobreza laboral, no verifiqué un efecto de cohorte de signo negativo sobre la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile ni observé que las cohortes más jóvenes presenten una menor probabilidad de experimentar pobreza laboral que las cohortes más antiguas. Por el contrario, en las dos cohortes más jóvenes diagnosticué un aumento en la probabilidad de experimentar pobreza laboral que las deja en un nivel similar al calculado para las tres cohortes de nacidos en la primera mitad del siglo XX (específicamente 1914-1918, 1929-1933 y 1934-1938).

Por último, en relación a la pobreza laboral relativa anclada, observé que la mayoría de los coeficientes γ de las cohortes presentan signos negativos y son significativos ($p < 0.05$). En ese sentido, casi todas las cohortes presentan un riesgo de pobreza laboral relativa anclada significativamente menor que el que posee la cohorte de nacidos en 1908 o antes. Sólo las cohortes 1909-1913 y 1914-1918, presentan riesgos de pobreza en el trabajo mayores que los de la cohorte más antigua.

Al analizar las probabilidades predichas según cohorte, presentadas en la Figura 5.6, se pueden distinguir 6 momentos en la distribución de los riesgos de pobreza laboral relativa anclada.

Primero, distingo un aumento en la probabilidad predicha de experimentar pobreza relativa anclada en el trabajo que va desde la cohorte de nacidos en 1908 o antes y la cohorte 1909-1913, cuando pasó desde 0.502 a 0.606. Luego, observo un descenso en el riesgo de pobreza laboral que se extiende hasta la generación de nacidos en 1919-1923, dismi-

⁶Al volver a estimar el modelo 2, tomando como referencia a la cohorte más joven, la cohorte 1994-1998 presenta un coeficiente no significativo ($p > 0.05$) y muy cercano a cero, lo que puede ser interpretado como que la diferencia entre ambas cohortes es mínima o nula en la población. Mientras que las cohortes que van desde 1989-1993 hasta 1934-1938 tienen coeficientes de signo negativo y significativos ($p < 0.05$). La cohorte 1929-1933 presenta un coeficiente no significativo ($p > 0.05$) y muy cercano a cero, lo que refleja su similitud con la cohorte más joven. Y, finalmente, las cohortes que van desde 1924-1928 hasta los nacidos en 1908 o antes tienen coeficientes de signo positivo y estadísticamente significativos ($p < 0.05$).

nuyendo en total 0.174 puntos de probabilidad hasta alcanzar una probabilidad predicha de 0.432. En la cohorte siguiente, conformada por individuos nacidos entre 1924 y 1928, la probabilidad predicha aumenta hasta 0.483 y enseguida comienza a descender hasta la cohorte 1939-1943 (0.389). Las generaciones posteriores, hasta los nacidos entre 1984-1988, presentan probabilidades predichas alrededor de 0.421. Por último, se observa una nueva alza en las probabilidades predichas de las dos generaciones más jóvenes, quienes presentan una probabilidad de 0.447 y 0.435, respectivamente ⁷.

Estos hallazgos permiten rechazar la tercera hipótesis de investigación, en tanto que, empleando una medida relativa anclada de la pobreza laboral, no verifiqué un efecto de cohorte de signo negativo sobre la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile ni observé que la cohorte más joven presente una menor probabilidad de experimentar pobreza laboral que las cohortes más antiguas. Por el contrario, en las dos cohortes más jóvenes diagnosticué un aumento en la probabilidad de experimentar pobreza laboral relativa anclada.

Al comparar los resultados sobre el efecto cohorte en la probabilidad de experimentar pobreza laboral absoluta, relativa y relativa anclada, es notorio que la estimación del efecto cohorte también es sensible a la estrategia de medición de la pobreza laboral adoptada. Esto puede corroborarse al comparar las probabilidades predichas presentadas en la Figura 5.6. Además, destaco que más allá de dichas diferencias, las tres aproximaciones empleadas conducen a rechazar la tercera hipótesis de investigación que establece la existencia de un efecto cohorte de signo negativo. Por el contrario, lo que constituye un hallazgo muy relevante, logré determinar con ciertos grados de consistencia que a partir de las generaciones nacidas a fines del siglo XX pareciera perturbarse la larga estabilidad en el riesgo experimentar pobreza laboral que le precede. Sin embargo, aún no existe suficiente información para establecer si lo anterior anuncia una tendencia que se proyectará en el tiempo o no.

⁷Al re-estimar el modelo 2, tomando como referencia a la cohorte más joven, la cohorte 1994-1998 presenta un coeficiente significativo ($p < 0.001$) y de signo positivo, lo que refleja un mayor riesgo de experimentar pobreza laboral relativa anclada. Luego, las cohortes que van desde 1989-1993 hasta 1974-1978 tienen coeficientes significativos ($p < 0.05$) y de signo negativo, lo que da cuenta de una menor probabilidad de experimentar pobreza laboral. Las cohortes 1969-1973 y 1964-1968 presentan coeficientes positivos y estadísticamente significativos ($p < 0.05$). Enseguida, la cohorte 1959-1963 presenta un coeficiente, cercano a cero, no significativos ($p > 0.05$). Luego, las cohortes que van desde 1954-1958 hasta 1929-1933, presentan coeficientes negativos y significativos ($p < 0.05$). Finalmente, las cohortes posteriores a 1929 presentan coeficientes positivos y significativos ($p < 0.001$), con excepción de la cohorte 1919-1923 que presenta probabilidades de experimentar pobreza laboral similares a las de la cohorte más joven ($p > 0.05$).

Capítulo 6

Discusión y conclusiones

El objetivo general de esta investigación fue describir la evolución de la probabilidad de pobreza laboral en Chile, durante el periodo 1990-2017. Para ello, analicé la serie de datos transversales de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (Casen), bajo un enfoque metodológico de análisis de edad, periodo y cohorte (EPC), mediante la estimación de modelos logísticos de efectos mixtos. Los análisis realizados sugieren resultados muy interesantes.

A través del análisis de los efectos EPC pude estimar el peso específico ejercido sobre la pobreza laboral en Chile entre los años 1990 a 2017, por cada una de las fuentes de cambio social. Además, evalué en qué medida dichas estimaciones son sensibles a la estrategia de medición adoptada para la variable dependiente «pobreza laboral», contrastando las aproximaciones absoluta, relativa y relativa anclada.

Primero, desde una aproximación absoluta y relativa anclada a la pobreza laboral, existe un efecto periodo negativo y pronunciado, que en términos globales sigue un patrón lineal, aunque con diversas oscilaciones coyunturales principalmente concentradas en los inicios del siglo XXI. Esto implica una disminución generalizada del riesgo de experimentar pobreza laboral durante los 27 años comprendidos en el estudio. Sin embargo, desde una aproximación relativa a la pobreza laboral, los resultados difieren considerablemente. Existe un efecto periodo positivo sobre la probabilidad de experimentar pobreza laboral relativa, que indica que el riesgo de pobreza laboral relativa aumentó para todos los individuos durante el periodo analizado.

Es importante destacar que estas descripciones del efecto periodo se encuentra en concordancia con los hallazgos de estudios anteriores sobre pobreza laboral en Chile (Maldo-

nado et al., 2018), en específico, y pobreza (Larrañaga y Rodríguez, 2015; PNUD, 2017; PNUD et al., 2019), en general.

Este efecto periodo sobre la pobreza laboral puede ser interpretado como asociado a transformaciones en los factores asociados a la pobreza laboral que se ubican a un nivel macro-social, como lo son los contextos económicos-estructurales e institucionales. Es muy sugerente identificar al crecimiento económico un posible factor asociado a los efectos periodos descritos, sobretudo cuando se emplean las medidas de pobreza laboral absoluta y relativa anclada.

De acuerdo con datos del Banco Mundial, en la década de los 90 del siglo pasado, el Producto Interno Bruto (PIB) creció un 74.22 %. Luego, en la primera década del siglo XXI, creció un 42.86 %. Y entre 2010 y 2017, creció un 24.65 %. Además, se registraron sólo dos coyunturas de menor crecimiento. Por una parte, entre 1998-1999 cuando se contrajo el PIB y aumentó drásticamente el desempleo. Y por otra parte, una leve desaceleración del crecimiento económico entre 2008-2009, asociada a un contexto económico internacional desfavorable determinado por la denominada *crisis subprime*. Así, es interesante destacar que es inmediatamente posterior a la crisis 1998-1999, donde, bajo las tres estrategias de medición utilizadas, se registraron importantes alzas por encima de la tendencia lineal subyacente.

Sin embargo, desde una aproximación relativa a la pobreza laboral, el crecimiento económico como factor asociado a los efectos periodo pierde relevancia. Como ha destacado Maldonado et al. (2018), esta estrategia de medición es sensible a la variación en la estructura de distribución del ingreso. Asimismo, UNECE (2017) ha advertido que en el contexto de estudios sobre la evolución de las tasas de pobreza relativa, los cambios en esta tasa reflejan una mezcla de transformaciones en las condiciones de vida de los hogares y en la distribución general del ingreso. Al respecto, PNUD (2017) ha dado cuenta de que el índice GINI pasó desde 52.1 en el año 1990 a 47.6 en 2015, registrándose una tenue tendencia decreciente interrumpida por alzas en el periodo 2006-2009. Y, en 2017, el Ministerio de Desarrollo Social (2018) estimó un índice Gini de 48.8.

Desde una perspectiva más amplia, Barrientos y Unnikrishnan (2018) han destacado que en los denominados “países en vías de desarrollo”, la persistencia de la pobreza laboral constituye una invitación a revisar las estrategias de desarrollo en su conjunto, con especial énfasis en la manera en que se ha regulado el mercado laboral y el sistema de protección social, como también la extensión y características de la informalidad. Al respecto,

Maldonado et al. (2018) han sostenido que tras la disminución de la pobreza laboral también podría encontrarse el efecto de las modificaciones en las políticas públicas ocurridas a partir del año 2000, las que sin superar un esquema liberal de bienestar social han incluido la noción de derechos sociales, matizando el énfasis en la focalización característico de la década de los 90 del siglo XX. En contraste, el contexto político e institucional de las relaciones laborales, la distribución de ingresos y la informalidad, han permanecido sin cambios significativos durante el periodo estudiado (Barrientos y Unnikrishnan, 2018; Maldonado et al., 2018). Por ende, llama la atención y pone en entredicho la hipótesis de Maldonado et al. (2018) respecto de un efecto reductor de las reformas sociales de la primera década del 2000, que con posterioridad al año 2011, los resultados de esta investigación hayan dado cuenta de un alza en el riesgo de pobreza laboral relativa. Sin embargo, no existe evidencia concluyente al respecto.

En segundo lugar, constaté que existe un efecto edad de signo negativo y altamente significativo. Así, el riesgo de pobreza laboral tiende a disminuir con el aumento de la edad, independientemente de la estrategia de medición adoptada. Además, esta disminución del riesgo de experimentar pobreza en el trabajo se atenúa a medida que las personas envejecen.

Lo anterior implica que es en el inicio de la vida laboral cuando las personas se encuentran más expuestas a experimentar pobreza laboral. Este hallazgo es concordante con parte de la evidencia internacional acumulada en países de altos ingresos (Filandri y Struffolino, 2019; Hick y Lanau, 2018; Lohmann, 2008; Lohmann y Marx, 2018), como también, en países de medianos y bajos ingresos (Barrientos y Unnikrishnan, 2018), incluyendo Chile (Bennett, 2017; Maldonado et al., 2018).

Este efecto edad sobre la pobreza laboral puede pensarse hipotéticamente como asociado a una menor experiencia laboral acumulada en las personas durante su juventud que en etapas posteriores del ciclo vital, junto a la valoración otorgada a ella por el mercado del trabajo. Bennett (2017) ha interpretado lo anterior como un efecto de la formación de capital humano, mediante la acumulación de experiencia laboral (Mincer, 1984). Prescindiendo de la teoría del capital humano, Barrientos y Unnikrishnan (2018) en un estudio comparado realizado en países latinoamericanos han generado planteamientos convergentes con los desarrollados por Bennett (2017). Además, Filandri y Struffolino (2019) han destacado que los jóvenes europeos tienden a acceder con mayor frecuencia que los trabajadores adultos a empleos inestables y de baja calidad, porque su falta de experiencia

laboral los ubica en una posición desventajosa en los mercados de trabajo.

Recientemente, estudios longitudinales sobre pobreza laboral han aportado elementos con los que profundizar sobre cuáles son los mecanismos que podrían estar operando detrás de los efectos edad descritos en esta investigación (Hick y Lanau, 2018; Tejero, 2018; Van Winkle y Struffolino, 2018). Según la evidencia internacional acumulada, eventos típicamente vividos durante la juventud, tales como separarse del hogar parental y la fertilidad aumentan el riesgo de pobreza laboral con mayor intensidad cuando ocurren a temprana edad. Pero, dado que en el contexto de esta investigación estos aspectos no fueron evaluados, no es posible ser categóricos al respecto.

Además, de acuerdo con la evidencia previa disponible, el contexto político-institucional y características de los hogares, tales como el grado de dependencia intergeneracional y en qué medida cumplen un rol de proveedores de bienestar para las personas menores de 30 años, median de manera importante el modo en que la edad constituye un factor de riesgo para la pobreza laboral (Lohmann y Crettaz, 2018). En ese sentido, el cómo la desventaja relativa de los individuos jóvenes en el mercado laboral se está traduciendo en mayores probabilidades de pobreza laboral en Chile, requiere de futuras investigaciones que consideren con mayor profundidad el contexto institucional y el rol de los hogares en la producción de bienestar.

Por último, diagnosticué que existe un efecto cohorte sobre la probabilidad de pobreza laboral en Chile entre los años 1990 y 2017. Las características principales del efecto cohorte identificado son que, en primer lugar, sigue un patrón no lineal, exhibiéndose las mayores probabilidades de experimentar pobreza laboral en las cohortes más antiguas y más jóvenes, junto a variaciones algo erráticas en el intermedio, independientemente de la estrategia de medición adoptada.

Un aspecto a destacar es que el efecto cohorte no sigue una tendencia negativa similar a los del efecto periodo y edad. Por el contrario, cabe pensarlo como una evidencia que da cuenta de una desigual distribución entre generaciones de los riesgos de pobreza laboral, donde las cohortes más jóvenes resultan más expuestas que las generaciones que le anteceden. Sin embargo, es necesario dejar en claro que aún no existe suficiente información acumulada para establecer si el aumento del riesgo de pobreza laboral en las cohortes más jóvenes se mantendrá a futuro o sólo es un fenómeno coyuntural.

Estos hallazgos contradicen las conclusiones expuestas en los estudios de Sapelli (2011a, 2011b) sobre la evolución de la desigualdad socioeconómica en Chile. El autor menciona-

do ha sostenido que si bien la desigualdad de ingresos pareciera mantenerse constante en el tiempo, no ocurre lo mismo con el efecto cohorte. Sapelli (2011a, 2011b) ha identificado un descenso de la desigualdad entre las cohortes nacidas entre 1950 y 1979, sosteniendo que las generaciones más jóvenes experimentarían una situación sustantivamente mejor que sus antecesoras. Y ha interpretado este hallazgo como un argumento a favor de las capacidades redistributivas de la estrategia de desarrollo actualmente vigente.

Desde el enfoque EPC (Yang y Land, 2008, 2013, 2006), los efectos cohorte sobre la pobreza laboral pueden ser pensados como asociados a transformaciones en factores asociados a la pobreza laboral, que se experimentan generacionalmente, tales como cambios en la composición del hogar, participación laboral, acceso a la educación y a transferencias sociales.

Una explicación posible estaría relacionada con los cambios en la educación, en tanto componente de la formación de capital humano, y también, a cambios operados en el ámbito de políticas públicas que impactan sobre la infancia, juventud y/o estructuras familiares. En ese sentido, es posible que la disminución de la tasa de retorno económico de la educación ocurrida a la par que ésta se masificaba (Klapp y Candia, 2016), se esté traduciendo en que las generaciones más jóvenes enfrentan cada vez más dificultades para acceder a empleos capaces de proveer bienestar, a pesar de presentar un mayor acceso al sistema educacional.

Otra explicación posible estaría asociada a cierto debilitamiento de la capacidad de los hogares para proveer bienestar y compensar los efectos erosivos de un mercado laboral desprotegido y un sistema de bienestar social de orientación liberal, relacionado con cambios demográficos y/o culturales más amplios -tales como el aumento de los hogares monoparentales, el aumento de los hogares con jefatura femenina y una mayor presencia de adultos mayores en los hogares (Ministerio de Desarrollo Social, 2017; Ministerio de Desarrollo Social, 2015a). No obstante, estos planteamientos no han sido comprobados empíricamente y señalan solamente un camino de investigación por desarrollar.

Resulta muy llamativo, en términos sociológicos, que no sean las cohortes más jóvenes las que presenten un menor riesgo de experimentar pobreza laboral, ya que se trata justamente de las personas que han desarrollado su vida laboral íntegramente al interior de lo que Gómez Leyton (2007) ha llamado una sociedad neoliberal avanzada. Además, por un lado, desde una perspectiva más general y situada en Europa, Kretsos (2010) ha sostenido que la juventud del siglo XXI estaría conformándose como una «generación

precaria», cuyos riesgos de experimentar precariedad en el empleo estaría conformando experiencias, actitudes y conductas compartidas que se diferencian significativamente de las de sus antecesores. Y por otro, en Hong Kong, Cheung y Chou (2016) han destacado que vivir pobreza en el trabajo debilita las aspiraciones individuales de movilidad social ascendente mediante el empleo, fortalece las percepciones de injusticia y a nivel agregado, colabora en el deterioro de la cohesión e integración social.

En ese sentido, es pertinente dejar planteada la interrogante sobre si acaso los hallazgos de esta tesis podrían ser una evidencia temprana sobre el proceso de conformación de una «generación precaria» en Chile. Como también, sobre los posibles impactos del mayor riesgo de pobreza laboral experimentado por las generaciones más jóvenes, sobre la configuración de sus aspiraciones y expectativas de movilidad social, percepciones de justicia y conductas políticas, entre otros aspectos posibles de indagar. Sin embargo, esa es una pregunta que aún no puede ser abordada empíricamente, dadas las limitaciones de los datos disponibles.

Otro hallazgo de esta tesis fue corroborar que tanto las estimaciones de las proporciones de pobreza laboral como sus efectos EPC son sensibles a la estrategia de medición adoptada. Esto concuerda con la evidencia previa disponible (Bennett, 2017; Lohmann, 2018; Maldonado et al., 2018), a la vez que la amplía en el sentido de demostrar que, contrariamente a lo reportado Thiede et al. (2015) en Estados Unidos, la estimación de la influencia de los factores asociados a la pobreza laboral también es afectada significativamente por las decisiones de medición.

Por último, es interesante destacar como un hallazgo no esperado y que escapa al foco de interés de esta tesis que, en los modelos nulos, más del 70% de la varianza de pobreza laboral sea explicada por diferencias entre estratos y conglomerados muestrales, independientemente de la estrategia de medición adoptada. Este resultado podría estar sugiriendo la presencia de un patrón de segregación residencial en la pobreza laboral, lo que es necesario de indagar en futuros estudios.

Para cerrar, entre las limitaciones del estudio se puede nombrar que la cantidad de puntos en el tiempo que abarca la serie de encuestas Casen aún no es suficiente para evaluar interacciones entre variables de nivel 2 y nivel 1, tales como periodo, edad, cohorte y otras covariables relevantes, que permitirían indagar, por ejemplo, si los riesgos de pobreza laboral a lo largo del ciclo vital han variado de cohorte en cohorte. Asimismo, esta limitación en los datos disponibles, también impiden evaluar empíricamente las interpre-

taciones de los resultados presentadas en las conclusiones de este estudio. En ese sentido, los mecanismos causales respecto de los cuales los efectos edad, periodo y cohorte funcionan como marcadores observables, permanecen como no observados empíricamente. Por último, aún no hay suficiente información para determinar con certeza si las tendencias observadas en las generaciones más jóvenes son de carácter coyuntural o bien, se proyectarán en el tiempo.

Referencias bibliográficas

- Agacino, R. (1995). Todo lo flexible se desvanece: el caso chileno. En R. Agacino y M. Echeverría (Eds.), *Flexibilidad y condiciones de trabajo precarias*. Santiago de Chile: PET.
- Alonso, L. E. (2004). La sociedad del trabajo: debates actuales. Materiales inestables para lanzar la discusión. *Reis*(107), 21. doi: 10.2307/40184638
- Aravena, A. (2016). La recuperación de los estudios laborales en Chile (1990-2014). En E. de la Garza (Ed.), *Los estudios laborales en américa latina. orígenes, desarrollo y perspectivas* (pp. 103–126). Barcelona: Anthropos Editorial.
- Atas, N. (2019). The immediate impact of the global financial crisis and neo-liberal austerity policies on in-work poverty dynamics in Lithuania. *Journal of Baltic Studies*, 50(1), 105–124. Descargado de <https://doi.org/10.1080/01629778.2019.1553792> doi: 10.1080/01629778.2019.1553792
- Bargsted, M., y Maldonado, L. (2018). Party Identification in an Encapsulated Party System: The Case of Postauthoritarian Chile. *Journal of Politics in Latin America*, 10(1), 29–68. Descargado de <https://journals.sub.uni-hamburg.de/giga/jpla/article/view/1096/>
- Bargsted, M., Somma, N. M., y Rojas, B. M. (2019). Electoral Turnout in Chile: An Age-Period-Cohort Approach. *Revista de Ciencia Política*, 39(1), 75–98. doi: 10.4067/S0718-090X2019000100075
- Barrientos, A., y Unnikrishnan, V. (2018). In-work poverty and social assistance in developing countries. En H. Lohmann y I. Marx (Eds.), *Handbook on in-work poverty* (pp. 347–364). Massachusetts: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781784715632.00029
- Bates, D., Mächler, M., Bolker, B., y Walker, S. (2015). Fitting linear mixed-effects models using lme4. *Journal of Statistical Software*, 67(1), 1–48. doi: 10.18637/

- Bennett, F. (2017). *Size and profile of the working poor in Chile*. Turin.
- Brady, D. (2019). Theories of the Causes of Poverty. *Annual Review of Sociology*, 45(1), 155–175. doi: 10.1146/annurev-soc-073018-022550
- Brady, D., Osselin, S., y Blankenship, K. (2018). Working poor in the informal economy: material deprivation among female sex workers in India. En H. Lohmann y I. Marx (Eds.), *Handbook on in-work poverty* (pp. 473–492). Massachusetts: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781784715632.00035
- Campbell, I., y Price, R. (2016). Precarious work and precarious workers: Towards an improved conceptualisation. *Economic and Labour Relations Review*, 27(3), 314–332. doi: 10.1177/1035304616652074
- Carnes, M. (2014). *Continuity despite change : the politics of labor regulation in latin america*. Stanford, Calif.: Stanford University Press.
- Castel, R. (1997). *Las metamorfosis de la cuestión social : una crónica del salariado*. Buenos Aires: Paidós.
- CEPAL. (2018). *Medición de los ingresos y la pobreza en Chile* (Inf. Téc.). Descargado de http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/casen-multidimensional/casen/docs/Medicion{}_de{}_la{}_pobreza{}_en{}_Chile{}_2017{}_17082018.pdf
- Cheung, K. C. K., y Chou, K. L. (2016). Working Poor in Hong Kong. *Social Indicators Research*, 129(1), 317–335. doi: 10.1007/s11205-015-1104-5
- Cole, S. R., y Hernán, M. A. (2008). *Constructing inverse probability weights for marginal structural models*. doi: 10.1093/aje/kwn164
- Crettaz, E., y Bonoli, G. (2011). Worlds of working poverty: national variations in mechanisms. En N. Fraser, R. Gutiérrez, y R. Peña-Casas (Eds.), *Working poverty in europe. a comparative approach* (pp. 46–69). London: Palgrave MacMillan. doi: 10.1057/9780230307599_3
- Decancq, K., Goedemé, T., Van den Bosch, K., y Vanhille, J. (2013). *The Evolution of Poverty in the European Union : Concepts, Measurement and Data*. Antwerpen.
- de la Garza, E. (2016). Estudio introductorio. En E. de la Garza (Ed.), *Los estudios laborales en américa latina. orígenes, desarrollo y perspectivas*. Barcelona: Anthropos Editorial.

- Durán, G., y Kremerman, M. (2015). *Salario Mínimo y CASEN 2013. Trabajadores anando el salario mínimo o menos en Chile* (Inf. Téc.). Santiago de Chile: Fundación SOL. Descargado de <http://www.fundacionsol.cl/estudios/7793-2/>
- Durkheim, E. (2012). *La división del trabajo social*.
- Edwards, P. (2014). The sociology of work: from industrial sociology to work, employment and the economy. En J. Holmwood y J. Scott (Eds.), *The palgrave handbook of sociology in britain* (pp. 488–509). London: Palgrave MacMillan.
- Escobar, P. (1999). Hacia una caracterización del mercado del trabajo. En P. Escobar (Ed.), *Trabajadores y empleo en el chile de los noventa*. Santiago de Chile: LOM Ediciones.
- Esping-Andersen, G. (1990). *The three worlds of welfare capitalism*. Cambridge: England Polity Press.
- Fienberg, S. E., y Mason, W. M. (1979). Identification and Estimation of Age-Period-Cohort Models in the Analysis of Discrete Archival Data. *Sociological Methodology*, 10, 1–67. doi: 10.2307/270764
- Filandri, M., y Struffolino, E. (2019). Individual and household in-work poverty in Europe: understanding the role of labor market characteristics. *European Societies*, 21(1), 130–157. doi: 10.1080/14616696.2018.1536800
- Firebaugh, G. (2008). *Seven Rules for Social Research*. Oxford: Princeton University Press.
- Fosse, E., y Winship, C. (2019, jul). Analyzing Age-Period-Cohort Data: A Review and Critique. *Annual Review of Sociology*, 45(1), 467–492. Descargado de <https://www.annualreviews.org/doi/10.1146/annurev-soc-073018-022616> doi: 10.1146/annurev-soc-073018-022616
- Foster, J., Seth, S., Lokshin, M., y Sajaia, Z. (2013). *A Unified Approach to Measuring Poverty and Inequality. Theory and Practice*. doi: 10.1017/CBO9781107415324.004
- Fraser, N. (2011). United Kingdom: Tackling poverty in a flexible labour market. En N. Fraser, R. Gutiérrez, y R. Peña-Casas (Eds.), *Working poverty in europe. a comparative approach* (pp. 73–92). Hampshire: Palgrave MacMillan.
- Fraser, N., Gutiérrez, R., y Peña-Casas, R. (2011). *Working Poverty in Europe. A comparative Approach* (N. Fraser, R. Gutiérrez, y R. Peña-Casas, Eds.). Hampshire: Palgrave MacMillan. doi: 10.1017/CBO9781107415324.004

- García-Espejo, I., y Gutiérrez, R. (2011). Spain: persisting inequalities in a growing employment context. En N. Fraser, R. Gutiérrez, y R. Peña-Casas (Eds.), *Working poverty in europe. a comparative approach* (pp. 133–154). London: Palgrave MacMillan. doi: 10.1057/9780230307599_7
- Garroway, C., y De Laiglesia, J. (2012). *On the relevance of relative poverty for developing countries* (n.º 314).
- Gerlitz, J. Y. (2018). Rising In-work Poverty in Times of Activation: Changes in the Distributive Performance of Institutions over Three Decades, Germany 1984–2013. *Social Indicators Research*, 140(3), 1109–1129. doi: 10.1007/s11205-017-1816-9
- Gómez Leyton, J. C. (2007). Chile:1990-2007 Una Sociedad Neoliberal Avanzada. *Revista de Sociología*, 0(21), 1990–2007. doi: 10.5354/0719-529x.2007.27517
- Gutiérrez, R., Ibañez, M., y Tejero, A. (2011). Mobility and persistence of in-work poverty. En N. Fraser, R. Gutiérrez, y R. Peña-Casas (Eds.), *Working poverty in europe. a comparative approach* (pp. 175–201). Hampshire: Palgrave MacMillan. doi: 10.1057/9780230307599_9
- Halford, S., y Strangleman, T. (2009). In search of the sociology of work: Past, present and future. *Sociology*, 43(5), 811–828. doi: 10.1177/0038038509341307
- Halleröd, B., Ekbrand, H., y Bengtsson, M. (2015). In-work poverty and labour market trajectories: Poverty risks among the working population in 22 European countries. *Journal of European Social Policy*, 25(5), 473–488. doi: 10.1177/0958928715608794
- Hellier, J., y Ekaterina, K. (2015). *Globalization and the working poor*.
- Hernán, M., y Robins, J. (2020). *Causal Inference: What If*. Boca Raton: Chapman & Hall / CRC.
- Hick, R., y Lanau, A. (2018). Moving in and out of in-work poverty in the UK: An analysis of transitions, trajectories and trigger events. *Journal of Social Policy*, 47(4), 661–682. doi: 10.1017/S0047279418000028
- Hick, R., y Lanau, A. (2019). Tax credits and in-work poverty in the UK: An analysis of income packages and anti-poverty performance. *Social Policy and Society*, 18(2), 203–218. doi: 10.1017/S1474746418000118
- Horemans, J., Marx, I., y Nolan, B. (2016). Hanging in, but only just: part-time employment and in-work poverty throughout the crisis. *IZA Journal of European Labor Studies*, 5(1). Descargado de <http://dx.doi.org/10.1186/s40174-016-0053-6>

doi: 10.1186/s40174-016-0053-6

- Jacqmin-Gadda, H., Sibillot, S., Proust, C., Molina, J. M., y Thiébaud, R. (2007). Robustness of the linear mixed model to misspecified error distribution. *Computational Statistics and Data Analysis*, 51(10), 5142–5154. doi: 10.1016/j.csda.2006.05.021
- Kakwani, N., y Silber, J. (2008). *Quantitative approaches to multidimensional poverty measurement*. New York: Palgrave MacMillan. doi: 10.1057/9780230582354
- Kenworthy, L., y Marx, I. (2018). In-work poverty in the United States. En H. Lohmann y I. Marx (Eds.), *Handbook on in-work poverty* (pp. 328–344). Massachusetts: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781784715632.00027
- Klapp, F., y Candia, A. (2016). *Estimación del premio o retorno a la educación en Chile*. Santiago de Chile. Descargado de <https://lyd.org/wp-content/uploads/2017/03/SISO-162-Estimacion-del-premio-o-retorno-a-la-educacion-en-Chile-Noviembre2016.pdf>
- Kretsos, L. (2010). The persistent pandemic of precariousness: young people at work. En J. Tremmel (Ed.), *A young generation under pressure?* (pp. 3–21). Berlin: Springer Verlag.
- Larrañaga, O., Contreras, D., y Cabezas, G. (2015). Políticas contra la Pobreza: de Chile Solidario al Ingreso Ético Familiar. En O. Larrañaga y D. Contreras (Eds.), *Las nuevas políticas de protección social en Chile* (pp. 41–69). Santiago de Chile: Uqbar Editores.
- Larrañaga, O., y Rodríguez, M. E. (2015). Desigualdad de ingresos y pobreza en Chile: 1990 a 2013. En O. Larrañaga y D. Contreras (Eds.), *Las nuevas políticas de protección social en Chile* (pp. 251–285). Santiago de Chile: Uqbar Editores.
- Larsson, D., y Halleröd, B. (2011). Sweden: The impact of policy and labour market transformation. En N. Fraser, R. Gutiérrez, y R. Peña-Casas (Eds.), *Working poverty in Europe. a comparative approach* (pp. 112–132). Hampshire: Palgrave MacMillan.
- Leana, C. R., Mittal, V., y Stiehl, E. (2012, may). Organizational behavior and the working poor. *Organization Science*, 23(3), 888–906. doi: 10.1287/orsc.1110.0672
- Lilenstein, K., Woolard, I., y Leibbrandt, M. (2018). In-work poverty in South Africa: the impact of income sharing in the presence of high unemployment. En H. Lohmann y I. Marx (Eds.), *Handbook on in-work poverty* (pp. 416–433). Massachusetts: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781784715632.00032
- Lohmann, H. (2008). *Welfare states, labour market institutions and the working poor: a*

- comparative analysis of 20 European countries*. Berlin. Descargado de <http://hdl.handle.net/10419/27300>
- Lohmann, H. (2018). The concept and measurement of in-work poverty. En H. Lohmann y I. Marx (Eds.), *Handbook on in-work poverty* (pp. 7–25). Massachusetts: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781784715632.00007
- Lohmann, H., y Crettaz, E. (2018). Explaining cross-country differences in in-work poverty. En H. Lohmann y I. Marx (Eds.), *Handbook on in-work poverty* (pp. 50–69). Massachusetts: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781784715632.00009
- Lohmann, H., y Marx, I. (2018). Introduction. En H. Lohmann y I. Marx (Eds.), *Handbook on in-work poverty* (pp. 1–4). Massachusetts: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781784715632.00005
- Lohr, S. (2000). *Muestreo: Diseño y análisis*. México, D.F: International Thomson Editores.
- López-bazo, E., y Motellón, E. (2012). Human Capital and Regional Wage Gaps Human Capital and Regional Wage Gaps. *Regional Studies*, 46(10), 1347–1365. Descargado de <https://doi.org/10.1080/00343404.2011.579092> doi: 10.1080/00343404.2011.579092
- Maas, C., y Hox, J. (2004). The influence of violations of assumptions on multilevel parameter estimates and their standard errors. *Computational Statistics and Data Analysis*, 46(3), 427–440. doi: 10.1016/j.csda.2003.08.006
- Maldonado, L., Prieto, J., y Feres, J. C. (2018). The working poor in Chile during the period 1990-2013. En H. Lohmann y I. Marx (Eds.), *Handbook on in-work poverty* (pp. 395–415). Massachusetts: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781784715632.00031
- Mannheim, K. (1993). El problema de las generaciones. *Reis*(62), 193–242. doi: 10.2307/40183643
- Márquez, F. (2001). Trayectoria de Vida y Trabajo en Sujetos Pobres. *Proposiciones*(32), 210–224.
- Maruani, M. (2000). De la sociología del trabajo a la sociología del empleo. *Política y Sociedad*, 34, 9–17.
- Marx, K. (2010). *El capital*. Madrid: Siglo XXI de España Editores, S.A.
- Maurizio, R. (2018). In-work poverty in Latin America: prevalence, driving forces and trends. En H. Lohmann y I. Marx (Eds.), *Handbook on in-work poverty* (pp.

- 365–394). Massachusetts: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781784715632.00030
- McBride, J., Smith, A., y Mbala, M. (2018). ‘You End Up with Nothing’: The Experience of Being a Statistic of ‘In-Work Poverty’ in the UK. *Work, Employment and Society*, 32(1), 210–218. doi: 10.1177/0950017017728614
- Mincer, J. (1984). Human capital and economic growth. *Economics of Education Review*, 3(3), 195–205. doi: 10.1016/0272-7757(84)90032-3
- Ministerio de Desarrollo Social. (2017). *Síntesis de Resultados - Trabajo, Casen 2017* (Inf. Téc.). Ministerio de Desarrollo Social. Descargado de <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/casen-multidimensional/casen/docs/Resultados{ }trabajo{ }Casen{ }2017.pdf>
- Ministerio de Desarrollo Social. (2012). *Metodología del Diseño Muestral y Factores de Expansión Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional* (Inf. Téc.). Santiago de Chile: Ministerio de Desarrollo Social. Descargado de <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl>
- Ministerio de Desarrollo Social. (2015a). *Metodología de Diseño Muestral Encuesta de caracterización socioeconómica nacional 2013*. (Inf. Téc.). Santiago de Chile: Ministerio de Desarrollo Social, Observatorio Social.
- Ministerio de Desarrollo Social. (2015b). *Nueva metodología de medición de la pobreza por ingresos y multidimensional* (Inf. Téc.). Santiago de Chile: Ministerio de Desarrollo Social. Descargado de <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/documentos/Nueva{ }Metodologia{ }de{ }Medicion{ }de{ }Pobreza.pdf>
- Ministerio de Desarrollo Social. (2015c). *Trabajo. Síntesis de resultados Encuesta Casen* (Inf. Téc.). Santiago de Chile: Ministerio de Desarrollo Social.
- Ministerio de Desarrollo Social. (2016). *Metodología de Diseño Muestral Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional, Casen 2015* (Inf. Téc.). Santiago de Chile: Ministerio de Desarrollo Social, Observatorio Social.
- Ministerio de Desarrollo Social. (2018). *Metodología de Diseño Muestral Casen 2017* (Inf. Téc.). Santiago de Chile: Ministerio de Desarrollo Social, Observatorio Social. Descargado de <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/casen-multidimensional/casen/docs/Diseno{ }Muestral{ }Casen{ }2017{ }MDS.pdf>

- Nakagawa, S., Johnson, P. C., y Schielzeth, H. (2017). The coefficient of determination R^2 and intra-class correlation coefficient from generalized linear mixed-effects models revisited and expanded. *Journal of the Royal Society Interface*. doi: 10.1098/rsif.2017.0213
- Nolan, B., y Marx, I. (1999). *Low Pay and Household Poverty* (LIS Working papers n.º 216). LIS Cross-National Data Center in Luxembourg. Descargado de <https://econpapers.repec.org/RePEc:lis:liswps:216>
- OECD. (2013a). *Framework for integrated analysis* (OECD, Ed.). Paris: OECD Publishing. doi: 10.1787/9789264194830-11
- OECD. (2013b). *OECD Employment Outlook 2013*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2015). *Todos juntos ¿Por qué reducir la desigualdad nos beneficia?* (Inf. Téc.). Paris: Autor.
- Oyarzún, A. (2009). *Metodología Encuesta CASEN 1990 - 2009* (Inf. Téc.). Santiago de Chile: Ministerio de Planificación, División Social.
- Perry, G., Maloney, W., Arias, O., Fajnzylber, P., Mason, A., y Saavedra-Chanduvi, J. (2007). *Informality : Exit and Exclusion. Latin American and Caribbean Studies*. Washington, D. C.: World Bank. Descargado de <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/6730> doi: 10.1596/978-0-8213-7092-6
- Piñera, S. (2017). *Construyamos tiempos mejores para Chile. Programa de Gobierno 2018-2022*.
- PNUD. (2017). *Desiguales. Orígenes, cambios y desafíos de la brecha social en Chile*. Santiago de Chile: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- PNUD, CEPAL, y MDSF. (2019). *Evolución de la pobreza 1990-2017: ¿Cómo ha cambiado Chile?* (Inf. Téc.). Santiago de Chile: Ministerio de Desarrollo Social y Familia. Descargado de http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/casen-multidimensional/casen/docs/InformeMDSF_Gobcl_Pobreza.pdf
- R Core Team. (2020). R: A language and environment for statistical computing [Manual de software informático]. Vienna, Austria. Descargado de <https://www.R-project.org/>
- Raudenbush, S., y Bryk, A. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2nd ed. ed.). Thousand Oaks: SAGE Publications.
- Richards, J., y Sang, K. (2019). The intersection of disability and in-work poverty in an

- advanced industrial nation: The lived experience of multiple disadvantage in a post-financial crisis UK. *Economic and Industrial Democracy*, 40(3), 636–659. doi: 10.1177/0143831X17750474
- Ryder, N. (1965). The cohort as a concept in the study of social change. *American sociological review*, 30(6), 843–861. doi: 10.2307/2090964
- Salama, P., y Destremau, B. (2002). *Medidas de la pobreza desmedida*. Santiago de Chile: LOM Ediciones.
- Sapelli, C. (2011a). *Chile: ¿más equitativo? Una mirada distinta a la distribución del ingreso , la movilidad social y la pobreza en Chile*. Santiago de Chile: Ediciones UC.
- Sapelli, C. (2011b). A cohort analysis of the income distribution in Chile. *Estudios de economía*, 38(1), 223–242. doi: 10.4067/s0718-52862011000100009
- Sapelli, C. (2014). Desigualdad, movilidad, pobreza: Necesidad de una política social diferente. *Estudios Públicos*, 134(134), 59–84. Descargado de www.cepchile.cl
- Schneider, B. (2013). *Hierarchical Capitalism in Latin America. Business, labor, and the challenges of equitable development*. New York: Cambridge University Press. doi: 10.1017/cbo9781107300446.003
- Seaman, S. R., y White, I. R. (2013). *Review of inverse probability weighting for dealing with missing data*. doi: 10.1177/0962280210395740
- Sehnbruch, K. (2006). *The Chilean Labor Market: A Key to Understanding Latin American Labor Markets* (Vol. 53) (n.º 9). New York: Palgrave MacMillan. doi: 10.1057/9781403983640
- Sellero, M. C. S., Sellero, P. S., González, M. M. C., y Sellero, F. J. S. (2013). Precariedad laboral-pobreza en Galicia en tiempos de crisis. *Revista Galega de Economía*, 22(2), 201–223.
- Smeeding, T. (2017). Poverty Measurement. En D. Brady y L. Burton (Eds.), *The oxford handbook of the social science of poverty* (pp. 1–32). Oxford: Oxford University Press. doi: 10.1093/oxfordhb/9780199914050.013.3
- Tejero, A. (2017). Permanencia en la pobreza laboral: La influencia de la pobreza pasada en la presente. *Revista Espanola de Investigaciones Sociologicas*, 157(157), 141–162. doi: 10.5477/cis/reis.157.141
- Tejero, A. (2018). Pobreza laboral en España. Un análisis dinámico. *Revista Internacional de Sociología*, 76(2), 2–18. doi: <https://doi.org/10.3989/ris.2018.76.2.16.54>

- Thiede, B. C., Lichter, D. T., y Sanders, S. R. (2015). America's Working Poor: Conceptualization, Measurement, and New Estimates. *Work and Occupations*, 42(3), 267–312. doi: 10.1177/0730888415573635
- UNECE. (2017). *Guide on poverty measurement* (Inf. Téc.). Geneva: United Nations.
- Van Winkle, Z., y Struffolino, E. (2018). When working isn't enough: Family demographic processes and in-work poverty across the life course in the United States. *Demographic Research*, 39(1), 365–380. doi: 10.4054/DemRes.2018.39.12
- Varela, R., Ocegueda, J., Castillo, R., y Huber, G. (2010). Determinantes de los ingresos salariales en México : una perspectiva de capital humano. *Región Y Sociedad*, 22(49), 117–142.
- Weber, M. (2007). *La ética protestante y el espíritu del capitalismo*. Buenos Aires: Andrómeda.
- Yang, Y. (2008). Social inequalities in happiness in the United States, 1972 to 2004: An age-period-cohort analysis. *American Sociological Review*, 73(2), 204–226. doi: 10.1177/000312240807300202
- Yang, Y., y Land, K. (2008). Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys. Fixed or Random Effects? *Sociological Methods & Research*, 36(3), 297–326.
- Yang, Y., y Land, K. (2013). *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*. Chapman & Hall / CRC.
- Yang, Y., y Land, K. C. (2006). A mixed models approach to the age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys, with an application to data on trends in verbal test scores. *Sociological Methodology*, 36(1), 75–97. doi: 10.1111/j.1467-9531.2006.00175.x
- Yeh, C.-Y., y Lue, J.-D. (2018). In-work poverty in three East Asian welfare states. En H. Lohmann y I. Marx (Eds.), *Handbook on in-work poverty* (pp. 449–472). Massachusetts: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781784715632.00034

Anexos

A. Selección de modelo y esquema de codificación para la variable cohorte

Como mencioné en el Capítulo 4, la estimación de los efectos EPC es sensible al esquema de codificación utilizado en la variable cohorte, sobre todo en cuanto al año de corte empleado para definir a la generación más antigua -que opera como categoría de referencia. Para evadir la posibilidad de tomar arbitrariamente una decisión, seguí el procedimiento de selección basado en comparación de modelos empleado y descrito por Bargsted et al. (2019).

El procedimiento realizado consistió en estimar 10 modelos para cada especificación de las dos especificaciones de la ecuación 4.3 y cada estrategia de medición de la pobreza laboral, cambiando el año de corte utilizado para definir la generación más antigua. Así, en el primer modelo definí a la generación más antigua como el grupo de individuos nacidos en 1904 o antes. Mientras que en el segundo modelo, fue definida como los individuos nacidos en 1905 o antes, y así hasta llegar al décimo modelo, donde la generación más antigua quedó conformada por los individuos nacidos en 1915 o antes. Una vez estimados los modelos, seleccioné el modelo y esquema de codificación para la variable cohorte que demostró un mejor ajuste a los datos, según las medidas de (-2xLog-verosimilitud) y el criterio de información de Akaike (AIC). Puesto que trabajé con tres estrategias de medición de pobreza laboral, prioricé que el esquema de codificación seleccionado llevará a un mejor ajuste en los modelos que predicen la probabilidad de experimentar pobreza laboral relativa anclada y pobreza laboral relativa, en detrimento de los que estiman la probabilidad de experimentar pobreza laboral absoluta, dada su menor comparabilidad internacional.

Implementé este procedimiento sobre un total de 60 especificaciones: 10 para pobreza

laboral relativa anclada con una especificación lineal de edad y 10 para pobreza laboral relativa anclada con una especificación cuadrática de edad; 10 para pobreza laboral absoluta con una especificación lineal de edad y 10 para pobreza laboral relativa con una especificación cuadrática de edad; y, 10 para pobreza laboral relativa con una especificación lineal de edad y finalmente, 10 para pobreza laboral relativa con una especificación cuadrática de edad. Todos los modelos fueron estimados mediante máxima verosimilitud. Es importante aclarar que de estas 60 especificaciones, sólo logré estimar 56 modelos, ya que 4 especificaciones no lograron converger.

Como se puede observar en los Cuadros 6.1, 6.2, 6.3, 6.4, 6.5 y 6.6, los indicadores de bondad de ajuste devianza y AIC de los modelos prediciendo la probabilidad de experimentar pobreza relativa anclada, con una especificación lineal y cuadrática de la edad, indican que los modelos 5, 10 y 3 poseen los mejores ajustes. Por otra parte, al comparar entre especificaciones de los modelos con un término edad lineal y cuadrático, los modelos estimados con una especificación cuadrática de la edad obtienen mejor ajuste a los datos, bajo ambos indicadores analizados.

En los Cuadros 6.7, 6.8, 6.9, 6.10, 6.11 y 6.12, presento los modelos estimados para la probabilidad de experimentar pobreza laboral relativa. Al comparar sus indicadores de ajuste devianza y AIC, los modelos 1, 2 y 3 salen favorecidos. También, los modelos estimados con una especificación cuadrática de la edad obtienen un mejor ajuste a los datos que los que tienen una especificación lineal.

Finalmente, en los Cuadros 6.13, 6.14, 6.15, 6.16, 6.17 y 6.18, presento los modelos estimados para la probabilidad de experimentar pobreza laboral absoluta. En este caso, los modelos que presentan un mejor ajuste a los datos, según los criterios de devianza y AIC, son los modelos 7, 2 y 3. Al igual que en los casos anteriores, los modelos estimados con una especificación cuadrática de la edad muestran un mejor ajuste que los modelos que tienen solamente una especificación lineal.

Así, considerando que sólo los modelos 3 se ubican entre las especificaciones que mejor ajustan a los datos, bajo las tres aproximaciones a la pobreza laboral, decidí seleccionar al modelo 3 y su esquema de codificación para la variable cohorte. De esta manera, diferencié entre las siguientes cohortes: cohorte de nacidos 1908 o antes, 1909-1913, 1914-1918, 1919-1923, 1924-1928, 1929-1933, 1934-1938, 1939-1943, 1944-1948, 1949-1953, 1954-1958, 1959-1963, 1964-1968, 1969-1973, 1974-1978, 1979-1983, 1984-1988, 1989-1993, 1994-1998 y 1999 o después.

Cuadro 6.1: Modelos 1 al 4 para pobreza laboral relativa anclada - edad lineal

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	4.01*** (0.26)	2.77*** (0.25)	3.90*** (0.10)	4.40*** (0.25)
Edad	-0.07*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.13*** (0.00)	-0.18*** (0.00)
Periodo	-0.16*** (0.02)	-0.17*** (0.01)	-0.16*** (0.01)	-0.15*** (0.01)
Cohorte 2	-0.47*** (0.02)	0.79*** (0.02)	0.42*** (0.02)	0.33*** (0.02)
Cohorte 3	-0.11*** (0.02)	0.51*** (0.02)	-0.06*** (0.01)	-0.29*** (0.02)
Cohorte 4	-1.04*** (0.02)	-0.09*** (0.02)	-0.56*** (0.01)	-0.58*** (0.02)
Cohorte 5	-0.81*** (0.02)	0.20*** (0.02)	-0.40*** (0.01)	-0.66*** (0.02)
Cohorte 6	-1.10*** (0.02)	-0.11*** (0.02)	-0.77*** (0.01)	-0.94*** (0.02)
Cohorte 7	-1.14*** (0.02)	-0.13*** (0.02)	-0.76*** (0.01)	-0.96*** (0.02)
Cohorte 8	-1.21*** (0.02)	-0.19*** (0.02)	-0.91*** (0.01)	-1.14*** (0.02)
Cohorte 9	-1.21*** (0.02)	-0.13*** (0.02)	-0.88*** (0.01)	-1.13*** (0.02)
Cohorte 10	-1.19*** (0.02)	-0.11*** (0.02)	-0.88*** (0.01)	-1.17*** (0.02)
Cohorte 11	-1.12*** (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.85*** (0.01)	-1.15*** (0.02)
Cohorte 12	-1.08*** (0.02)	0.06* (0.02)	-0.79*** (0.01)	-1.12*** (0.02)
Cohorte 13	-1.01*** (0.02)	0.13*** (0.03)	-0.79*** (0.02)	-1.14*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Cohorte 14	−0.96*** (0.02)	0.19*** (0.03)	−0.77*** (0.02)	−1.17*** (0.02)
Cohorte 15	−0.97*** (0.02)	0.20*** (0.03)	−0.83*** (0.02)	−1.26*** (0.02)
Cohorte 16	−1.02*** (0.03)	0.18*** (0.03)	−0.89*** (0.02)	−1.32*** (0.03)
Cohorte 17	−0.93*** (0.03)	0.30*** (0.03)	−0.81*** (0.02)	−1.26*** (0.03)
Cohorte 18	−0.85*** (0.03)	0.37*** (0.03)	−0.76*** (0.02)	−1.24*** (0.03)
Cohorte 19	−0.81*** (0.03)	0.51*** (0.03)	−0.64*** (0.02)	−1.18*** (0.03)
Cohorte 20	−0.53*** (0.03)	0.71*** (0.03)	−0.59*** (0.02)	−1.07*** (0.03)
Cohorte 21	0.06 (0.04)			
Ocupados en el hogar	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)
Auto-empleado	1.11*** (0.00)	1.11*** (0.00)	1.11*** (0.00)	1.11*** (0.00)
Empleado	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.49*** (0.00)	1.49*** (0.00)	1.49*** (0.00)	1.49*** (0.00)
Sector secundario	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)
Sector terciario	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.23*** (0.00)	−0.23*** (0.00)	−0.24*** (0.00)	−0.23*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Educación Básica completa	−0.50*** (0.00)	−0.51*** (0.00)	−0.51*** (0.00)	−0.50*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.76*** (0.00)	−0.76*** (0.00)	−0.76*** (0.00)	−0.75*** (0.00)
Educación Media completa	−1.28*** (0.00)	−1.28*** (0.00)	−1.28*** (0.00)	−1.28*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.83*** (0.00)	−1.83*** (0.00)	−1.83*** (0.00)	−1.83*** (0.00)
Educación Superior completa	−2.67*** (0.00)	−2.67*** (0.00)	−2.67*** (0.00)	−2.67*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.40*** (0.00)	0.40*** (0.00)	0.40*** (0.00)	0.40*** (0.00)
Mujer	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.33*** (0.00)	0.33*** (0.00)	0.33*** (0.00)	0.33*** (0.00)
Rural	1.07*** (0.07)	1.07*** (0.06)	1.07*** (0.05)	1.07*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.63*** (0.00)	0.63*** (0.00)	0.63*** (0.00)	0.63*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
N. personas 0-5 años	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.55*** (0.00)	0.55*** (0.00)	0.55*** (0.00)	0.55*** (0.00)
N. personas 66 años o más	-0.46*** (0.00)	-0.46*** (0.00)	-0.46*** (0.00)	-0.46*** (0.00)
Conglomerado σ_{λ}^2	10.85	10.85	10.85	10.85
Estrato σ_{ξ}^2	2.52	2.51	2.51	2.51
Periodo σ_{μ}^2	0.19	0.19	0.19	0.19
AIC	45851010.06	45854743.52	45850035.10	45852389.70
BIC	45851610.89	45855332.56	45850624.14	45852978.74
Log-verosimilitud	-22925454.03	-22927321.76	-22924967.55	-22926144.85
N. obs.	965953	965953	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770	56770	56770
N. estratos	4992	4992	4992	4992
N. periodos	13	13	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.2: Modelos 5 al 8 para pobreza laboral relativa anclada - edad lineal

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Intercepto	5.07*** (0.05)	3.62*** (0.25)	3.46*** (0.11)	4.28*** (0.25)
Edad	-0.25*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.13*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Periodo	−0.15*** (0.01)	−0.16*** (0.01)	−0.17*** (0.01)	−0.16*** (0.01)
Cohorte 2	0.19*** (0.01)	0.28*** (0.01)	−0.12*** (0.01)	−0.39*** (0.01)
Cohorte 3	−0.67*** (0.01)	−0.65*** (0.01)	−0.72*** (0.01)	−0.88*** (0.01)
Cohorte 4	−0.74*** (0.01)	−0.42*** (0.01)	−0.44*** (0.01)	−0.72*** (0.01)
Cohorte 5	−0.97*** (0.01)	−0.70*** (0.01)	−0.75*** (0.02)	−1.09*** (0.01)
Cohorte 6	−1.26*** (0.01)	−0.75*** (0.01)	−0.77*** (0.02)	−1.09*** (0.01)
Cohorte 7	−1.29*** (0.01)	−0.81*** (0.01)	−0.84*** (0.02)	−1.24*** (0.01)
Cohorte 8	−1.50*** (0.01)	−0.82*** (0.01)	−0.78*** (0.02)	−1.21*** (0.01)
Cohorte 9	−1.53*** (0.01)	−0.80*** (0.02)	−0.77*** (0.02)	−1.22*** (0.01)
Cohorte 10	−1.55*** (0.01)	−0.72*** (0.02)	−0.67*** (0.03)	−1.18*** (0.02)
Cohorte 11	−1.58*** (0.01)	−0.68*** (0.02)	−0.60*** (0.03)	−1.13*** (0.02)
Cohorte 12	−1.61*** (0.01)	−0.61*** (0.02)	−0.54*** (0.03)	−1.13*** (0.02)
Cohorte 13	−1.64*** (0.01)	−0.56*** (0.02)	−0.47*** (0.03)	−1.11*** (0.02)
Cohorte 14	−1.72*** (0.01)	−0.57*** (0.02)	−0.47*** (0.03)	−1.18*** (0.02)
Cohorte 15	−1.86*** (0.02)	−0.62*** (0.02)	−0.50*** (0.04)	−1.23*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Cohorte 16	−1.90*** (0.02)	−0.53*** (0.02)	−0.37*** (0.04)	−1.16*** (0.02)
Cohorte 17	−1.92*** (0.02)	−0.45*** (0.02)	−0.31*** (0.04)	−1.12*** (0.02)
Cohorte 18	−1.86*** (0.02)	−0.41*** (0.03)	−0.18*** (0.04)	−1.00*** (0.03)
Cohorte 19	−1.79*** (0.02)	−0.12*** (0.03)	0.02 (0.04)	−0.95*** (0.03)
Cohorte 20	−1.62*** (0.03)	0.47*** (0.04)		
Cohorte 21				
Ocupados en el hogar	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)
Auto-empleado	1.11*** (0.00)	1.11*** (0.00)	1.11*** (0.00)	1.11*** (0.00)
Empleado	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.49*** (0.00)	1.49*** (0.00)	1.49*** (0.00)	1.49*** (0.00)
Sector secundario	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)
Sector terciario	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.23*** (0.00)	−0.23*** (0.00)	−0.24*** (0.00)	−0.23*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.50*** (0.00)	−0.50*** (0.00)	−0.51*** (0.00)	−0.50*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.75*** (0.00)	−0.76*** (0.00)	−0.76*** (0.00)	−0.75*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Educación Media completa	−1.27*** (0.00)	−1.28*** (0.00)	−1.28*** (0.00)	−1.28*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.83*** (0.00)	−1.83*** (0.00)	−1.83*** (0.00)	−1.83*** (0.00)
Educación Superior completa	−2.67*** (0.00)	−2.67*** (0.00)	−2.67*** (0.00)	−2.67*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.40*** (0.00)	0.40*** (0.00)	0.40*** (0.00)	0.40*** (0.00)
Mujer	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.32*** (0.00)	0.33*** (0.00)	0.33*** (0.00)	0.33*** (0.00)
Rural	1.07*** (0.05)	1.07*** (0.06)	1.07*** (0.05)	1.07*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.63*** (0.00)	0.63*** (0.00)	0.63*** (0.00)	0.63*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.55*** (0.00)	0.55*** (0.00)	0.55*** (0.00)	0.55*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
N. personas 66 años	−0.46*** (0.00)	−0.46*** (0.00)	−0.46*** (0.00)	−0.46*** (0.00)
Conglomerado σ_{λ}^2	10.85	10.85	10.85	10.85
Estrato σ_{ξ}^2	2.51	2.52	2.51	2.51
Periodo σ_{μ}^2	0.19	0.20	0.19	0.19
AIC	45846954.01	45851240.36	45855995.98	45850480.21
BIC	45847543.05	45851829.41	45856573.25	45851057.47
Log-verosimilitud	−22923427.00	−22925570.18	−22927948.99	−22925191.11
N. obs.	965953	965953	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770	56770	56770
N. estratos	4992	4992	4992	4992
N. periodos	13	13	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.3: Modelos 9 al 10 para pobreza laboral relativa anclada - edad lineal

	Modelo 9	Modelo 10
Intercepto	4.70*** (0.25)	5.18*** (0.09)
Edad	−0.19*** (0.00)	−0.25*** (0.00)
Periodo	−0.15*** (0.01)	−0.14*** (0.01)
Cohorte 2	−0.54*** (0.01)	−0.80*** (0.01)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Cohorte 3	−0.83*** (0.01)	−0.87*** (0.01)
Cohorte 4	−0.92*** (0.01)	−1.11*** (0.01)
Cohorte 5	−1.20*** (0.01)	−1.40*** (0.01)
Cohorte 6	−1.21*** (0.01)	−1.42*** (0.01)
Cohorte 7	−1.40*** (0.01)	−1.64*** (0.01)
Cohorte 8	−1.39*** (0.01)	−1.67*** (0.01)
Cohorte 9	−1.43*** (0.01)	−1.69*** (0.02)
Cohorte 10	−1.42*** (0.01)	−1.73*** (0.02)
Cohorte 11	−1.39*** (0.02)	−1.76*** (0.02)
Cohorte 12	−1.42*** (0.02)	−1.79*** (0.02)
Cohorte 13	−1.45*** (0.02)	−1.87*** (0.02)
Cohorte 14	−1.54*** (0.02)	−2.01*** (0.02)
Cohorte 15	−1.60*** (0.02)	−2.05*** (0.02)
Cohorte 16	−1.54*** (0.02)	−2.07*** (0.03)
Cohorte 17	−1.53*** (0.02)	−2.02*** (0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Cohorte 18	−1.47*** (0.02)	−1.95*** (0.03)
Cohorte 19	−1.36*** (0.03)	−1.78*** (0.04)
Cohorte 20		
Cohorte 21		
Ocupados en el hogar	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)
Auto-empleado	1.11*** (0.00)	1.11*** (0.00)
Empleado	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.49*** (0.00)	1.49*** (0.00)
Sector secundario	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)
Sector terciario	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.23*** (0.00)	−0.23*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.50*** (0.00)	−0.50*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.76*** (0.00)	−0.75*** (0.00)
Educación Media completa	−1.28*** (0.00)	−1.27*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.83*** (0.00)	−1.83*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Educación Superior completa	−2.67*** (0.00)	−2.67*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.40*** (0.00)	0.40*** (0.00)
Mujer	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.33*** (0.00)	0.32*** (0.00)
Rural	1.07*** (0.06)	1.07*** (0.07)
Mujer jefa de hogar	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.63*** (0.00)	0.63*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.55*** (0.00)	0.55*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.46*** (0.00)	−0.46*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Conglomerado σ_{λ}^2	10.85	10.85
Estrato σ_{ξ}^2	2.51	2.52
Periodo σ_{μ}^2	0.19	0.20
AIC	45852689.50	45847345.05
BIC	45853266.76	45847922.31
Log-verosimilitud	-22926295.75	-22923623.52
N. obs.	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770
N. estratos	4992	4992
N. periodos	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.4: Modelos 1 al 4 para pobreza laboral relativa anclada - edad cuadrática

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	4.01*** (0.25)	2.79*** (0.25)	3.94*** (0.10)	4.45*** (0.25)
Edad	-0.37*** (0.00)	-0.33*** (0.00)	-0.42*** (0.00)	-0.46*** (0.00)
Edad ²	0.03*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Periodo	-0.16*** (0.01)	-0.17*** (0.01)	-0.16*** (0.01)	-0.15*** (0.01)
Cohorte 2	-0.33*** (0.03)	0.93*** (0.02)	0.54*** (0.02)	0.45*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Cohorte 3	0.12*** (0.03)	0.74*** (0.02)	0.16*** (0.02)	-0.08*** (0.02)
Cohorte 4	-0.72*** (0.03)	0.22*** (0.02)	-0.26*** (0.01)	-0.30*** (0.02)
Cohorte 5	-0.44*** (0.03)	0.55*** (0.02)	-0.06*** (0.01)	-0.35*** (0.02)
Cohorte 6	-0.69*** (0.03)	0.29*** (0.02)	-0.38*** (0.01)	-0.58*** (0.02)
Cohorte 7	-0.69*** (0.03)	0.31*** (0.02)	-0.33*** (0.01)	-0.55*** (0.02)
Cohorte 8	-0.71*** (0.03)	0.30*** (0.02)	-0.43*** (0.01)	-0.69*** (0.02)
Cohorte 9	-0.67*** (0.03)	0.40*** (0.02)	-0.36*** (0.01)	-0.64*** (0.02)
Cohorte 10	-0.62*** (0.03)	0.45*** (0.02)	-0.34*** (0.02)	-0.65*** (0.02)
Cohorte 11	-0.53*** (0.03)	0.57*** (0.02)	-0.28*** (0.02)	-0.62*** (0.02)
Cohorte 12	-0.47*** (0.03)	0.66*** (0.03)	-0.21*** (0.02)	-0.58*** (0.02)
Cohorte 13	-0.40*** (0.03)	0.72*** (0.03)	-0.21*** (0.02)	-0.61*** (0.02)
Cohorte 14	-0.37*** (0.03)	0.77*** (0.03)	-0.21*** (0.02)	-0.66*** (0.02)
Cohorte 15	-0.39*** (0.03)	0.76*** (0.03)	-0.28*** (0.02)	-0.75*** (0.02)
Cohorte 16	-0.45*** (0.03)	0.74*** (0.03)	-0.34*** (0.02)	-0.82*** (0.03)
Cohorte 17	-0.38*** (0.03)	0.84*** (0.03)	-0.28*** (0.02)	-0.78*** (0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Cohorte 18	−0.33*** (0.04)	0.88*** (0.03)	−0.26*** (0.02)	−0.79*** (0.03)
Cohorte 19	−0.32*** (0.04)	0.99*** (0.03)	−0.17*** (0.02)	−0.76*** (0.03)
Cohorte 20	−0.07 (0.04)	1.15*** (0.03)	−0.15*** (0.02)	−0.68*** (0.03)
Cohorte 21	0.48*** (0.05)			
Ocupados en el hogar	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)
Auto-empleado	1.10*** (0.00)	1.10*** (0.00)	1.10*** (0.00)	1.10*** (0.00)
Empleado	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)
Sector secundario	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)
Sector terciario	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.22*** (0.00)	−0.22*** (0.00)	−0.23*** (0.00)	−0.22*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.48*** (0.00)	−0.49*** (0.00)	−0.49*** (0.00)	−0.48*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.75*** (0.00)	−0.75*** (0.00)	−0.75*** (0.00)	−0.75*** (0.00)
Educación Media completa	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.81*** (0.00)	−1.81*** (0.00)	−1.82*** (0.00)	−1.82*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Educación Superior completa	−2.64*** (0.00)	−2.64*** (0.00)	−2.65*** (0.00)	−2.64*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.39*** (0.00)	0.39*** (0.00)	0.39*** (0.00)	0.39*** (0.00)
Mujer	0.17*** (0.00)	0.16*** (0.00)	0.17*** (0.00)	0.17*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.29*** (0.00)	0.28*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.28*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.02*** (0.00)	−0.02*** (0.00)	−0.02*** (0.00)	−0.02*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Rural	1.08*** (0.06)	1.08*** (0.06)	1.07*** (0.05)	1.08*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.52*** (0.00)	0.52*** (0.00)	0.52*** (0.00)	0.52*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.56*** (0.00)	0.56*** (0.00)	0.56*** (0.00)	0.56*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.49*** (0.00)	−0.49*** (0.00)	−0.49*** (0.00)	−0.49*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Conglomerado σ_{λ}^2	10.86	10.86	10.86	10.86
Estrato σ_{ξ}^2	2.52	2.52	2.52	2.52
Periodo σ_{μ}^2	0.19	0.19	0.19	0.19
AIC	45826964.77	45830145.00	45826262.10	45829559.53
BIC	45827577.37	45830745.82	45826862.92	45830160.35
Log-verosimilitud	-22913430.38	-22915021.50	-22913080.05	-22914728.76
N. obs.	965953	965953	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770	56770	56770
N. estratos	4992	4992	4992	4992
N. periodos	13	13	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.5: Modelos 5 al 8 para pobreza laboral relativa anclada - edad cuadrática

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Intercepto	5.17*** (0.25)	3.72*** (0.08)	3.59*** (0.25)	4.40*** (0.25)
Edad	-0.52*** (0.00)	-0.37*** (0.00)	-0.34*** (0.00)	-0.42*** (0.00)
$Edad^2$	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Periodo	-0.15*** (0.01)	-0.16*** (0.01)	-0.17*** (0.01)	-0.16*** (0.01)
Cohorte 2	0.29*** (0.01)	0.39*** (0.01)	0.00 (0.01)	-0.26*** (0.01)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Cohorte 3	−0.49*** (0.01)	−0.45*** (0.01)	−0.53*** (0.01)	−0.69*** (0.01)
Cohorte 4	−0.51*** (0.01)	−0.17*** (0.01)	−0.20*** (0.01)	−0.49*** (0.01)
Cohorte 5	−0.71*** (0.01)	−0.41*** (0.01)	−0.46*** (0.01)	−0.81*** (0.01)
Cohorte 6	−0.96*** (0.01)	−0.42*** (0.01)	−0.45*** (0.01)	−0.76*** (0.01)
Cohorte 7	−0.94*** (0.01)	−0.43*** (0.01)	−0.47*** (0.01)	−0.87*** (0.01)
Cohorte 8	−1.11*** (0.02)	−0.40*** (0.01)	−0.37*** (0.01)	−0.80*** (0.01)
Cohorte 9	−1.11*** (0.02)	−0.35*** (0.01)	−0.33*** (0.01)	−0.78*** (0.01)
Cohorte 10	−1.11*** (0.02)	−0.25*** (0.01)	−0.21*** (0.02)	−0.72*** (0.02)
Cohorte 11	−1.13*** (0.02)	−0.19*** (0.02)	−0.12*** (0.02)	−0.66*** (0.02)
Cohorte 12	−1.16*** (0.02)	−0.12*** (0.02)	−0.07*** (0.02)	−0.66*** (0.02)
Cohorte 13	−1.20*** (0.02)	−0.09*** (0.02)	−0.02 (0.02)	−0.66*** (0.02)
Cohorte 14	−1.30*** (0.02)	−0.11*** (0.02)	−0.03 (0.02)	−0.74*** (0.02)
Cohorte 15	−1.44*** (0.02)	−0.17*** (0.02)	−0.06** (0.02)	−0.79*** (0.02)
Cohorte 16	−1.50*** (0.02)	−0.09*** (0.02)	0.04 (0.02)	−0.74*** (0.02)
Cohorte 17	−1.54*** (0.03)	−0.04* (0.02)	0.07** (0.02)	−0.73*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Cohorte 18	−1.52*** (0.03)	−0.03 (0.02)	0.18*** (0.03)	−0.64*** (0.03)
Cohorte 19	−1.48*** (0.03)	0.22*** (0.02)	0.34*** (0.03)	−0.62*** (0.03)
Cohorte 20	−1.35*** (0.03)	0.76*** (0.04)		
Cohorte 21	−1.27*** (0.00)			
Ocupados en el hogar	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)
Auto-empleado	1.10*** (0.00)	1.10*** (0.00)	1.10*** (0.00)	1.10*** (0.00)
Empleado	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)
Sector secundario	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)
Sector terciario	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.22*** (0.00)	−0.22*** (0.00)	−0.23*** (0.00)	−0.23*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.48*** (0.00)	−0.48*** (0.00)	−0.49*** (0.00)	−0.49*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.74*** (0.00)	−0.75*** (0.00)	−0.75*** (0.00)	−0.75*** (0.00)
Educación Media completa	−1.25*** (0.00)	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.81*** (0.00)	−1.81*** (0.00)	−1.81*** (0.00)	−1.82*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Educación Superior completa	−2.64*** (0.00)	−2.64*** (0.00)	−2.64*** (0.00)	−2.65*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.39*** (0.00)	0.39*** (0.00)	0.39*** (0.00)	0.39*** (0.00)
Mujer	0.17*** (0.00)	0.17*** (0.00)	0.16*** (0.00)	0.17*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.28*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.02*** (0.00)	−0.02*** (0.00)	−0.02*** (0.00)	−0.02*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Rural	1.07*** (0.06)	1.07*** (0.06)	1.07*** (0.06)	1.07*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.52*** (0.00)	0.52*** (0.00)	0.52*** (0.00)	0.52*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.56*** (0.00)	0.56*** (0.00)	0.56*** (0.00)	0.56*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.49*** (0.00)	−0.49*** (0.00)	−0.48*** (0.00)	−0.48*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Conglomerado σ_{λ}^2	10.86	10.86	10.86	10.86
Estrato σ_{ξ}^2	2.52	2.52	2.52	2.52
Periodo σ_{μ}^2	0.19	0.19	0.19	0.19
AIC	45825721.52	45827055.45	45831884.45	45827020.42
BIC	45826322.34	45827656.27	45832473.50	45827609.47
Log-verosimilitud	-22912809.76	-22913476.72	-22915892.23	-22913460.21
N. obs.	965953	965953	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770	56770	56770
N. estratos	4992	4992	4992	4992
N. periodos	13	13	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.6: Modelos 9 al 10 para pobreza laboral relativa anclada - edad cuadrática

	Modelo 9	Modelo 10
Intercepto	4.82*** (0.07)	5.40*** (0.25)
Edad	-0.47*** (0.00)	-0.53*** (0.00)
$Edad^2$	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Periodo	-0.15*** (0.01)	-0.15*** (0.01)
Cohorte 2	-0.42*** (0.01)	-0.69*** (0.01)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Cohorte 3	−0.65*** (0.01)	−0.71*** (0.01)
Cohorte 4	−0.70*** (0.01)	−0.91*** (0.01)
Cohorte 5	−0.93*** (0.01)	−1.16*** (0.01)
Cohorte 6	−0.91*** (0.01)	−1.15*** (0.01)
Cohorte 7	−1.05*** (0.01)	−1.32*** (0.01)
Cohorte 8	−1.01*** (0.01)	−1.33*** (0.01)
Cohorte 9	−1.02*** (0.01)	−1.33*** (0.01)
Cohorte 10	−0.99*** (0.01)	−1.35*** (0.01)
Cohorte 11	−0.95*** (0.01)	−1.38*** (0.02)
Cohorte 12	−0.99*** (0.01)	−1.43*** (0.02)
Cohorte 13	−1.04*** (0.02)	−1.52*** (0.02)
Cohorte 14	−1.13*** (0.02)	−1.67*** (0.02)
Cohorte 15	−1.20*** (0.02)	−1.73*** (0.02)
Cohorte 16	−1.17*** (0.02)	−1.78*** (0.02)
Cohorte 17	−1.18*** (0.02)	−1.76*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Cohorte 18	−1.16*** (0.02)	−1.72*** (0.02)
Cohorte 19	−1.08*** (0.03)	−1.59*** (0.03)
Cohorte 20		
Cohorte 21		
Ocupados en el hogar	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)
Auto-empleado	1.10*** (0.00)	1.10*** (0.00)
Empleado	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)
Sector secundario	−0.07*** (0.00)	−0.07*** (0.00)
Sector terciario	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.22*** (0.00)	−0.22*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.48*** (0.00)	−0.48*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.75*** (0.00)	−0.74*** (0.00)
Educación Media completa	−1.26*** (0.00)	−1.25*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.82*** (0.00)	−1.81*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Educación Superior completa	−2.64*** (0.00)	−2.64*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.39*** (0.00)	0.39*** (0.00)
Mujer	0.17*** (0.00)	0.17*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.28*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.02*** (0.00)	−0.02*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Rural	1.07*** (0.05)	1.08*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.13*** (0.00)	−0.13*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.52*** (0.00)	0.52*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.56*** (0.00)	0.56*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.49*** (0.00)	−0.49*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Conglomerado σ_{λ}^2	10.86	10.86
Estrato σ_{ξ}^2	2.52	2.52
Periodo σ_{μ}^2	0.19	0.19
AIC	45830185.92	45826327.57
BIC	45830774.96	45826916.62
Log-verosimilitud	-22915042.96	-22913113.79
N. obs.	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770
N. estratos	4992	4992
N. periodos	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.7: Modelos 1 al 4 para pobreza laboral relativa - edad lineal

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	0.15 (0.10)	-1.31*** (0.06)	-0.85*** (0.10)	-1.35*** (0.05)
Edad	-0.13*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.14*** (0.00)	-0.11*** (0.00)
Periodo	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.00)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.00)
Cohorte 2	-2.18*** (0.04)	-1.20*** (0.03)	-0.38*** (0.03)	0.31*** (0.02)
Cohorte 3	-0.92*** (0.04)	-0.30*** (0.02)	-0.14*** (0.03)	-0.14*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Cohorte 4	−1.73*** (0.04)	−0.93*** (0.02)	−0.39*** (0.03)	0.07*** (0.02)
Cohorte 5	−1.27*** (0.04)	−0.50*** (0.02)	−0.33*** (0.03)	−0.10*** (0.02)
Cohorte 6	−1.66*** (0.04)	−0.84*** (0.02)	−0.70*** (0.03)	−0.34*** (0.02)
Cohorte 7	−1.78*** (0.04)	−0.89*** (0.02)	−0.75*** (0.03)	−0.45*** (0.02)
Cohorte 8	−1.94*** (0.04)	−1.00*** (0.02)	−0.94*** (0.03)	−0.55*** (0.02)
Cohorte 9	−2.01*** (0.04)	−0.99*** (0.02)	−0.95*** (0.03)	−0.57*** (0.02)
Cohorte 10	−1.99*** (0.04)	−0.91*** (0.02)	−0.93*** (0.03)	−0.54*** (0.02)
Cohorte 11	−1.97*** (0.04)	−0.86*** (0.02)	−0.94*** (0.03)	−0.52*** (0.02)
Cohorte 12	−1.96*** (0.04)	−0.79*** (0.02)	−0.91*** (0.03)	−0.49*** (0.02)
Cohorte 13	−1.99*** (0.04)	−0.77*** (0.02)	−0.93*** (0.03)	−0.51*** (0.02)
Cohorte 14	−2.01*** (0.04)	−0.73*** (0.02)	−0.99*** (0.03)	−0.55*** (0.02)
Cohorte 15	−2.07*** (0.04)	−0.76*** (0.02)	−1.07*** (0.04)	−0.62*** (0.02)
Cohorte 16	−2.11*** (0.04)	−0.74*** (0.02)	−1.06*** (0.04)	−0.57*** (0.02)
Cohorte 17	−2.03*** (0.04)	−0.58*** (0.02)	−0.97*** (0.04)	−0.49*** (0.02)
Cohorte 18	−2.04*** (0.04)	−0.55*** (0.02)	−0.97*** (0.04)	−0.42*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Cohorte 19	−1.86*** (0.04)	−0.25*** (0.02)	−0.66*** (0.04)	−0.18*** (0.02)
Cohorte 20	−1.57*** (0.05)	0.01 (0.02)	−0.58*** (0.04)	0.01 (0.03)
Cohorte 21	−0.97*** (0.06)			
Ocupados en el hogar	−1.41*** (0.00)	−1.41*** (0.00)	−1.41*** (0.00)	−1.41*** (0.00)
Auto-empleado	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)
Empleado	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.60*** (0.00)	1.61*** (0.00)	1.61*** (0.00)	1.61*** (0.00)
Sector secundario	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)
Sector terciario	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.32*** (0.00)	−0.32*** (0.00)	−0.32*** (0.00)	−0.32*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)
Educación Media completa	−1.32*** (0.00)	−1.32*** (0.00)	−1.32*** (0.00)	−1.32*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.75*** (0.00)	−1.75*** (0.00)	−1.75*** (0.00)	−1.75*** (0.00)
Educación Superior completa	−2.63*** (0.00)	−2.64*** (0.00)	−2.63*** (0.00)	−2.63*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Hogar beneficiario	0.19*** (0.00)	0.19*** (0.00)	0.19*** (0.00)	0.19*** (0.00)
Mujer	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.22*** (0.00)	0.22*** (0.00)	0.22*** (0.00)	0.22*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Rural	1.51*** (0.06)	1.51*** (0.04)	1.51*** (0.06)	1.52*** (0.04)
Mujer jefa de hogar	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.27*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	-0.19*** (0.00)	-0.19*** (0.00)	-0.19*** (0.00)	-0.19*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.61*** (0.00)	0.61*** (0.00)	0.61*** (0.00)	0.61*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)
N. personas 66 años o más	-0.59*** (0.00)	-0.59*** (0.00)	-0.59*** (0.00)	-0.59*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Conglomerado σ_{λ}^2	9.48	9.48	9.48	9.48
Estrato σ_{ξ}^2	2.17	2.17	2.17	2.17
Periodo σ_{μ}^2	0.01	0.01	0.01	0.01
AIC	36274751.05	36275754.92	36275804.05	36282067.81
BIC	36275351.88	36276343.97	36276393.10	36282656.85
Log-verosimilitud	-18137324.53	-18137827.46	-18137852.03	-18140983.90
N. obs.	965953	965953	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770	56770	56770
N. estratos	4992	4992	4992	4992
N. periodos	13	13	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.8: Modelos 5 al 8 para pobreza laboral relativa - edad lineal

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Intercepto	-0.69*** (0.07)	-1.57*** (0.09)	-2.28*** (0.08)	-1.19*** (0.10)
Edad	-0.24*** (0.00)	-0.13*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.13*** (0.00)
Periodo	0.06*** (0.00)	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.00)	0.05*** (0.01)
Cohorte 2	0.63*** (0.02)	0.75*** (0.02)	0.63*** (0.02)	0.15*** (0.02)
Cohorte 3	-0.03 (0.02)	-0.06** (0.02)	0.00 (0.02)	-0.09*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Cohorte 4	0.29*** (0.02)	0.41*** (0.02)	0.44*** (0.02)	−0.04* (0.01)
Cohorte 5	−0.14*** (0.02)	0.02 (0.02)	0.10*** (0.02)	−0.40*** (0.02)
Cohorte 6	−0.36*** (0.02)	−0.10*** (0.02)	0.05** (0.02)	−0.45*** (0.02)
Cohorte 7	−0.52*** (0.02)	−0.26*** (0.02)	−0.05** (0.02)	−0.64*** (0.02)
Cohorte 8	−0.70*** (0.02)	−0.32*** (0.02)	−0.04* (0.02)	−0.64*** (0.02)
Cohorte 9	−0.75*** (0.02)	−0.30*** (0.02)	0.04 (0.02)	−0.63*** (0.02)
Cohorte 10	−0.77*** (0.02)	−0.28*** (0.02)	0.10*** (0.02)	−0.63*** (0.02)
Cohorte 11	−0.82*** (0.02)	−0.27*** (0.02)	0.17*** (0.02)	−0.60*** (0.02)
Cohorte 12	−0.88*** (0.02)	−0.29*** (0.02)	0.19*** (0.03)	−0.62*** (0.02)
Cohorte 13	−0.94*** (0.02)	−0.31*** (0.02)	0.23*** (0.03)	−0.68*** (0.02)
Cohorte 14	−1.05*** (0.02)	−0.37*** (0.02)	0.20*** (0.03)	−0.75*** (0.02)
Cohorte 15	−1.19*** (0.02)	−0.41*** (0.02)	0.23*** (0.03)	−0.75*** (0.03)
Cohorte 16	−1.17*** (0.02)	−0.33*** (0.02)	0.38*** (0.03)	−0.66*** (0.03)
Cohorte 17	−1.20*** (0.02)	−0.33*** (0.03)	0.42*** (0.03)	−0.66*** (0.03)
Cohorte 18	−1.11*** (0.02)	−0.15*** (0.03)	0.72*** (0.03)	−0.35*** (0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Cohorte 19	−0.90*** (0.02)	0.14*** (0.03)	0.99*** (0.04)	−0.26*** (0.03)
Cohorte 20	−0.69*** (0.03)	0.75*** (0.04)		
Cohorte 21	−1.41*** (0.00)			
Ocupados en el hogar	−1.41*** (0.00)	−1.41*** (0.00)	−1.41*** (0.00)	−1.41*** (0.00)
Auto-empleado	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)
Empleado	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.60*** (0.00)	1.60*** (0.00)	1.61*** (0.00)	1.61*** (0.00)
Sector secundario	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)
Sector terciario	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.31*** (0.00)	−0.32*** (0.00)	−0.32*** (0.00)	−0.32*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.80*** (0.00)	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)
Educación Media completa	−1.31*** (0.00)	−1.32*** (0.00)	−1.32*** (0.00)	−1.32*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.75*** (0.00)	−1.75*** (0.00)	−1.75*** (0.00)	−1.75*** (0.00)
Educación Superior completa	−2.63*** (0.00)	−2.63*** (0.00)	−2.63*** (0.00)	−2.63*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Hogar beneficiario	0.19*** (0.00)	0.19*** (0.00)	0.19*** (0.00)	0.19*** (0.00)
Mujer	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.22*** (0.00)	0.22*** (0.00)	0.22*** (0.00)	0.22*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Rural	1.51*** (0.05)	1.51*** (0.05)	1.52*** (0.05)	1.51*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	-0.19*** (0.00)	-0.19*** (0.00)	-0.19*** (0.00)	-0.19*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.61*** (0.00)	0.61*** (0.00)	0.61*** (0.00)	0.61*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)
N. personas 66 años o más	-0.59*** (0.00)	-0.59*** (0.00)	-0.58*** (0.00)	-0.59*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Conglomerado σ_{λ}^2	9.48	9.48	9.48	9.48
Estrato σ_{ξ}^2	2.16	2.17	2.17	2.17
Periodo σ_{μ}^2	0.01	0.01	0.01	0.01
AIC	36277786.81	36277286.48	36276849.05	36275914.51
BIC	36278375.85	36277875.53	36277426.31	36276491.78
Log-verosimilitud	-18138843.40	-18138593.24	-18138375.52	-18137908.26
N. obs.	965953	965953	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770	56770	56770
N. estratos	4992	4992	4992	4992
N. periodos	13	13	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.9: Modelos 9 al 10 para pobreza laboral relativa - edad lineal

	Modelo 9	Modelo 10
Intercepto	-1.08*** (0.09)	5.18*** (0.09)
Edad	-0.12*** (0.00)	-0.25*** (0.00)
Periodo	0.05*** (0.01)	-0.14*** (0.01)
Cohorte 2	-0.39*** (0.01)	-0.49*** (0.01)
Cohorte 3	-0.18*** (0.01)	-0.17*** (0.01)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Cohorte 4	−0.35*** (0.01)	−0.60*** (0.01)
Cohorte 5	−0.59*** (0.01)	−0.82*** (0.01)
Cohorte 6	−0.71*** (0.01)	−0.98*** (0.01)
Cohorte 7	−0.81*** (0.01)	−1.17*** (0.01)
Cohorte 8	−0.83*** (0.01)	−1.22*** (0.02)
Cohorte 9	−0.80*** (0.02)	−1.25*** (0.02)
Cohorte 10	−0.78*** (0.02)	−1.29*** (0.02)
Cohorte 11	−0.75*** (0.02)	−1.35*** (0.02)
Cohorte 12	−0.77*** (0.02)	−1.42*** (0.02)
Cohorte 13	−0.82*** (0.02)	−1.53*** (0.02)
Cohorte 14	−0.89*** (0.02)	−1.67*** (0.02)
Cohorte 15	−0.84*** (0.02)	−1.66*** (0.02)
Cohorte 16	−0.76*** (0.02)	−1.69*** (0.03)
Cohorte 17	−0.70*** (0.02)	−1.61*** (0.03)
Cohorte 18	−0.45*** (0.03)	−1.40*** (0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Cohorte 19	−0.26*** (0.03)	−1.19*** (0.04)
Cohorte 20		
Cohorte 21		
Ocupados en el hogar	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)
Auto-empleado	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)
Empleado	1.61*** (0.00)	1.60*** (0.00)
Familiar no remunerado	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)
Sector secundario	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)
Sector terciario	−0.32*** (0.00)	−0.31*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.81*** (0.00)	−0.80*** (0.00)
Educación Media incompleta	−1.32*** (0.00)	−1.31*** (0.00)
Educación Media completa	−1.75*** (0.00)	−1.75*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−2.63*** (0.00)	−2.63*** (0.00)
Educación Superior completa	0.19*** (0.00)	0.19*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Hogar beneficiario	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)
Mujer	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.22*** (0.00)	0.22*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	0.25*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	1.51*** (0.06)	1.52*** (0.06)
Rural	0.27*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Mujer jefa de hogar	-0.19*** (0.00)	-0.19*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.61*** (0.00)	0.61*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)
N. personas 6-14 años	-0.59*** (0.00)	-0.59*** (0.00)
N. personas 66 años o más	-0.46*** (0.00)	-0.46*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Conglomerado σ_{λ}^2	9.48	9.48
Estrato σ_{ξ}^2	2.17	2.17
Periodo σ_{μ}^2	0.01	0.01
AIC	36282148.59	36278771.25
BIC	36282725.86	36279348.51
Log-verosimilitud	-18141025.30	-18139336.62
N. obs.	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770
N. estratos	4992	4992
N. periodos	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.10: Modelos 1 al 4 para pobreza laboral relativa - edad cuadrática

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	0.13 (0.08)	-1.33*** (0.12)	-0.89*** (0.10)	-1.37*** (0.10)
Edad	-0.30*** (0.00)	-0.20*** (0.00)	-0.30*** (0.00)	-0.28*** (0.00)
$Edad^2$	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
Periodo	0.05*** (0.00)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)
Cohorte 2	-2.10*** (0.03)	-1.12*** (0.05)	-0.30*** (0.03)	0.40*** (0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Cohorte 3	−0.77*** (0.02)	−0.15** (0.05)	−0.01 (0.03)	−0.00 (0.03)
Cohorte 4	−1.55*** (0.02)	−0.76*** (0.05)	−0.23*** (0.03)	0.25*** (0.03)
Cohorte 5	−1.04*** (0.02)	−0.28*** (0.05)	−0.13*** (0.03)	0.11*** (0.03)
Cohorte 6	−1.40*** (0.02)	−0.60*** (0.05)	−0.47*** (0.03)	−0.10*** (0.03)
Cohorte 7	−1.50*** (0.02)	−0.63*** (0.05)	−0.49*** (0.03)	−0.19*** (0.03)
Cohorte 8	−1.64*** (0.02)	−0.70*** (0.05)	−0.66*** (0.03)	−0.27*** (0.03)
Cohorte 9	−1.67*** (0.02)	−0.67*** (0.05)	−0.64*** (0.03)	−0.26*** (0.03)
Cohorte 10	−1.64*** (0.02)	−0.58*** (0.06)	−0.61*** (0.03)	−0.22*** (0.03)
Cohorte 11	−1.60*** (0.02)	−0.51*** (0.06)	−0.60*** (0.03)	−0.18*** (0.03)
Cohorte 12	−1.58*** (0.02)	−0.43*** (0.06)	−0.56*** (0.03)	−0.14*** (0.03)
Cohorte 13	−1.61*** (0.02)	−0.41*** (0.06)	−0.58*** (0.03)	−0.17*** (0.03)
Cohorte 14	−1.64*** (0.02)	−0.38*** (0.06)	−0.66*** (0.03)	−0.22*** (0.03)
Cohorte 15	−1.71*** (0.02)	−0.42*** (0.06)	−0.74*** (0.04)	−0.29*** (0.03)
Cohorte 16	−1.75*** (0.02)	−0.40*** (0.07)	−0.73*** (0.04)	−0.25*** (0.04)
Cohorte 17	−1.68*** (0.02)	−0.25*** (0.07)	−0.65*** (0.04)	−0.18*** (0.04)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Cohorte 18	−1.70*** (0.02)	−0.24*** (0.07)	−0.67*** (0.04)	−0.13*** (0.04)
Cohorte 19	−1.54*** (0.02)	0.05 (0.07)	−0.38*** (0.04)	0.10** (0.04)
Cohorte 20	−1.26*** (0.02)	0.30*** (0.07)	−0.31*** (0.04)	0.27*** (0.04)
Cohorte 21	−0.69*** (0.04)			
Ocupados en el hogar	−1.42*** (0.00)	−1.42*** (0.00)	−1.42*** (0.00)	−1.42*** (0.00)
Auto-empleado	1.00*** (0.00)	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)
Empleado	0.40*** (0.00)	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.59*** (0.00)	1.60*** (0.00)	1.60*** (0.00)	1.59*** (0.00)
Sector secundario	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)
Sector terciario	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.32*** (0.00)	−0.32*** (0.00)	−0.32*** (0.00)	−0.32*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)
Educación Media completa	−1.31*** (0.00)	−1.31*** (0.00)	−1.31*** (0.00)	−1.31*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.74*** (0.00)	−1.75*** (0.00)	−1.75*** (0.00)	−1.75*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Educación Superior completa	−2.62*** (0.00)	−2.62*** (0.00)	−2.62*** (0.00)	−2.62*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.19*** (0.00)	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)
Mujer	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.10*** (0.00)	−0.10*** (0.00)	−0.10*** (0.00)	−0.10*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.23*** (0.00)	0.23*** (0.00)	0.23*** (0.00)	0.23*** (0.00)
Rural	1.51*** (0.05)	1.51*** (0.09)	1.52*** (0.06)	1.51*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.27*** (0.00)	0.27*** (0.00)	0.27*** (0.00)	0.27*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.60*** (0.00)	0.60*** (0.00)	0.60*** (0.00)	0.60*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.61*** (0.00)	−0.60*** (0.00)	−0.61*** (0.00)	−0.61*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Conglomerado σ_{λ}^2	9.48	9.48	9.48	9.48
Estrato σ_{ξ}^2	2.17	2.17	2.17	2.17
Periodo σ_{μ}^2	0.01	0.01	0.01	0.01
AIC	36268445.00	36269311.26	36269628.32	36275879.38
BIC	36269057.61	36269912.09	36270229.14	36276480.21
Log-verosimilitud	-18134170.50	-18134604.63	-18134763.16	-18137888.69
N. obs.	965953	965953	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770	56770	56770
N. estratos	4992	4992	4992	4992
N. periodos	13	13	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.11: Modelos 5 al 8 para pobreza laboral relativa - edad cuadrática

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Intercepto	-0.66*** (0.13)	-1.46*** (0.05)		-1.14*** (0.10)
Edad	-0.40*** (0.00)	-0.30*** (0.00)		-0.30*** (0.00)
$Edad^2$	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)		0.02*** (0.00)
Periodo	0.07*** (0.01)	0.05*** (0.00)		0.05*** (0.01)
Cohorte 2	0.70*** (0.02)	0.83*** (0.02)		0.23*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Cohorte 3	0.08** (0.02)	0.05*** (0.01)		0.01 (0.02)
Cohorte 4	0.44*** (0.02)	0.57*** (0.01)		0.11*** (0.01)
Cohorte 5	0.04 (0.02)	0.21*** (0.01)		−0.23*** (0.02)
Cohorte 6	−0.16*** (0.02)	0.11*** (0.01)		−0.25*** (0.02)
Cohorte 7	−0.29*** (0.02)	−0.02* (0.01)		−0.42*** (0.02)
Cohorte 8	−0.45*** (0.03)	−0.06*** (0.01)		−0.40*** (0.02)
Cohorte 9	−0.48*** (0.03)	−0.02 (0.01)		−0.37*** (0.02)
Cohorte 10	−0.49*** (0.03)	0.02 (0.01)		−0.35*** (0.02)
Cohorte 11	−0.52*** (0.03)	0.04** (0.01)		−0.32*** (0.02)
Cohorte 12	−0.58*** (0.03)	0.02 (0.01)		−0.34*** (0.02)
Cohorte 13	−0.65*** (0.03)	−0.01 (0.01)		−0.41*** (0.02)
Cohorte 14	−0.77*** (0.03)	−0.08*** (0.01)		−0.49*** (0.02)
Cohorte 15	−0.91*** (0.03)	−0.12*** (0.01)		−0.48*** (0.03)
Cohorte 16	−0.89*** (0.04)	−0.05** (0.02)		−0.41*** (0.03)
Cohorte 17	−0.94*** (0.04)	−0.06*** (0.02)		−0.42*** (0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Cohorte 18	−0.87*** (0.04)	0.10*** (0.02)		−0.13*** (0.03)
Cohorte 19	−0.68*** (0.04)	0.38*** (0.02)		−0.06 (0.03)
Cohorte 20	−0.48*** (0.04)	0.95*** (0.04)		
Cohorte 21				
Ocupados en el hogar	−1.42*** (0.00)	−1.42*** (0.00)		−1.42*** (0.00)
Auto-empleado	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)		1.01*** (0.00)
Empleado	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)		0.41*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.59*** (0.00)	1.59*** (0.00)		1.60*** (0.00)
Sector secundario	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)		−0.19*** (0.00)
Sector terciario	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)		−0.15*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.31*** (0.00)	−0.32*** (0.00)		−0.32*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)		−0.54*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)		−0.81*** (0.00)
Educación Media completa	−1.31*** (0.00)	−1.31*** (0.00)		−1.31*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.74*** (0.00)	−1.74*** (0.00)		−1.75*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Educación Superior completa	−2.61*** (0.00)	−2.62*** (0.00)		−2.62*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.19*** (0.00)	0.18*** (0.00)		0.18*** (0.00)
Mujer	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)		0.18*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)		0.25*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)		0.21*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.10*** (0.00)	−0.10*** (0.00)		−0.10*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.23*** (0.00)	0.23*** (0.00)		0.23*** (0.00)
Rural	1.51*** (0.07)	1.53*** (0.04)		1.51*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.27*** (0.00)	0.27*** (0.00)		0.27*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)		−0.19*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)		0.53*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.60*** (0.00)	0.60*** (0.00)		0.60*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)		0.59*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.61*** (0.00)	−0.61*** (0.00)		−0.61*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Conglomerado σ_{λ}^2	9.49	9.49		9.49
Estrato σ_{ξ}^2	2.17	2.17		2.17
Periodo σ_{μ}^2	0.01	0.01		0.01
AIC	36271526.15	36270778.18		36269682.88
BIC	36272126.98	36271379.01		36270271.93
Log-verosimilitud	−18135712.08	−18135338.09		−18134791.44
N. obs.	965953	965953		965953
N. conglomerados	56770	56770		56770
N. estratos	4992	4992		4992
N. periodos	13	13		13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Nota 3: Modelo 7 no converge.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.12: Modelos 9 al 10 para pobreza laboral relativa - edad cuadrática

	Modelo 9	Modelo 10
Intercepto	−1.01*** (0.17)	−0.08 (0.09)
Edad	−0.28*** (0.00)	−0.41*** (0.00)
$Edad^2$	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
Periodo	0.05*** (0.01)	0.06*** (0.01)
Cohorte 2	−0.33***	−0.43***

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
	(0.01)	(0.01)
Cohorte 3	−0.08***	−0.06***
	(0.01)	(0.01)
Cohorte 4	−0.22***	−0.47***
	(0.01)	(0.01)
Cohorte 5	−0.43***	−0.67***
	(0.01)	(0.01)
Cohorte 6	−0.52***	−0.81***
	(0.02)	(0.01)
Cohorte 7	−0.60***	−0.97***
	(0.02)	(0.01)
Cohorte 8	−0.59***	−1.00***
	(0.02)	(0.02)
Cohorte 9	−0.55***	−1.02***
	(0.02)	(0.02)
Cohorte 10	−0.51***	−1.05***
	(0.02)	(0.02)
Cohorte 11	−0.48***	−1.11***
	(0.02)	(0.02)
Cohorte 12	−0.51***	−1.19***
	(0.02)	(0.02)
Cohorte 13	−0.56***	−1.31***
	(0.02)	(0.02)
Cohorte 14	−0.63***	−1.45***
	(0.03)	(0.02)
Cohorte 15	−0.59***	−1.44***
	(0.03)	(0.03)
Cohorte 16	−0.52***	−1.49***
	(0.03)	(0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Cohorte 17	−0.47*** (0.03)	−1.43*** (0.03)
Cohorte 18	−0.24*** (0.03)	−1.24*** (0.03)
Cohorte 19	−0.07* (0.04)	−1.04*** (0.04)
Cohorte 20		
Cohorte 21		
Ocupados en el hogar	−1.42*** (0.00)	−1.42*** (0.00)
Auto-empleado	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)
Empleado	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.60*** (0.00)	1.59*** (0.00)
Sector secundario	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)
Sector terciario	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.32*** (0.00)	−0.32*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)
Educación Media completa	−1.31*** (0.00)	−1.31*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Educación Superior incompleta	−1.75*** (0.00)	−1.74*** (0.00)
Educación Superior completa	−2.62*** (0.00)	−2.62*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)
Mujer	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.10*** (0.00)	−0.10*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.23*** (0.00)	0.23*** (0.00)
Rural	1.51*** (0.05)	1.50*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.27*** (0.00)	0.27*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.60*** (0.00)	0.60*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.61*** (0.00)	−0.61*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Conglomerado σ_{λ}^2	9.48	9.48
Estrato σ_{ξ}^2	2.17	2.17
Periodo σ_{μ}^2	0.01	0.01
AIC	36276040.50	36272690.52
BIC	36276629.54	36273279.56
Log-verosimilitud	-18137970.25	-18136295.26
N. obs.	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770
N. estratos	4992	4992
N. periodos	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.13: Modelos 1 al 4 para pobreza laboral absoluta - edad lineal

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	1.28*** (0.17)	2.40*** (0.33)	3.47*** (0.33)	
Edad	0.08*** (0.00)	−0.06*** (0.00)	−0.17*** (0.00)	
Periodo	−0.17*** (0.01)	−0.16*** (0.02)	−0.15*** (0.02)	
Cohorte 2	0.15*** (0.03)	0.07*** (0.02)	−0.09*** (0.02)	
Cohorte 3	−0.21*** (0.03)	−0.31*** (0.02)	−0.88*** (0.02)	

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Cohorte 4		−0.61*** (0.03)	−0.74*** (0.02)	−0.91*** (0.02)
Cohorte 5		−0.21*** (0.03)	−0.44*** (0.02)	−0.95*** (0.02)
Cohorte 6		−0.43*** (0.03)	−0.77*** (0.02)	−1.19*** (0.02)
Cohorte 7		−0.33*** (0.03)	−0.69*** (0.02)	−1.22*** (0.02)
Cohorte 8		−0.37*** (0.04)	−0.82*** (0.02)	−1.36*** (0.02)
Cohorte 9		−0.24*** (0.04)	−0.77*** (0.02)	−1.38*** (0.02)
Cohorte 10		−0.19*** (0.04)	−0.78*** (0.02)	−1.43*** (0.02)
Cohorte 11		−0.04 (0.04)	−0.68*** (0.02)	−1.38*** (0.02)
Cohorte 12		0.12** (0.04)	−0.61*** (0.02)	−1.37*** (0.02)
Cohorte 13		0.19*** (0.04)	−0.58*** (0.02)	−1.39*** (0.02)
Cohorte 14		0.34*** (0.04)	−0.56*** (0.03)	−1.46*** (0.02)
Cohorte 15		0.31*** (0.05)	−0.63*** (0.03)	−1.57*** (0.03)
Cohorte 16		0.40*** (0.05)	−0.59*** (0.03)	−1.54*** (0.03)
Cohorte 17		0.60*** (0.05)	−0.50*** (0.03)	−1.51*** (0.03)
Cohorte 18		0.61*** (0.05)	−0.54*** (0.03)	−1.59*** (0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Cohorte 19		0.96*** (0.05)	-0.17*** (0.03)	-1.25*** (0.03)
Cohorte 20		1.40*** (0.05)	0.04 (0.04)	-1.18*** (0.04)
Cohorte 21				
Ocupados en el hogar		-1.26*** (0.00)	-1.26*** (0.00)	-1.26*** (0.00)
Auto-empleado		0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)
Empleado		0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)
Familiar no remunerado		1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)
Sector secundario		-0.17*** (0.00)	-0.17*** (0.00)	-0.17*** (0.00)
Sector terciario		-0.16*** (0.00)	-0.16*** (0.00)	-0.16*** (0.00)
Educación Básica incompleta		-0.15*** (0.00)	-0.15*** (0.00)	-0.14*** (0.00)
Educación Básica completa		-0.38*** (0.00)	-0.38*** (0.00)	-0.38*** (0.00)
Educación Media incompleta		-0.67*** (0.00)	-0.66*** (0.00)	-0.66*** (0.00)
Educación Media completa		-1.19*** (0.00)	-1.19*** (0.00)	-1.19*** (0.00)
Educación Superior incompleta		-1.71*** (0.00)	-1.72*** (0.00)	-1.72*** (0.00)
Educación Superior completa		-2.42*** (0.00)	-2.42*** (0.00)	-2.41*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Hogar beneficiario		0.12*** (0.00)	0.12*** (0.00)	0.12*** (0.00)
Mujer		0.15*** (0.00)	0.15*** (0.00)	0.15*** (0.00)
Estado civil: Conviviente		0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a		0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a		-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.05*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a		0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Rural		1.35*** (0.09)	1.35*** (0.06)	1.35*** (0.06)
Mujer jefa de hogar		0.24*** (0.00)	0.24*** (0.00)	0.24*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar		-0.16*** (0.00)	-0.16*** (0.00)	-0.16*** (0.00)
N. personas en el hogar		0.49*** (0.00)	0.49*** (0.00)	0.49*** (0.00)
N. personas 0-5 años		0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)
N. personas 6-14 años		0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)
N. personas 66 años o más		-0.43*** (0.00)	-0.43*** (0.00)	-0.43*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Conglomerado σ_{λ}^2		10.17	10.17	10.17
Estrato σ_{ξ}^2		2.48	2.48	2.48
Periodo σ_{μ}^2		0.35	0.35	0.35
AIC		38261014.03	38263683.93	38264584.91
BIC		38261603.07	38264272.97	38265173.96
Log-verosimilitud		-19130457.01	-19131791.96	-19132242.46
N. obs.		965953	965953	965953
N. conglomerados		56770	56770	56770
N. estratos		4992	4992	4992
N. periodos		13	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Nota 3: Modelo 1 no converge.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.14: Modelos 5 al 8 para pobreza laboral absoluta - edad lineal

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Intercepto	4.41*** (0.33)	2.93*** (0.33)	1.41*** (0.33)	
Edad	-0.28*** (0.00)	-0.11*** (0.00)	0.08*** (0.00)	
Periodo	-0.14*** (0.02)	-0.15*** (0.02)	-0.17*** (0.02)	
Cohorte 2	-0.53*** (0.01)	-0.28*** (0.01)	-0.33*** (0.01)	

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Cohorte 3	−1.12*** (0.01)	−0.91*** (0.01)	−0.73*** (0.01)	
Cohorte 4	−1.07*** (0.01)	−0.66*** (0.01)	−0.33*** (0.01)	
Cohorte 5	−1.37*** (0.01)	−0.93*** (0.01)	−0.56*** (0.01)	
Cohorte 6	−1.55*** (0.01)	−0.97*** (0.01)	−0.45*** (0.01)	
Cohorte 7	−1.70*** (0.01)	−1.07*** (0.01)	−0.49*** (0.01)	
Cohorte 8	−1.82*** (0.02)	−1.09*** (0.02)	−0.37*** (0.01)	
Cohorte 9	−1.93*** (0.02)	−1.10*** (0.02)	−0.31*** (0.02)	
Cohorte 10	−2.00*** (0.02)	−1.07*** (0.02)	−0.17*** (0.02)	
Cohorte 11	−1.99*** (0.02)	−0.99*** (0.02)	−0.01 (0.02)	
Cohorte 12	−2.10*** (0.02)	−1.03*** (0.02)	0.06** (0.02)	
Cohorte 13	−2.13*** (0.02)	−0.98*** (0.02)	0.21*** (0.02)	
Cohorte 14	−2.27*** (0.02)	−1.06*** (0.02)	0.18*** (0.02)	
Cohorte 15	−2.43*** (0.02)	−1.10*** (0.02)	0.27*** (0.02)	
Cohorte 16	−2.44*** (0.03)	−1.04*** (0.03)	0.46*** (0.02)	
Cohorte 17	−2.54*** (0.03)	−1.05*** (0.03)	0.48*** (0.03)	

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Cohorte 18	−2.54*** (0.03)	−0.93*** (0.03)	0.83*** (0.03)	
Cohorte 19	−2.18*** (0.03)	−0.42*** (0.03)	1.26*** (0.03)	
Cohorte 20	−2.29*** (0.04)	0.42*** (0.05)		
Cohorte 21				
Ocupados en el hogar	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)	
Auto-empleado	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)	
Empleado	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)	
Familiar no remunerado	1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)	
Sector secundario	−0.17*** (0.00)	−0.17*** (0.00)	−0.17*** (0.00)	
Sector terciario	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)	
Educación Básica incompleta	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	
Educación Básica completa	−0.38*** (0.00)	−0.38*** (0.00)	−0.38*** (0.00)	
Educación Media incompleta	−0.66*** (0.00)	−0.66*** (0.00)	−0.67*** (0.00)	
Educación Media completa	−1.19*** (0.00)	−1.19*** (0.00)	−1.19*** (0.00)	
Educación Superior incompleta	−1.71*** (0.00)	−1.71*** (0.00)	−1.71*** (0.00)	

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Educación Superior completa	−2.41*** (0.00)	−2.42*** (0.00)	−2.42*** (0.00)	
Hogar beneficiario	0.12*** (0.00)	0.12*** (0.00)	0.12*** (0.00)	
Mujer	0.15*** (0.00)	0.15*** (0.00)	0.15*** (0.00)	
Estado civil: Conviviente	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	
Estado civil: Divorciado/a	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)	
Estado civil: Viudo/a	−0.05*** (0.00)	−0.04*** (0.00)	−0.04*** (0.00)	
Estado civil: Soltero/a	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)	
Rural	1.35*** (0.06)	1.36*** (0.06)	1.35*** (0.06)	
Mujer jefa de hogar	0.24*** (0.00)	0.24*** (0.00)	0.24*** (0.00)	
Edad jefe/a de hogar	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)	
N. personas en el hogar	0.49*** (0.00)	0.49*** (0.00)	0.49*** (0.00)	
N. personas 0-5 años	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)	
N. personas 6-14 años	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)	
N. personas 66 años o más	−0.43*** (0.00)	−0.43*** (0.00)	−0.43*** (0.00)	

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Conglomerado σ_{λ}^2	10.17	10.17	10.18	
Estrato σ_{ξ}^2	2.48	2.48	2.49	
Periodo σ_{μ}^2	0.35	0.36	0.37	
AIC	38264951.33	38265179.90	38260972.82	
BIC	38265540.38	38265768.95	38261550.08	
Log-verosimilitud	-19132425.67	-19132539.95	-19130437.41	
N. obs.	965953	965953	965953	
N. conglomerados	56770	56770	56770	
N. estratos	4992	4992	4992	
N. periodos	13	13	13	

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Nota 3: Modelo 8 no converge.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.15: Modelos 9 al 10 para pobreza laboral absoluta - edad lineal

	Modelo 9	Modelo 10
Intercepto	3.36*** (0.33)	3.96*** (0.33)
Edad	-0.17*** (0.00)	-0.26*** (0.00)
Periodo	-0.15*** (0.02)	-0.14*** (0.02)
Cohorte 2	-0.81*** (0.01)	-0.75*** (0.01)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Cohorte 3	−0.84*** (0.01)	−0.70*** (0.01)
Cohorte 4	−0.88*** (0.01)	−0.99*** (0.01)
Cohorte 5	−1.12*** (0.01)	−1.16*** (0.01)
Cohorte 6	−1.15*** (0.01)	−1.30*** (0.01)
Cohorte 7	−1.29*** (0.01)	−1.41*** (0.01)
Cohorte 8	−1.31*** (0.01)	−1.52*** (0.01)
Cohorte 9	−1.36*** (0.01)	−1.59*** (0.01)
Cohorte 10	−1.31*** (0.02)	−1.57*** (0.02)
Cohorte 11	−1.29*** (0.02)	−1.67*** (0.02)
Cohorte 12	−1.31*** (0.02)	−1.69*** (0.02)
Cohorte 13	−1.38*** (0.02)	−1.83*** (0.02)
Cohorte 14	−1.49*** (0.02)	−1.97*** (0.02)
Cohorte 15	−1.46*** (0.02)	−1.98*** (0.02)
Cohorte 16	−1.43*** (0.02)	−2.08*** (0.02)
Cohorte 17	−1.51*** (0.03)	−2.07*** (0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Cohorte 18	−1.16*** (0.03)	−1.70*** (0.03)
Cohorte 19	−1.10*** (0.03)	−1.81*** (0.04)
Cohorte 20		
Cohorte 21		
Ocupados en el hogar	−1.26*** (0.00)	−1.26*** (0.00)
Auto-empleado	0.99*** (0.00)	0.99*** (0.00)
Empleado	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.47*** (0.00)	1.47*** (0.00)
Sector secundario	−0.17*** (0.00)	−0.17*** (0.00)
Sector terciario	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.15*** (0.00)	−0.14*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.38*** (0.00)	−0.38*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.66*** (0.00)	−0.66*** (0.00)
Educación Media completa	−1.19*** (0.00)	−1.19*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.72*** (0.00)	−1.71*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Educación Superior completa	−2.41*** (0.00)	−2.41*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.12*** (0.00)	0.12*** (0.00)
Mujer	0.15*** (0.00)	0.15*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.05*** (0.00)	−0.05*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Rural	1.35*** (0.06)	1.35*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.24*** (0.00)	0.24*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.49*** (0.00)	0.49*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.43*** (0.00)	−0.43*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Conglomerado σ_{λ}^2	10.17	10.17
Estrato σ_{ξ}^2	2.48	2.48
Periodo σ_{μ}^2	0.36	0.35
AIC	38264583.23	38266758.47
BIC	38265160.49	38267335.73
Log-verosimilitud	-19132242.61	-19133330.23
N. obs.	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770
N. estratos	4992	4992
N. periodos	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.16: Modelos 1 al 4 para pobreza laboral absoluta - edad cuadrática

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	3.20*** (0.33)	1.26*** (0.06)	2.42*** (0.10)	3.47*** (0.12)
Edad	-0.40*** (0.00)	-0.21*** (0.00)	-0.36*** (0.00)	-0.45*** (0.00)
Edad ²	0.03*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Periodo	-0.15*** (0.02)	-0.17*** (0.01)	-0.16*** (0.01)	-0.15*** (0.01)
Cohorte 2	-0.24*** (0.03)	0.30*** (0.02)	0.20*** (0.02)	0.04** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Cohorte 3	−0.35*** (0.03)	0.04** (0.02)	−0.08*** (0.02)	−0.66*** (0.01)
Cohorte 4	−0.91*** (0.03)	−0.28*** (0.01)	−0.43*** (0.02)	−0.62*** (0.01)
Cohorte 5	−0.58*** (0.03)	0.19*** (0.01)	−0.07*** (0.02)	−0.60*** (0.01)
Cohorte 6	−0.80*** (0.03)	0.01 (0.01)	−0.35*** (0.02)	−0.79*** (0.01)
Cohorte 7	−0.79*** (0.03)	0.17*** (0.01)	−0.21*** (0.02)	−0.77*** (0.02)
Cohorte 8	−0.84*** (0.03)	0.18*** (0.01)	−0.30*** (0.02)	−0.87*** (0.02)
Cohorte 9	−0.83*** (0.03)	0.34*** (0.01)	−0.22*** (0.02)	−0.86*** (0.02)
Cohorte 10	−0.81*** (0.03)	0.42*** (0.01)	−0.20*** (0.02)	−0.89*** (0.02)
Cohorte 11	−0.77*** (0.03)	0.58*** (0.01)	−0.09*** (0.02)	−0.82*** (0.02)
Cohorte 12	−0.68*** (0.03)	0.75*** (0.01)	−0.01 (0.02)	−0.81*** (0.02)
Cohorte 13	−0.72*** (0.03)	0.81*** (0.01)	0.00 (0.03)	−0.84*** (0.02)
Cohorte 14	−0.69*** (0.03)	0.93*** (0.02)	−0.00 (0.03)	−0.93*** (0.02)
Cohorte 15	−0.79*** (0.03)	0.89*** (0.02)	−0.09** (0.03)	−1.06*** (0.02)
Cohorte 16	−0.84*** (0.03)	0.98*** (0.02)	−0.04 (0.03)	−1.03*** (0.02)
Cohorte 17	−0.78*** (0.04)	1.16*** (0.02)	0.04 (0.03)	−1.01*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Cohorte 18	−0.83*** (0.04)	1.15*** (0.02)	−0.04 (0.03)	−1.13*** (0.02)
Cohorte 19	−0.73*** (0.04)	1.47*** (0.02)	0.31*** (0.03)	−0.80*** (0.03)
Cohorte 20	−0.24*** (0.04)	1.88*** (0.02)	0.48*** (0.04)	−0.77*** (0.03)
Cohorte 21	0.55*** (0.06)			
Ocupados en el hogar	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)
Auto-empleado	0.98*** (0.00)	0.98*** (0.00)	0.98*** (0.00)	0.98*** (0.00)
Empleado	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.46*** (0.00)	1.46*** (0.00)	1.46*** (0.00)	1.46*** (0.00)
Sector secundario	−0.17*** (0.00)	−0.17*** (0.00)	−0.17*** (0.00)	−0.17*** (0.00)
Sector terciario	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.14*** (0.00)	−0.14*** (0.00)	−0.14*** (0.00)	−0.14*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.37*** (0.00)	−0.37*** (0.00)	−0.37*** (0.00)	−0.37*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.66*** (0.00)	−0.66*** (0.00)	−0.66*** (0.00)	−0.66*** (0.00)
Educación Media completa	−1.18*** (0.00)	−1.18*** (0.00)	−1.18*** (0.00)	−1.18*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.70*** (0.00)	−1.70*** (0.00)	−1.70*** (0.00)	−1.70*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Educación Superior completa	−2.39*** (0.00)	−2.39*** (0.00)	−2.39*** (0.00)	−2.39*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.11*** (0.00)	0.11*** (0.00)	0.11*** (0.00)	0.11*** (0.00)
Mujer	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.20*** (0.00)	0.21*** (0.00)	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.09*** (0.00)	−0.09*** (0.00)	−0.09*** (0.00)	−0.10*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.26*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Rural	1.35*** (0.06)	1.35*** (0.06)	1.36*** (0.06)	1.35*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)	0.19*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.46*** (0.00)	−0.46*** (0.00)	−0.46*** (0.00)	−0.46*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Conglomerado σ_{λ}^2	10.17	10.17	10.17	10.17
Estrato σ_{ξ}^2	2.49	2.49	2.48	2.49
Periodo σ_{μ}^2	0.36	0.35	0.35	0.36
AIC	38246431.98	38241568.58	38244557.79	38246993.50
BIC	38247044.59	38242169.40	38245158.61	38247594.32
Log-verosimilitud	-19123163.99	-19120733.29	-19122227.90	-19123445.75
N. obs.	965953	965953	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770	56770	56770
N. estratos	4992	4992	4992	4992
N. periodos	13	13	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.17: Modelos 5 al 8 para pobreza laboral absoluta - edad cuadrática

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Intercepto	4.52*** (0.33)	2.99*** (0.33)	1.50*** (0.33)	2.55*** (0.33)
Edad	-0.56*** (0.00)	-0.40*** (0.00)	-0.22*** (0.00)	-0.36*** (0.00)
Edad ²	0.03*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.04*** (0.00)
Periodo	-0.14*** (0.02)	-0.15*** (0.02)	-0.17*** (0.02)	-0.16*** (0.02)
Cohorte 2	-0.41*** (0.01)	-0.15*** (0.01)	-0.20*** (0.01)	-0.23*** (0.01)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Cohorte 3	−0.92*** (0.01)	−0.70*** (0.01)	−0.53*** (0.01)	−0.58*** (0.01)
Cohorte 4	−0.81*** (0.01)	−0.37*** (0.01)	−0.06*** (0.01)	−0.23*** (0.01)
Cohorte 5	−1.06*** (0.01)	−0.60*** (0.01)	−0.24*** (0.01)	−0.51*** (0.01)
Cohorte 6	−1.19*** (0.01)	−0.58*** (0.01)	−0.08*** (0.01)	−0.37*** (0.01)
Cohorte 7	−1.29*** (0.01)	−0.64*** (0.01)	−0.08*** (0.01)	−0.46*** (0.01)
Cohorte 8	−1.38*** (0.02)	−0.62*** (0.02)	0.08*** (0.01)	−0.39*** (0.01)
Cohorte 9	−1.47*** (0.02)	−0.61*** (0.02)	0.16*** (0.02)	−0.37*** (0.02)
Cohorte 10	−1.52*** (0.02)	−0.56*** (0.02)	0.32*** (0.02)	−0.26*** (0.02)
Cohorte 11	−1.50*** (0.02)	−0.47*** (0.02)	0.49*** (0.02)	−0.18*** (0.02)
Cohorte 12	−1.62*** (0.02)	−0.51*** (0.02)	0.54*** (0.02)	−0.17*** (0.02)
Cohorte 13	−1.67*** (0.02)	−0.48*** (0.02)	0.67*** (0.02)	−0.18*** (0.02)
Cohorte 14	−1.83*** (0.02)	−0.58*** (0.02)	0.63*** (0.02)	−0.26*** (0.02)
Cohorte 15	−2.00*** (0.02)	−0.63*** (0.02)	0.71*** (0.02)	−0.22*** (0.02)
Cohorte 16	−2.02*** (0.03)	−0.57*** (0.03)	0.89*** (0.03)	−0.14*** (0.03)
Cohorte 17	−2.14*** (0.03)	−0.61*** (0.03)	0.88*** (0.03)	−0.22*** (0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Cohorte 18	−2.18*** (0.03)	−0.52*** (0.03)	1.20*** (0.03)	0.13*** (0.03)
Cohorte 19	−1.84*** (0.03)	−0.03 (0.03)	1.61*** (0.03)	0.30*** (0.03)
Cohorte 20	−1.99*** (0.04)	0.77*** (0.05)		
Cohorte 21				
Ocupados en el hogar	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)
Auto-empleado	0.98*** (0.00)	0.98*** (0.00)	0.98*** (0.00)	0.98*** (0.00)
Empleado	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.46*** (0.00)	1.46*** (0.00)	1.46*** (0.00)	1.45*** (0.00)
Sector secundario	−0.17*** (0.00)	−0.17*** (0.00)	−0.17*** (0.00)	−0.17*** (0.00)
Sector terciario	−0.16*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)	−0.15*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.14*** (0.00)	−0.14*** (0.00)	−0.14*** (0.00)	−0.14*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.37*** (0.00)	−0.37*** (0.00)	−0.37*** (0.00)	−0.37*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.66*** (0.00)	−0.66*** (0.00)	−0.66*** (0.00)	−0.66*** (0.00)
Educación Media completa	−1.18*** (0.00)	−1.18*** (0.00)	−1.18*** (0.00)	−1.18*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.70*** (0.00)	−1.70*** (0.00)	−1.70*** (0.00)	−1.70*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Educación Superior completa	−2.39*** (0.00)	−2.39*** (0.00)	−2.39*** (0.00)	−2.39*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.11*** (0.00)	0.11*** (0.00)	0.11*** (0.00)	0.11*** (0.00)
Mujer	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)	0.21*** (0.00)	0.20*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.09*** (0.00)	−0.09*** (0.00)	−0.09*** (0.00)	−0.09*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Rural	1.35*** (0.06)	1.35*** (0.06)	1.35*** (0.06)	1.35*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.46*** (0.00)	−0.46*** (0.00)	−0.46*** (0.00)	−0.46*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Conglomerado σ_{λ}^2	10.17	10.17	10.18	10.17
Estrato σ_{ξ}^2	2.49	2.49	2.49	2.48
Periodo σ_{μ}^2	0.35	0.35	0.36	0.35
AIC	38247602.25	38246471.65	38241675.80	38244648.34
BIC	38248203.07	38247072.47	38242264.84	38245237.38
Log-verosimilitud	-19123750.12	-19123184.82	-19120787.90	-19122274.17
N. obs.	965953	965953	965953	965953
N. conglomerados	56770	56770	56770	56770
N. estratos	4992	4992	4992	4992
N. periodos	13	13	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.18: Modelos 9 al 10 para pobreza laboral absoluta - edad cuadrática

	Modelo 9	Modelo 10
Intercepto		4.19*** (0.33)
Edad		-0.55*** (0.00)
$Edad^2$		0.03*** (0.00)
Periodo		-0.14*** (0.02)
Cohorte 2		-0.63*** (0.01)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Cohorte 3		−0.52*** (0.01)
Cohorte 4		−0.76*** (0.01)
Cohorte 5		−0.89*** (0.01)
Cohorte 6		−0.98*** (0.01)
Cohorte 7		−1.07*** (0.01)
Cohorte 8		−1.15*** (0.01)
Cohorte 9		−1.19*** (0.01)
Cohorte 10		−1.17*** (0.02)
Cohorte 11		−1.28*** (0.02)
Cohorte 12		−1.32*** (0.02)
Cohorte 13		−1.48*** (0.02)
Cohorte 14		−1.64*** (0.02)
Cohorte 15		−1.66*** (0.02)
Cohorte 16		−1.78*** (0.02)
Cohorte 17		−1.80*** (0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Cohorte 18		−1.47*** (0.03)
Cohorte 19		−1.61*** (0.04)
Cohorte 20		
Cohorte 21		
Ocupados en el hogar		−1.27*** (0.00)
Auto-empleado		0.98*** (0.00)
Empleado		0.50*** (0.00)
Familiar no remunerado		1.46*** (0.00)
Sector secundario		−0.17*** (0.00)
Sector terciario		−0.15*** (0.00)
Educación Básica incompleta		−0.14*** (0.00)
Educación Básica completa		−0.37*** (0.00)
Educación Media incompleta		−0.66*** (0.00)
Educación Media completa		−1.18*** (0.00)
Educación Superior incompleta		−1.70*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Educación Superior completa	–2.39*** (0.00)	
Hogar beneficiario	0.11*** (0.00)	
Mujer	0.16*** (0.00)	
Estado civil: Conviviente	0.26*** (0.00)	
Estado civil: Divorciado/a	0.21*** (0.00)	
Estado civil: Viudo/a	–0.09*** (0.00)	
Estado civil: Soltero/a	0.26*** (0.00)	
Rural	1.36*** (0.06)	
Mujer jefa de hogar	0.25*** (0.00)	
Edad jefe/a de hogar	–0.16*** (0.00)	
N. personas en el hogar	0.50*** (0.00)	
N. personas 0-5 años	0.20*** (0.00)	
N. personas 6-14 años	0.13*** (0.00)	
N. personas 66 años o más	–0.46*** (0.00)	

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 9	Modelo 10
Conglomerado σ_{λ}^2		10.17
Estrato σ_{ξ}^2		2.49
Periodo σ_{μ}^2		0.36
AIC		38248809.13
BIC		38249398.17
Log-verosimilitud		−19124354.56
N. obs.		965953
N. conglomerados		56770
N. estratos		4992
N. periodos		13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Nota 3: Modelo 9 no converge.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

B. Elaboración de SIPW

Siendo C la variable de selección «ocupación», que asume un valor 0 cuando un individuo no posee empleo y 1, cuando está empleado. Y siendo X un vector de variables asociadas con la probabilidad de estar trabajando. Entonces, el ponderador de probabilidad inversa estabilizada (SIPW) fue definido, cuando un individuo trabaja ($C = 1$), como:

$$SIPW = \frac{Pr(C = 1)}{Pr(C = 1|X)} \quad (6.1)$$

Y cuando no trabaja ($C = 0$), como:

$$SIPW = \frac{1 - Pr(C = 1)}{1 - Pr(C = 1|X)} \quad (6.2)$$

Tanto $Pr(C = 1)$ como $Pr(C = 1|X)$ fueron estimadas mediante los modelos de regresión logística reportados en el Cuadro 6.19. Además, para optimizar el balance del ponderador, trunqué su distribución en los percentiles 1 y 99 (Cole y Hernán, 2008; Seaman y White, 2013).

Cuadro 6.19: Modelos para la probabilidad de estar empleado

	Modelo 1	Modelo 2
Intercepto	−4.13*** (0.17)	0.01*** (0.00)
Edad	2.94*** (0.02)	
<i>Edad</i> ²	−0.32*** (0.00)	
Periodo	−0.00 (0.00)	
Cohorte 1909 - 1913	−0.38** (0.14)	
Cohorte 1914 - 1918	−0.76*** (0.14)	

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Cohorte 1919 - 1923	−1.03*** (0.13)	
Cohorte 1924 - 1928	−1.14*** (0.13)	
Cohorte 1929 - 1933	−1.20*** (0.13)	
Cohorte 1934 - 1938	−1.25*** (0.14)	
Cohorte 1939 - 1943	−1.27*** (0.14)	
Cohorte 1944 - 1948	−1.22*** (0.14)	
Cohorte 1949 - 1953	−1.11*** (0.14)	
Cohorte 1954 - 1958	−1.01*** (0.14)	
Cohorte 1959 - 1963	−0.97*** (0.15)	
Cohorte 1964 - 1968	−0.83*** (0.15)	
Cohorte 1969 - 1973	−0.68*** (0.15)	
Cohorte 1974 - 1978	−0.65*** (0.16)	
Cohorte 1979 - 1983	−0.74*** (0.16)	
Cohorte 1984 - 1988	−0.72*** (0.16)	

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Cohorte 1989 - 1993	−0.91*** (0.17)	
Cohorte 1994 - 1998	−1.50*** (0.17)	
Cohorte 1999 -	−2.93*** (0.18)	
Educación Básica incompleta	0.57*** (0.01)	
Educación Básica completa	0.78*** (0.01)	
Educación Media incompleta	0.62*** (0.01)	
Educación Media completa	1.22*** (0.01)	
Educación Superior incompleta	0.49*** (0.01)	
Educación Superior completa	2.08*** (0.01)	
Hogar beneficiario	−0.09*** (0.00)	
Mujer	−1.95*** (0.00)	
Estado civil: Conviviente	0.34*** (0.01)	
Estado civil: Divorciado/a	0.57*** (0.01)	
Estado civil: Viudo/a	0.01 (0.01)	

(Continúa en la siguiente página)

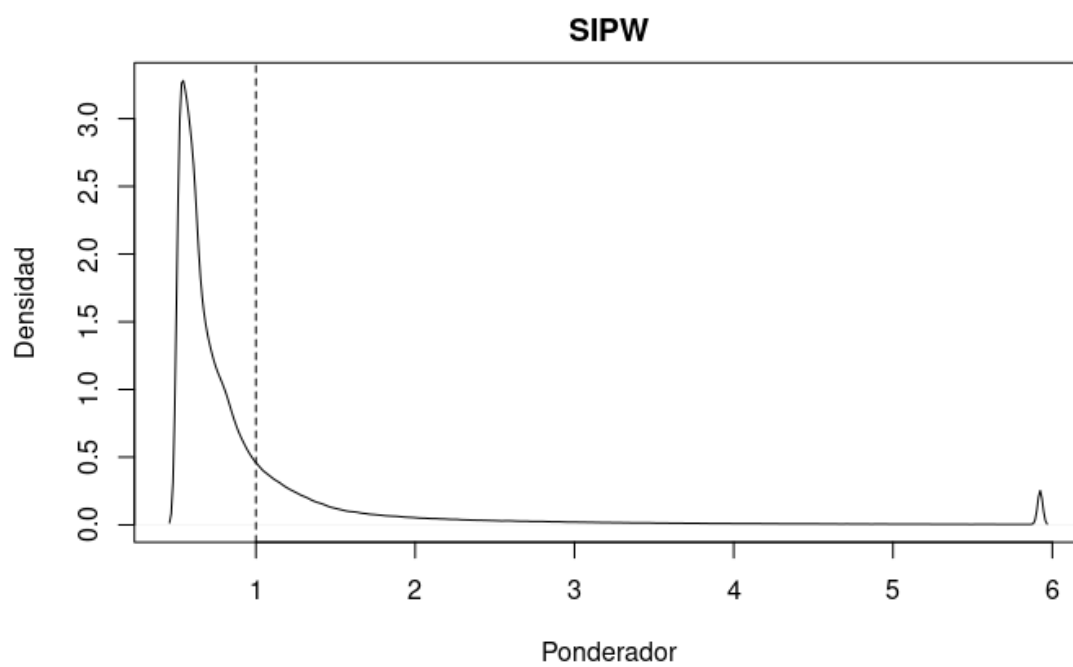
(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Estado civil: Soltero/a	0.21*** (0.01)	
Rural	−0.01* (0.00)	
Mujer jefa de hogar	0.33*** (0.00)	
Edad jefe/a de hogar	−0.10*** (0.00)	
N. personas en el hogar	−0.02*** (0.00)	
N. personas 0-5 años en el hogar	0.09*** (0.00)	
N. personas 6-14 años en el hogar	−0.02*** (0.00)	
N. personas 66 años o más en el hogar	−0.04*** (0.00)	
AIC	1929817.96	2689614.99
BIC	1930342.05	2689627.47
Log-verosimilud	−964866.98	−1344806.49
Devianza	1929733.96	2689612.99
Num. obs.	1940177	1940177

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Así, el SIPW elaborado tiene un rango que va desde 0.5012 hasta 5.9239, presenta una media de 0.9705 y desviación estándar de 0.8308. Por último, en la Figura ?? presento la curva de densidad del ponderador.



Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Figura 6.1: Gráfico de densidad de SIPW.

C. Modelos EPC para pobreza laboral

Cuadro 6.20: Modelos EPC para pobreza laboral absoluta

	Modelo 1	Modelo 2
Intercepto	2.51*** (0.33)	2.49*** (0.10)
Edad	-0.08*** (0.00)	-0.36*** (0.00)
<i>Edad</i> ²		0.03*** (0.00)
Periodo	-0.16*** (0.02)	-0.16*** (0.01)
Cohorte 1909 - 1913	0.01 (0.02)	0.13*** (0.02)
Cohorte 1914 - 1918	-0.33*** (0.02)	-0.10*** (0.02)
Cohorte 1919 - 1923	-0.73*** (0.02)	-0.42*** (0.02)
Cohorte 1924 - 1928	-0.43*** (0.02)	-0.06** (0.02)
Cohorte 1929 - 1933	-0.78*** (0.02)	-0.36*** (0.02)
Cohorte 1934 - 1938	-0.70*** (0.02)	-0.22*** (0.02)
Cohorte 1939 - 1943	-0.84*** (0.02)	-0.32*** (0.02)
Cohorte 1944 - 1948	-0.80*** (0.02)	-0.25*** (0.02)
Cohorte 1949 - 1953	-0.81*** (0.02)	-0.24*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Cohorte 1954 - 1958	−0.72*** (0.02)	−0.13*** (0.02)
Cohorte 1959 - 1963	−0.65*** (0.02)	−0.06* (0.02)
Cohorte 1964 - 1968	−0.62*** (0.03)	−0.05 (0.02)
Cohorte 1969 - 1973	−0.61*** (0.03)	−0.06* (0.03)
Cohorte 1974 - 1978	−0.68*** (0.03)	−0.14*** (0.03)
Cohorte 1979 - 1983	−0.65*** (0.03)	−0.11*** (0.03)
Cohorte 1984 - 1988	−0.57*** (0.03)	−0.04 (0.03)
Cohorte 1989 - 1993	−0.62*** (0.03)	−0.12*** (0.03)
Cohorte 1994 - 1998	−0.27*** (0.03)	0.20*** (0.03)
Cohorte 1999 -	0.04 (0.03)	0.49*** (0.03)
Ocupados en el hogar	−1.26*** (0.00)	−1.27*** (0.00)
Auto-empleado	0.98*** (0.00)	0.97*** (0.00)
Empleado	0.49*** (0.00)	0.49*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.47*** (0.00)	1.45*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Sector secundario	−0.18*** (0.00)	−0.17*** (0.00)
Sector terciario	−0.16*** (0.00)	−0.16*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.16*** (0.00)	−0.15*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.39*** (0.00)	−0.38*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.67*** (0.00)	−0.67*** (0.00)
Educación Media completa	−1.21*** (0.00)	−1.20*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.73*** (0.00)	−1.71*** (0.00)
Educación Superior completa	−2.42*** (0.00)	−2.40*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.12*** (0.00)	0.11*** (0.00)
Mujer	0.15*** (0.00)	0.16*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.21*** (0.00)	0.20*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.05*** (0.00)	−0.09*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.29*** (0.00)	0.25*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Rural	1.35*** (0.06)	1.35*** (0.06)
Mujer jefa de hogar	0.24*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	-0.16*** (0.00)	-0.16*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.49*** (0.00)	0.50*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.20*** (0.00)	0.19*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)
N. personas 66 años o más	-0.43*** (0.00)	-0.46*** (0.00)
Conglomerado σ_{λ}^2	10.13	10.13
Estrato σ_{ξ}^2	2.47	2.48
Periodo σ_{μ}^2	0.37	0.36
AIC	38,084,657.47	38,066,357.02
BIC	38,085,246.51	38,066,957.84
Log-verosimilitud	-19,042,278.74	-19,033,127.51
N. obs.	965,953	965,953
N. conglomerados	56,770	56,770
N. estratos	4,992	4,992
N. periodos	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.21: Modelos EPC para pobreza laboral relativa

	Modelo 1	Modelo 2
Intercepto	−0.78*** (0.08)	−0.75*** (0.10)
Edad	−0.14*** (0.00)	−0.31*** (0.00)
<i>Edad</i> ²		0.02*** (0.00)
Periodo	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)
Cohorte 1909 - 1913	−0.65*** (0.03)	−0.58*** (0.03)
Cohorte 1914 - 1918	−0.24*** (0.02)	−0.10*** (0.03)
Cohorte 1919 - 1923	−0.42*** (0.02)	−0.25*** (0.03)
Cohorte 1924 - 1928	−0.36*** (0.02)	−0.15*** (0.03)
Cohorte 1929 - 1933	−0.74*** (0.02)	−0.51*** (0.03)
Cohorte 1934 - 1938	−0.79*** (0.02)	−0.53*** (0.03)
Cohorte 1939 - 1943	−0.99*** (0.02)	−0.71*** (0.03)
Cohorte 1944 - 1948	−0.99*** (0.02)	−0.68*** (0.03)
Cohorte 1949 - 1953	−0.99*** (0.02)	−0.66*** (0.03)
Cohorte 1954 - 1958	−0.99*** (0.02)	−0.65*** (0.03)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Cohorte 1959 - 1963	−0.97*** (0.02)	−0.62*** (0.03)
Cohorte 1964 - 1968	−0.99*** (0.02)	−0.64*** (0.03)
Cohorte 1969 - 1973	−1.06*** (0.02)	−0.72*** (0.03)
Cohorte 1974 - 1978	−1.13*** (0.02)	−0.80*** (0.04)
Cohorte 1979 - 1983	−1.13*** (0.02)	−0.80*** (0.04)
Cohorte 1984 - 1988	−1.05*** (0.02)	−0.73*** (0.04)
Cohorte 1989 - 1993	−1.05*** (0.02)	−0.74*** (0.04)
Cohorte 1994 - 1998	−0.76*** (0.03)	−0.47*** (0.04)
Cohorte 1999 -	−0.75*** (0.03)	−0.47*** (0.04)
Ocupados en el hogar	−1.41*** (0.00)	−1.42*** (0.00)
Auto-empleado	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)
Empleado	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.62*** (0.00)	1.61*** (0.00)
Sector secundario	−0.20*** (0.00)	−0.20*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Sector terciario	−0.16*** (0.00)	−0.15*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.32*** (0.00)	−0.32*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.55*** (0.00)	−0.54*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)
Educación Media completa	−1.32*** (0.00)	−1.32*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.74*** (0.00)	−1.74*** (0.00)
Educación Superior completa	−2.63*** (0.00)	−2.62*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.19*** (0.00)	0.19*** (0.00)
Mujer	0.18*** (0.00)	0.18*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.22*** (0.00)	0.21*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.07*** (0.00)	−0.10*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.26*** (0.00)	0.24*** (0.00)
Rural	1.51*** (0.06)	1.52*** (0.06)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Mujer jefa de hogar	0.26*** (0.00)	0.27*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	-0.19*** (0.00)	-0.19*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.61*** (0.00)	0.60*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)
N. personas 66 años o más	-0.59*** (0.00)	-0.61*** (0.00)
Conglomerado σ_{λ}^2	9.45	9.46
Estrato σ_{ξ}^2	2.16	2.17
Periodo σ_{μ}^2	0.01	0.02
AIC	36,287,857.72	36,281,781.47
BIC	36,288,446.76	36,282,382.29
Log-verosimilitud	-18,143,878.86	-18,140,839.74
N. obs.	965,953	965,953
N. conglomerados	56,770	56,770
N. estratos	4,992	4,992
N. periodos	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.22: Modelos EPC para pobreza laboral relativa anclada

	Modelo 1	Modelo 2
Intercepto	3.99*** (0.25)	3.97*** (0.25)
Edad	-0.13*** (0.00)	-0.41*** (0.00)
<i>Edad</i> ²		0.03*** (0.00)
Periodo	-0.16*** (0.01)	-0.16*** (0.01)
Cohorte 1909 - 1913	0.31*** (0.02)	0.42*** (0.02)
Cohorte 1914 - 1918	-0.12*** (0.02)	0.09*** (0.02)
Cohorte 1919 - 1923	-0.57*** (0.02)	-0.28*** (0.02)
Cohorte 1924 - 1928	-0.41*** (0.02)	-0.08*** (0.02)
Cohorte 1929 - 1933	-0.78*** (0.02)	-0.40*** (0.02)
Cohorte 1934 - 1938	-0.78*** (0.02)	-0.35*** (0.02)
Cohorte 1939 - 1943	-0.94*** (0.02)	-0.46*** (0.02)
Cohorte 1944 - 1948	-0.90*** (0.02)	-0.39*** (0.02)
Cohorte 1949 - 1953	-0.91*** (0.02)	-0.37*** (0.02)
Cohorte 1954 - 1958	-0.87*** (0.02)	-0.31*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Cohorte 1959 - 1963	−0.82*** (0.02)	−0.25*** (0.02)
Cohorte 1964 - 1968	−0.81*** (0.02)	−0.24*** (0.02)
Cohorte 1969 - 1973	−0.80*** (0.03)	−0.25*** (0.03)
Cohorte 1974 - 1978	−0.87*** (0.03)	−0.32*** (0.03)
Cohorte 1979 - 1983	−0.92*** (0.03)	−0.38*** (0.03)
Cohorte 1984 - 1988	−0.85*** (0.03)	−0.33*** (0.03)
Cohorte 1989 - 1993	−0.80*** (0.03)	−0.30*** (0.03)
Cohorte 1994 - 1998	−0.69*** (0.03)	−0.22*** (0.03)
Cohorte 1999 -	−0.71*** (0.03)	−0.27*** (0.03)
Ocupados en el hogar	−1.26*** (0.00)	−1.27*** (0.00)
Auto-empleado	1.11*** (0.00)	1.10*** (0.00)
Empleado	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.50*** (0.00)	1.48*** (0.00)
Sector secundario	−0.08*** (0.00)	−0.07*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Sector terciario	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.24*** (0.00)	−0.23*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.51*** (0.00)	−0.49*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.76*** (0.00)	−0.75*** (0.00)
Educación Media completa	−1.28*** (0.00)	−1.26*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.82*** (0.00)	−1.80*** (0.00)
Educación Superior completa	−2.67*** (0.00)	−2.64*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.39*** (0.00)	0.39*** (0.00)
Mujer	0.16*** (0.00)	0.17*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.26*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	0.03*** (0.00)	−0.01*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.32*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Rural	1.07*** (0.06)	1.07*** (0.06)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Mujer jefa de hogar	0.29*** (0.00)	0.30*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	-0.13*** (0.00)	-0.14*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.63*** (0.00)	0.64*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.53*** (0.00)	0.52*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.55*** (0.00)	0.55*** (0.00)
N. personas 66 años o más	-0.45*** (0.00)	-0.48*** (0.00)
Conglomerado σ_{λ}^2	10.81	10.82
Estrato σ_{ξ}^2	2.51	2.51
Periodo σ_{μ}^2	0.19	0.19
AIC	45,905,411.95	45,882,845.20
BIC	45,906,001.00	45,883,446.03
Log-verosimilitud	-22,952,655.98	-22,941,371.60
N. obs.	965,953	965,953
N. conglomerados	56,770	56,770
N. estratos	4,992	4,992
N. periodos	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

D. Materiales complementarios

Bases de datos, scripts de R para reproducir el procesamiento y análisis de los datos presentados en la tesis, se encuentran disponibles en:

<https://www.dropbox.com/sh/vdwpvri4m0g7fqo/AADcKxNB2D455zqCI270KuPGa?dl=0>

E. Modelos EPC para pobreza laboral, controlando por región

Cuadro 6.23: Modelos EPC para pobreza laboral absoluta

	Modelo 1	Modelo 2
Intercepto	2.49*** (0.10)	1.21*** (0.31)
Edad	-0.36*** (0.00)	-0.36*** (0.00)
<i>Edad</i> ²	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Periodo	-0.16*** (0.01)	-0.16*** (0.02)
Cohorte 1909 - 1913	0.13*** (0.02)	0.05* (0.02)
Cohorte 1914 - 1918	-0.10*** (0.02)	-0.17*** (0.02)
Cohorte 1919 - 1923	-0.42*** (0.02)	-0.48*** (0.02)
Cohorte 1924 - 1928	-0.06** (0.02)	-0.15*** (0.02)
Cohorte 1929 - 1933	-0.36*** (0.02)	-0.45*** (0.02)
Cohorte 1934 - 1938	-0.22*** (0.02)	-0.32*** (0.02)
Cohorte 1939 - 1943	-0.32*** (0.02)	-0.42*** (0.02)
Cohorte 1944 - 1948	-0.25*** (0.02)	-0.35*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Cohorte 1949 - 1953	−0.24*** (0.02)	−0.34*** (0.02)
Cohorte 1954 - 1958	−0.13*** (0.02)	−0.24*** (0.02)
Cohorte 1959 - 1963	−0.06* (0.02)	−0.17*** (0.02)
Cohorte 1964 - 1968	−0.05 (0.02)	−0.16*** (0.03)
Cohorte 1969 - 1973	−0.06* (0.03)	−0.17*** (0.03)
Cohorte 1974 - 1978	−0.14*** (0.03)	−0.26*** (0.03)
Cohorte 1979 - 1983	−0.11*** (0.03)	−0.23*** (0.03)
Cohorte 1984 - 1988	−0.04 (0.03)	−0.16*** (0.03)
Cohorte 1989 - 1993	−0.12*** (0.03)	−0.24*** (0.03)
Cohorte 1994 - 1998	0.20*** (0.03)	0.07* (0.03)
Cohorte 1999 -	0.49*** (0.03)	0.36*** (0.03)
Ocupados en el hogar	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)
Auto-empleado	0.97*** (0.00)	0.97*** (0.00)
Empleado	0.49*** (0.00)	0.49*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Familiar no remunerado	1.45*** (0.00)	1.45*** (0.00)
Sector secundario	-0.17*** (0.00)	-0.17*** (0.00)
Sector terciario	-0.16*** (0.00)	-0.16*** (0.00)
Educación Básica incompleta	-0.15*** (0.00)	-0.15*** (0.00)
Educación Básica completa	-0.38*** (0.00)	-0.37*** (0.00)
Educación Media incompleta	-0.67*** (0.00)	-0.66*** (0.00)
Educación Media completa	-1.20*** (0.00)	-1.19*** (0.00)
Educación Superior incompleta	-1.71*** (0.00)	-1.71*** (0.00)
Educación Superior completa	-2.40*** (0.00)	-2.39*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.11*** (0.00)	0.11*** (0.00)
Mujer	0.16*** (0.00)	0.16*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.20*** (0.00)	0.20*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	-0.09*** (0.00)	-0.09*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Estado civil: Soltero/a	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Rural	1.35*** (0.06)	1.01*** (0.05)
Mujer jefa de hogar	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	-0.16*** (0.00)	-0.16*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.50*** (0.00)	0.50*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.19*** (0.00)	0.19*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)
N. personas 66 años o más	-0.46*** (0.00)	-0.46*** (0.00)
Región de Tarapacá		1.35*** (0.19)
Región de Antofagasta		-0.12 (0.16)
Región de Atacama		0.75*** (0.15)
Región de Coquimbo		2.16*** (0.13)
Región de Valparaíso		1.34*** (0.09)
Región de O'Higgins		1.76*** (0.11)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Región del Maule		2.43*** (0.10)
Región del Biobío		2.35*** (0.09)
Región de la Araucanía		3.03*** (0.10)
Región de Los Lagos		1.78*** (0.11)
Región de Aysén		1.60*** (0.18)
Región de Magallanes		−0.74*** (0.21)
Región de Los Ríos		1.76*** (0.15)
Región de Arica y Parinacota		2.01*** (0.24)
Región del Ñuble		3.12*** (0.09)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Conglomerado σ_{λ}^2	10.13	10.05
Estrato σ_{ξ}^2	2.48	1.55
Periodo σ_{μ}^2	0.36	0.32
AIC	38,066,357.02	38,068,508.88
BIC	38,066,957.84	38,069,286.42
Log-verosimilitud	−19,033,127.51	−19,034,188.44
N. obs.	965,953	965,953
N. conglomerados	56,770	56,770
N. estratos	4,992	4,992
N. periodos	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.24: Modelos EPC para pobreza laboral relativa

	Modelo 1	Modelo 2
Intercepto	−0.75*** (0.10)	−2.22*** (0.08)
Edad	−0.31*** (0.00)	−0.31*** (0.00)
$Edad^2$	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
Periodo	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Cohorte 1909 - 1913	−0.58*** (0.03)	−0.54*** (0.03)
Cohorte 1914 - 1918	−0.10*** (0.03)	−0.16*** (0.03)
Cohorte 1919 - 1923	−0.25*** (0.03)	−0.32*** (0.03)
Cohorte 1924 - 1928	−0.15*** (0.03)	−0.23*** (0.03)
Cohorte 1929 - 1933	−0.51*** (0.03)	−0.57*** (0.03)
Cohorte 1934 - 1938	−0.53*** (0.03)	−0.59*** (0.03)
Cohorte 1939 - 1943	−0.71*** (0.03)	−0.76*** (0.03)
Cohorte 1944 - 1948	−0.68*** (0.03)	−0.74*** (0.03)
Cohorte 1949 - 1953	−0.66*** (0.03)	−0.72*** (0.03)
Cohorte 1954 - 1958	−0.65*** (0.03)	−0.71*** (0.03)
Cohorte 1959 - 1963	−0.62*** (0.03)	−0.67*** (0.03)
Cohorte 1964 - 1968	−0.64*** (0.03)	−0.69*** (0.03)
Cohorte 1969 - 1973	−0.72*** (0.03)	−0.77*** (0.03)
Cohorte 1974 - 1978	−0.80*** (0.04)	−0.85*** (0.04)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Cohorte 1979 - 1983	−0.80*** (0.04)	−0.85*** (0.04)
Cohorte 1984 - 1988	−0.73*** (0.04)	−0.78*** (0.04)
Cohorte 1989 - 1993	−0.74*** (0.04)	−0.80*** (0.04)
Cohorte 1994 - 1998	−0.47*** (0.04)	−0.53*** (0.04)
Cohorte 1999 -	−0.47*** (0.04)	−0.53*** (0.04)
Ocupados en el hogar	−1.42*** (0.00)	−1.42*** (0.00)
Auto-empleado	1.01*** (0.00)	1.01*** (0.00)
Empleado	0.41*** (0.00)	0.41*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.61*** (0.00)	1.61*** (0.00)
Sector secundario	−0.20*** (0.00)	−0.20*** (0.00)
Sector terciario	−0.15*** (0.00)	−0.16*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.32*** (0.00)	−0.32*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.54*** (0.00)	−0.54*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.81*** (0.00)	−0.81*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Educación Media completa	−1.32*** (0.00)	−1.31*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.74*** (0.00)	−1.74*** (0.00)
Educación Superior completa	−2.62*** (0.00)	−2.61*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.19*** (0.00)	0.19*** (0.00)
Mujer	0.18*** (0.00)	0.19*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.26*** (0.00)	0.26*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.10*** (0.00)	−0.10*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.24*** (0.00)	0.24*** (0.00)
Rural	1.52*** (0.06)	1.16*** (0.05)
Mujer jefa de hogar	0.27*** (0.00)	0.27*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.19*** (0.00)	−0.19*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.53*** (0.00)	0.53*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.60*** (0.00)	0.61*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
N. personas 6-14 años	0.59*** (0.00)	0.59*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.61*** (0.00)	−0.61*** (0.00)
Región de Tarapacá		1.48*** (0.18)
Región de Antofagasta		0.08 (0.15)
Región de Atacama		0.90*** (0.14)
Región de Coquimbo		2.08*** (0.12)
Región de Valparaíso		1.43*** (0.09)
Región de O'Higgins		1.69*** (0.10)
Región del Maule		2.39*** (0.10)
Región del Biobío		2.29*** (0.08)
Región de la Araucanía		2.91*** (0.09)
Región de Los Lagos		1.83*** (0.10)
Región de Aysén		1.46*** (0.17)
Región de Magallanes		−0.48* (0.20)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Región de Los Ríos		1.75*** (0.14)
Región de Arica y Parinacota		2.03*** (0.22)
Región del Ñuble		3.41*** (0.08)
Conglomerado σ_{λ}^2	9.46	9.39
Estrato σ_{ξ}^2	2.17	1.29
Periodo σ_{μ}^2	0.02	0.00
AIC	36,281,781.47	36,269,084.29
BIC	36,282,382.29	36,269,861.82
Log-verosimilitud	-18,140,839.74	-18,134,476.14
N. obs.	965,953	965,953
N. conglomerados	56,770	56,770
N. estratos	4,992	4,992
N. periodos	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.25: Modelos EPC para pobreza laboral relativa anclada

	Modelo 1	Modelo 2
Intercepto	3.97*** (0.25)	2.71*** (0.19)
Edad	-0.41*** (0.00)	-0.41*** (0.00)
<i>Edad</i> ²	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Periodo	-0.16*** (0.01)	-0.16*** (0.01)
Cohorte 1909 - 1913	0.42*** (0.02)	0.41*** (0.02)
Cohorte 1914 - 1918	0.09*** (0.02)	0.07*** (0.02)
Cohorte 1919 - 1923	-0.28*** (0.02)	-0.29*** (0.02)
Cohorte 1924 - 1928	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)
Cohorte 1929 - 1933	-0.40*** (0.02)	-0.40*** (0.02)
Cohorte 1934 - 1938	-0.35*** (0.02)	-0.36*** (0.02)
Cohorte 1939 - 1943	-0.46*** (0.02)	-0.47*** (0.02)
Cohorte 1944 - 1948	-0.39*** (0.02)	-0.40*** (0.02)
Cohorte 1949 - 1953	-0.37*** (0.02)	-0.38*** (0.02)
Cohorte 1954 - 1958	-0.31*** (0.02)	-0.32*** (0.02)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Cohorte 1959 - 1963	−0.25*** (0.02)	−0.26*** (0.02)
Cohorte 1964 - 1968	−0.24*** (0.02)	−0.25*** (0.02)
Cohorte 1969 - 1973	−0.25*** (0.03)	−0.26*** (0.03)
Cohorte 1974 - 1978	−0.32*** (0.03)	−0.33*** (0.03)
Cohorte 1979 - 1983	−0.38*** (0.03)	−0.39*** (0.03)
Cohorte 1984 - 1988	−0.33*** (0.03)	−0.34*** (0.03)
Cohorte 1989 - 1993	−0.30*** (0.03)	−0.32*** (0.03)
Cohorte 1994 - 1998	−0.22*** (0.03)	−0.23*** (0.03)
Cohorte 1999 -	−0.27*** (0.03)	−0.28*** (0.03)
Ocupados en el hogar	−1.27*** (0.00)	−1.27*** (0.00)
Auto-empleado	1.10*** (0.00)	1.10*** (0.00)
Empleado	0.66*** (0.00)	0.66*** (0.00)
Familiar no remunerado	1.48*** (0.00)	1.46*** (0.00)
Sector secundario	−0.07*** (0.00)	−0.08*** (0.00)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Sector terciario	−0.12*** (0.00)	−0.12*** (0.00)
Educación Básica incompleta	−0.23*** (0.00)	−0.22*** (0.00)
Educación Básica completa	−0.49*** (0.00)	−0.48*** (0.00)
Educación Media incompleta	−0.75*** (0.00)	−0.75*** (0.00)
Educación Media completa	−1.26*** (0.00)	−1.25*** (0.00)
Educación Superior incompleta	−1.80*** (0.00)	−1.80*** (0.00)
Educación Superior completa	−2.64*** (0.00)	−2.64*** (0.00)
Hogar beneficiario	0.39*** (0.00)	0.39*** (0.00)
Mujer	0.17*** (0.00)	0.17*** (0.00)
Estado civil: Conviviente	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Estado civil: Divorciado/a	0.25*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Estado civil: Viudo/a	−0.01*** (0.00)	−0.02*** (0.00)
Estado civil: Soltero/a	0.29*** (0.00)	0.29*** (0.00)
Rural	1.07*** (0.06)	0.72*** (0.05)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Mujer jefa de hogar	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)
Edad jefe/a de hogar	−0.14*** (0.00)	−0.14*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)
N. personas 0-5 años	0.52*** (0.00)	0.52*** (0.00)
N. personas 6-14 años	0.55*** (0.00)	0.55*** (0.00)
N. personas 66 años o más	−0.48*** (0.00)	−0.48*** (0.00)
Región de Tarapacá		1.03*** (0.19)
Región de Antofagasta		−0.25 (0.16)
Región de Atacama		0.51*** (0.15)
Región de Coquimbo		1.85*** (0.13)
Región de Valparaíso		1.23*** (0.09)
Región de O'Higgins		1.50*** (0.11)
Región del Maule		2.11*** (0.10)
Región del Biobío		2.01*** (0.09)

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

	Modelo 1	Modelo 2
Región de la Araucanía		2.55*** (0.10)
Región de Los Lagos		1.49*** (0.11)
Región de Aysén		1.05*** (0.17)
Región de Magallanes		−0.64** (0.21)
Región de Los Ríos		1.48*** (0.15)
Región de Arica y Parinacota		1.58*** (0.24)
Región del Ñuble		2.61*** (0.09)
Conglomerado σ_{λ}^2	10.82	9.87
Estrato σ_{ξ}^2	2.51	1.55
Periodo σ_{μ}^2	0.19	0.11
AIC	45,882,845.20	45,880,574.66
BIC	45,883,446.03	45,881,352.20
Log-verosimilitud	−22,941,371.60	−22,940,221.33
N. obs.	965,953	965,953
N. conglomerados	56,770	56,770
N. estratos	4,992	4,992
N. periodos	13	13

Nota 1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Nota 2: Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

F. Probabilidades predichas de pobreza laboral

Cuadro 6.26: Probabilidades predichas de pobreza laboral absoluta, según edad

Edad	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
15	0.189	0.137	0.240
16	0.183	0.133	0.233
17	0.178	0.129	0.227
18	0.173	0.125	0.221
19	0.169	0.122	0.215
20	0.164	0.118	0.210
21	0.160	0.115	0.205
22	0.156	0.112	0.200
23	0.152	0.109	0.195
24	0.148	0.106	0.190
25	0.144	0.103	0.186
26	0.141	0.100	0.181
27	0.138	0.098	0.177
28	0.134	0.096	0.173
29	0.131	0.093	0.170
30	0.129	0.091	0.166
31	0.126	0.089	0.163
32	0.123	0.087	0.159
33	0.121	0.085	0.156
34	0.118	0.084	0.153
35	0.116	0.082	0.150
36	0.114	0.080	0.148
37	0.112	0.079	0.145
38	0.110	0.077	0.142
39	0.108	0.076	0.140
40	0.106	0.075	0.138

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

Edad	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
41	0.105	0.073	0.136
42	0.103	0.072	0.134
43	0.102	0.071	0.132
44	0.100	0.070	0.130
45	0.099	0.069	0.128
46	0.097	0.068	0.127
47	0.096	0.067	0.125
48	0.095	0.067	0.124
49	0.094	0.066	0.123
50	0.093	0.065	0.121
51	0.092	0.064	0.120
52	0.091	0.064	0.119
53	0.091	0.063	0.118
54	0.090	0.063	0.117
55	0.089	0.062	0.116
56	0.089	0.062	0.116
57	0.088	0.061	0.115
58	0.088	0.061	0.114
59	0.087	0.061	0.114
60	0.087	0.061	0.113
61	0.087	0.060	0.113
62	0.086	0.060	0.113
63	0.086	0.060	0.112
64	0.086	0.060	0.112
65	0.086	0.060	0.112
66	0.086	0.060	0.112
67	0.086	0.060	0.112
68	0.086	0.060	0.112

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

Edad	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
69	0.086	0.060	0.112
70	0.086	0.060	0.113
71	0.087	0.060	0.113
72	0.087	0.061	0.113
73	0.087	0.061	0.114
74	0.088	0.061	0.114
75	0.088	0.061	0.115
76	0.089	0.062	0.116
77	0.089	0.062	0.116
78	0.090	0.063	0.117
79	0.091	0.063	0.118
80	0.091	0.064	0.119
81	0.092	0.064	0.120
82	0.093	0.065	0.121
83	0.094	0.066	0.123
84	0.095	0.067	0.124
85	0.096	0.067	0.125
86	0.098	0.068	0.127
87	0.099	0.069	0.128
88	0.100	0.070	0.130
89	0.102	0.071	0.132

Nota: intervalos de confianza al 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.27: Probabilidades predichas de pobreza laboral relativa, según edad

Edad	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
15	0.189	0.137	0.240
16	0.183	0.133	0.233
17	0.178	0.129	0.227
18	0.173	0.125	0.221
19	0.169	0.122	0.215
20	0.164	0.118	0.210
21	0.160	0.115	0.205
22	0.156	0.112	0.200
23	0.152	0.109	0.195
24	0.148	0.106	0.190
25	0.144	0.103	0.186
26	0.141	0.100	0.181
27	0.138	0.098	0.177
28	0.134	0.096	0.173
29	0.131	0.093	0.170
30	0.129	0.091	0.166
31	0.126	0.089	0.163
32	0.123	0.087	0.159
33	0.121	0.085	0.156
34	0.118	0.084	0.153
35	0.116	0.082	0.150
36	0.114	0.080	0.148
37	0.112	0.079	0.145
38	0.110	0.077	0.142
39	0.108	0.076	0.140
40	0.106	0.075	0.138
41	0.105	0.073	0.136
42	0.103	0.072	0.134

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

Edad	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
43	0.102	0.071	0.132
44	0.100	0.070	0.130
45	0.099	0.069	0.128
46	0.097	0.068	0.127
47	0.096	0.067	0.125
48	0.095	0.067	0.124
49	0.094	0.066	0.123
50	0.093	0.065	0.121
51	0.092	0.064	0.120
52	0.091	0.064	0.119
53	0.091	0.063	0.118
54	0.090	0.063	0.117
55	0.089	0.062	0.116
56	0.089	0.062	0.116
57	0.088	0.061	0.115
58	0.088	0.061	0.114
59	0.087	0.061	0.114
60	0.087	0.061	0.113
61	0.087	0.060	0.113
62	0.086	0.060	0.113
63	0.086	0.060	0.112
64	0.086	0.060	0.112
65	0.086	0.060	0.112
66	0.086	0.060	0.112
67	0.086	0.060	0.112
68	0.086	0.060	0.112
69	0.086	0.060	0.112
70	0.086	0.060	0.113

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

Edad	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
71	0.087	0.060	0.113
72	0.087	0.061	0.113
73	0.087	0.061	0.114
74	0.088	0.061	0.114
75	0.088	0.061	0.115
76	0.089	0.062	0.116
77	0.089	0.062	0.116
78	0.090	0.063	0.117
79	0.091	0.063	0.118
80	0.091	0.064	0.119
81	0.092	0.064	0.120
82	0.093	0.065	0.121
83	0.094	0.066	0.123
84	0.095	0.067	0.124
85	0.096	0.067	0.125
86	0.098	0.068	0.127
87	0.099	0.069	0.128
88	0.100	0.070	0.130
89	0.102	0.071	0.132

Nota: intervalos de confianza al 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.28: Probabilidades predichas de pobreza laboral relativa anclada, según edad

Edad	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
15	0.746	0.696	0.797
16	0.738	0.687	0.790
17	0.731	0.678	0.783
18	0.723	0.670	0.776
19	0.715	0.661	0.770
20	0.708	0.653	0.763
21	0.700	0.644	0.756
22	0.692	0.636	0.749
23	0.685	0.627	0.742
24	0.677	0.619	0.735
25	0.670	0.611	0.728
26	0.662	0.603	0.722
27	0.655	0.595	0.715
28	0.648	0.587	0.708
29	0.641	0.579	0.702
30	0.633	0.572	0.695
31	0.626	0.564	0.688
32	0.620	0.557	0.682
33	0.613	0.550	0.676
34	0.606	0.543	0.669
35	0.600	0.536	0.663
36	0.593	0.529	0.657
37	0.587	0.523	0.651
38	0.581	0.516	0.645
39	0.575	0.510	0.639
40	0.569	0.504	0.634
41	0.563	0.498	0.628
42	0.558	0.493	0.623

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

Edad	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
43	0.552	0.487	0.618
44	0.547	0.482	0.612
45	0.542	0.477	0.607
46	0.537	0.472	0.603
47	0.532	0.467	0.598
48	0.528	0.462	0.593
49	0.523	0.458	0.589
50	0.519	0.453	0.585
51	0.515	0.449	0.581
52	0.511	0.445	0.577
53	0.507	0.441	0.573
54	0.504	0.438	0.569
55	0.500	0.434	0.566
56	0.497	0.431	0.563
57	0.494	0.428	0.560
58	0.491	0.425	0.557
59	0.488	0.423	0.554
60	0.486	0.420	0.551
61	0.483	0.418	0.549
62	0.481	0.415	0.547
63	0.479	0.413	0.544
64	0.477	0.412	0.543
65	0.475	0.410	0.541
66	0.474	0.408	0.539
67	0.472	0.407	0.538
68	0.471	0.406	0.537
69	0.470	0.405	0.535
70	0.469	0.404	0.535

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

Edad	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
71	0.469	0.403	0.534
72	0.468	0.403	0.533
73	0.468	0.402	0.533
74	0.467	0.402	0.533
75	0.467	0.402	0.533
76	0.468	0.402	0.533
77	0.468	0.403	0.533
78	0.468	0.403	0.533
79	0.469	0.404	0.534
80	0.470	0.405	0.535
81	0.471	0.406	0.536
82	0.472	0.407	0.537
83	0.473	0.408	0.538
84	0.475	0.409	0.540
85	0.476	0.411	0.542
86	0.478	0.413	0.543
87	0.480	0.415	0.545
88	0.482	0.417	0.548
89	0.485	0.419	0.550

Nota: intervalos de confianza al 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.29: Probabilidades predichas de pobreza laboral absoluta, según periodo

Año	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior	Desviación tendencia lineal
1990	0.534	0.486	0.582	0.592
1992	0.456	0.412	0.500	0.514
1994	0.380	0.338	0.421	0.266
1996	0.309	0.270	0.348	0.239
1998	0.246	0.208	0.284	0.135
2000	0.193	0.157	0.229	0.211
2003	0.130	0.098	0.162	0.418
2006	0.085	0.059	0.112	0.115
2009	0.055	0.034	0.076	0.061
2011	0.041	0.023	0.058	0.065
2013	0.030	0.016	0.044	0.031
2015	0.022	0.011	0.034	0.019
2017	0.016	0.007	0.026	0.011

Nota: intervalos de confianza al 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.30: Probabilidades predichas de pobreza laboral relativa, según periodo

Año	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior	Desviación tendencia lineal
1990	0.057	0.047	0.067	0.064
1992	0.063	0.053	0.073	0.072
1994	0.069	0.059	0.079	0.073
1996	0.075	0.065	0.085	0.073
1998	0.082	0.073	0.092	0.073
2000	0.090	0.080	0.100	0.114
2003	0.103	0.093	0.114	0.128

(Continúa en la siguiente página)

(Continuación de la tabla)

Año	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior	Desviación tendencia lineal
2006	0.118	0.106	0.131	0.153
2009	0.135	0.119	0.150	0.121
2011	0.147	0.129	0.164	0.154
2013	0.159	0.138	0.180	0.172
2015	0.173	0.149	0.198	0.175
2017	0.188	0.159	0.217	0.192

Nota: intervalos de confianza al 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.31: Probabilidades predichas de pobreza laboral relativa anclada, según periodo

Año	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior	Desviación tendencia lineal
1990	0.923	0.890	0.956	0.902
1992	0.897	0.859	0.935	0.823
1994	0.864	0.820	0.908	0.754
1996	0.822	0.774	0.871	0.845
1998	0.772	0.719	0.824	0.723
2000	0.711	0.655	0.767	0.818
2003	0.605	0.544	0.666	0.743
2006	0.488	0.422	0.555	0.510
2009	0.373	0.302	0.443	0.376
2011	0.302	0.232	0.373	0.320
2013	0.240	0.172	0.308	0.209
2015	0.187	0.124	0.251	0.150
2017	0.144	0.087	0.201	0.112

Nota: intervalos de confianza al 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.32: Probabilidades predichas de pobreza laboral absoluta, según cohorte

Cohorte	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
....-1908	0.090	0.062	0.117
1909-1913	0.101	0.071	0.132
1914-1918	0.082	0.057	0.107
1919-1923	0.061	0.042	0.080
1924-1928	0.085	0.059	0.111
1929-1933	0.064	0.044	0.084
1934-1938	0.073	0.050	0.095
1939-1943	0.067	0.046	0.087
1944-1948	0.071	0.049	0.093
1949-1953	0.072	0.050	0.095
1954-1958	0.080	0.055	0.104
1959-1963	0.085	0.059	0.111
1964-1968	0.086	0.060	0.112
1969-1973	0.085	0.059	0.111
1974-1978	0.079	0.054	0.103
1979-1983	0.081	0.056	0.106
1984-1988	0.086	0.060	0.113
1989-1993	0.080	0.056	0.105
1994-1998	0.107	0.075	0.139
1999-....	0.138	0.098	0.178

Nota: intervalos de confianza al 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.33: Probabilidades predichas de pobreza laboral relativa, según cohorte

Cohorte	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
....-1908	0.116	0.104	0.129
1909-1913	0.069	0.062	0.076
1914-1918	0.106	0.096	0.116
1919-1923	0.093	0.084	0.101
1924-1928	0.102	0.092	0.111
1929-1933	0.073	0.066	0.080
1934-1938	0.072	0.065	0.079
1939-1943	0.061	0.055	0.067
1944-1948	0.062	0.056	0.068
1949-1953	0.064	0.058	0.070
1954-1958	0.064	0.058	0.070
1959-1963	0.066	0.060	0.073
1964-1968	0.065	0.059	0.071
1969-1973	0.060	0.055	0.066
1974-1978	0.056	0.051	0.061
1979-1983	0.056	0.051	0.061
1984-1988	0.060	0.054	0.065
1989-1993	0.059	0.053	0.065
1994-1998	0.076	0.069	0.083
1999-....	0.076	0.068	0.083

Nota: intervalos de confianza al 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Cuadro 6.34: Probabilidades predichas de pobreza laboral relativa anclada, según cohorte

Cohorte	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior
....-1908	0.502	0.436	0.568
1909-1913	0.606	0.544	0.669
1914-1918	0.525	0.460	0.590
1919-1923	0.432	0.368	0.496
1924-1928	0.483	0.418	0.548
1929-1933	0.403	0.341	0.466
1934-1938	0.415	0.352	0.478
1939-1943	0.389	0.327	0.450
1944-1948	0.406	0.344	0.469
1949-1953	0.411	0.348	0.474
1954-1958	0.425	0.362	0.489
1959-1963	0.440	0.377	0.504
1964-1968	0.441	0.378	0.505
1969-1973	0.440	0.377	0.504
1974-1978	0.422	0.359	0.486
1979-1983	0.409	0.346	0.471
1984-1988	0.421	0.358	0.484
1989-1993	0.427	0.363	0.490
1994-1998	0.447	0.383	0.511
1999-....	0.435	0.371	0.499

Nota: intervalos de confianza al 95 %.

Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.