

Pobreza laboral en Chile, 1990-2017. Análisis de edad, periodo y cohorte.

Daniel Fredes García.

Cita:

Daniel Fredes García (2019). *Pobreza laboral en Chile, 1990-2017. Análisis de edad, periodo y cohorte. XXXII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Sociología. Asociación Latinoamericana de Sociología, Lima.*

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/000-030/1833>



Pobreza laboral en Chile, 1990-2017. Análisis de edad, periodo y cohorte

Daniel Fredes García

Resumen

La precarización del trabajo ha sido un lugar recurrente en las reflexiones sobre el modelo neoliberal. Sin embargo, la precariedad laboral en los países en desarrollo y subdesarrollados es, en realidad, un fenómeno anterior al neoliberalismo. En ese sentido, para describir adecuadamente el deterioro de las relaciones laborales no basta con simplemente enunciar su precarización por contraste a una situación anterior lo que solo fue efectivo en países desarrollados, sino que es necesario profundizar en el análisis de estos cambios, sus fuentes explicativas y efectos heterogéneos.

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 las características asociadas a este fenómeno, a nivel de individuos, hogares, ocupaciones y empresas (Maldonado, Prieto y Feres, 2018; Bennett, 2017; Ministerio de Desarrollo Social, 2015a; Duran y Kremerman, 2015). Insertándose en esta brecha de conocimiento, el presente estudio se interroga cómo ha evolucionado de la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile durante el periodo 1990-2017, mediante un análisis edad periodo cohorte con modelos logísticos de efectos mixtos sobre una serie de datos transversales Encuestas Casen 1990-2017.

Los hallazgos principales son 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 las personas nacidas desde el año 2000 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.

Palabras claves

Pobreza laboral, cohorte, edad, periodo, Chile.

Introducción

La precarización del trabajo ha sido un lugar recurrente en las reflexiones sobre el modelo neoliberal. Los fenómenos globales de reestructuración productiva y declive de los Estado de bienestar, ocurridos en las últimas tres décadas del siglo XX, plantearon una redefinición profunda del trabajo. Hubo quienes, apresurados, postularon el descentramiento del



trabajo en la sociedad e incluso su fin (Gorz, 2001), y también, otros que sostuvieron la tesis de la emergencia de una nueva morfología del trabajo, con una creciente heterogeneización, complejización y fragmentación del trabajo (Antunes, 2009). Hubo también quienes se centraron en dar cuenta de la emergencia de nuevos problemas sociales asociados a dichos fenómenos e incluso dar cuenta de cambios en la estructura de clases como efecto de la implantación del modelo neoliberal (Portes y Hoffman, 2003). Sin embargo, la precariedad laboral en los países en desarrollo y subdesarrollados es, en realidad, un fenómeno anterior al neoliberalismo. Por ejemplo, Lohmann y Marx (2018: 23) han planteado que en estas sociedades la pobreza laboral es en realidad un fenómeno más antiguo, aunque también menos estudiado. En ese sentido, para describir adecuadamente el deterioro de las relaciones laborales no basta con simplemente enunciar su precarización por contraste a una situación anterior lo que solo fue efectivo en países desarrollados, sino que es necesario profundizar en el análisis de estos cambios e identificar sus diversas fuentes explicativas.

A diferencia del concepto de pobreza, la pobreza laboral no está inmediatamente asociada con la ausencia de trabajo, sino que justamente con las características de éste. Como han destacado Tiende, Lichter y Sanders (2015), en la sociedad contemporánea el trabajo ha sido visualizado como la principal palanca de movilidad social, de manera que las políticas orientadas a la reducción de la pobreza, frecuentemente consisten en transferencias de herramientas para mejorar la inserción en el mercado laboral. De esta manera, el hecho de que existan hogares en situación de pobreza con uno o más de sus miembros trabajando ha capturado tradicionalmente una menor atención pública y científica social. Sin embargo, en el contexto específico del debate respecto de los efectos del neoliberalismo sobre las relaciones laborales, el concepto de pobreza laboral ha tomado mayor relevancia, en tanto permite distinguir entre las personas en situación de pobreza, aquellas que se encuentran trabajando (Lohmann y Marx, 2018). En ese sentido, el estudio de la pobreza laboral puede ser considerado como una aproximación, más precisa conceptualmente y empíricamente sustentada, a la discusión sobre la precarización del trabajo. En Chile, Maldonado, Prieto y Feres (2018) han estimado que la probabilidad de ser un trabajador pobre ha descendido sistemáticamente en el periodo 1990-2013, pero que de igual manera para el año 2013 la tasa de pobreza laboral seguía siendo alta en comparación a otros países miembros de la OCDE. Además, Benneth (2017) recientemente estimó que, para el mismo año, la tasa de pobreza en el trabajo se ubicaba entre 2.67 y 5.57, dependiendo de la forma de medición de la pobreza empleada. A su vez, Duran y Kremerman (2015) han estimado, también en base a los datos de la Encuesta Casen 2013, que en Chile hay un 8.1 % de trabajadores pobres porcentaje sobre el total de trabajadores del país, utilizando una medida absoluta



de la pobreza sobre el total de ingresos del hogar. Mientras que, si se consideran solo los ingresos autónomos del hogar, habría un 17.6 % de trabajadores pobres. Y, por último, el Ministerio de Desarrollo Social (2014) informó que, respecto de los mismos datos, en los hogares pobres hay en promedio 0.9 personas ocupadas y que solo un 30.6 % de los hogares pobres no posee ningún integrante ocupado. Por lo tanto, la pobreza laboral es un fenómeno social que actualmente afecta a un sector considerable de la población.

Sin embargo, los estudios sobre pobreza laboral en Chile son recientes y poco numerosos, estando principalmente orientados hacia estimar la cantidad de trabajadores pobres, como también, a la descripción de las características asociadas a este fenómeno, a nivel de individuos, hogares, ocupaciones y empresas (Maldonado, Prieto y Feres, 2018; Bennett, 2017; Ministerio de Desarrollo Social, 2015a; Duran y Kremerman, 2015).

Así, considerando tanto las brechas de conocimiento en la temática como la existencia de un alta de disponibilidad de datos socioeconómicos en Chile desde el inicio de la década de los 90s del siglo pasado, se plantea como factible y relevante realizar un estudio enfocado en describir la evolución la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile durante el periodo 1990-2017. De esta manera, la pregunta de investigación es: ¿Qué factores explican la evolución de la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile durante el periodo 1990-2017?

De acuerdo con Firebaugh (2008), el cambio social, es entendido como la variación a nivel agregado de un atributo o comportamiento dado, en un grupo de individuos, como lo es en este caso, la pobreza laboral. Según el autor, los estudios basados en datos transversales repetidos permiten describir el cambio social agregado, aunque no explicar los cambios a nivel individual. De esta manera, investigaciones sustentadas en este tipo de información pueden enfocarse en alguna de estas tres interrogantes¹:

¿Durante un periodo dado, ha cambiado la asociación entre dos variables? ¿De qué manera ha variado dicha asociación?

¿Cómo ha evolucionado una variable a lo largo del tiempo? ¿Ha variado al mismo ritmo y dirección en todos los grupos que componen la sociedad?

Y, ¿cuánto del cambio agregado de una variable puede ser asociado a cambios de la composición poblacional?

Para responder este tipo de interrogantes se ha desarrollado la denominada perspectiva EPC (Yang, 2008; Yang y Land, 2008; Yang y Land, 2006; Fienberg y Mason, 1979). 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, acotados en una variable de interés la pobreza laboral, mediante la identificación de la influencia ejercida por cada uno de estos procesos causales.

Entonces, el presente estudio se propone, a través de un análisis EPC implementado mediante la estimación de modelos lineales generalizados jerarquía mixta, de tipo logístico, sobre la serie de Encuestas Casen 1990-2017 describir la evolución de la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile. Para esto, se descompusieron las fuentes de cambio en efecto periodo, efecto cohorte y efecto edad, para analizar posteriormente como se combinan dichas fuentes de cambio que operan a la base del proceso general de precarización del trabajo. De esta manera, se pretende aportar con una comprensión más precisa de los efectos del neoliberalismo sobre las relaciones laborales.

2. Objetivos

2.1. Objetivos generales

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

2.2. Objetivos específicos

Estimar la probabilidad de pobreza laboral en Chile, durante el periodo 1990-2017.

Identificar el efecto edad sobre la probabilidad de pobreza laboral en Chile, durante el periodo 1990-2017.

Identificar el efecto periodo sobre la probabilidad de pobreza laboral en Chile, durante el periodo 1990-2017.

Identificar el efecto cohorte sobre la probabilidad de pobreza laboral en Chile, durante el periodo 1990-2017.



3. Revisión de literatura

La pobreza laboral puede ser definida como el conjunto de personas que trabajan y viven en un hogar pobre. Sin embargo, como señala Loman (2018:7), esta definición general encierra dos interrogantes: ¿A quiénes y bajo qué criterios se puede considerar como trabajadores? Y, ¿qué es la pobreza? Dependiendo de la manera en que se han contestado ambas preguntas, han emergido distintos conceptos y medidas de la pobreza laboral, que a su vez generan indicadores disímiles.

Loman (2018) analizó como afecta usar uno u otro concepto medida para estimar la tasa de pobreza laboral en Europa, comparando los conceptos métodos empleados por ILO (OIT en español), Eurostat (Oficina Europea de Estadística) y BLS (Bureau of Labor Statistics – Oficina de Estadísticas Laborales de Estados Unidos). Se concluyó que, en países de medianos y altos ingresos, el uso de conceptos de pobreza relativa permite identificar potencialmente a una mayor cantidad de personas como trabajadores pobres y que a su vez, el uso de criterios más laxos para identificar a las personas que trabajan, también permite 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 particularmente relevantes para el caso de Chile, país que además de ser considerado como de ingreso medio, exhibe bajos niveles de pobreza severa o miseria junto a altos niveles de desigualdad. A continuación, se exponen brevemente los principales conceptos de pobreza y de lo que es estar trabajando, explicitándose hacia el final cuál de ellos se emplea.

3.1. Conceptos de pobreza

Según Salama y Destremau (200-2), en el debate contemporáneo pueden distinguirse tres grandes líneas de conceptualización de la pobreza: los enfoques monetarios, no monetarios y subjetivos. Estos tres enfoques han raspón dado, también, de manera diversa a las tres interrogantes de la medición de la pobreza: 1) definir que se va a medir; 2) establecer cómo se van a identificar a los individuos pobres; y 3) definir como agregar la información a nivel de indicadores globales (Foster, Seth, Lokshin y Sabaja, 2013: 26).

El enfoque monetario de la pobreza es el más ampliamente utilizado a nivel mundial. En este contexto, se entiende a la pobreza como una situación donde ciertos individuos son incapaces de captar la cantidad de ingresos necesarios para alcanzar un nivel de consumo y/o bienestar considerado como aceptable. En torno a cómo establecer qué nivel de consumo y/o bienestar debe fijarse como estándar de identificación de los individuos pobres existen tres aproximaciones: pobreza absoluta, pobreza relativa y una



aproximación mixta denominada 'pobreza relativa anclada' (Foster, Seth, Lokshin y Sabaja, 2013: 2627).

La pobreza absoluta es el modo de aproximación más ampliamente utilizado en países de bajos y medios ingresos. La identificación de los individuos pobres se hace a través de la definición de una línea de pobreza que representa el conjunto de necesidades básicas de los individuos, esto es, bienes y servicios considerados como absolutamente necesarios. Su principal fortaleza es que permite realizar, de manera transparente, comparaciones longitudinales, ya que los cambios en los indicadores de pobreza absoluta pueden ser atribuidos a cambios en la pobreza real y no a modificaciones en el criterio de identificación de los individuos pobres (línea de la pobreza). Sin embargo, se le critica ser una medición poco sensible a formas no extremas de pobreza o miseria.

Por otra parte, la pobreza relativa es un modo de aproximación más utilizado en países de ingresos altos y medios. La identificación de los individuos pobres se hace a través de la definición de una línea de pobreza que represente tal una posición en la distribución del ingreso. Por ejemplo, en los países de la Unión Europea se utiliza como umbral de pobreza al 60 % de la mediana nacional de ingreso disponible (Foster, Seth, Lokshin y Sabaja, 2013: 28). Su principal fortaleza es su mayor capacidad para visibilizar formas menos severas de pobreza, como también, considerar en su conceptualización y medición el vínculo estrecho existente entre pobreza y desigualdad. Sin embargo, se le critica su baja comparabilidad longitudinal, ya que cambios del indicador en el tiempo pueden deberse tanto a cambios en la pobreza real como a desplazamientos de la línea de pobreza asociados con cambios en la estructura general de distribución del ingreso.

Por último, están 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, Seth, Lokshin y Sabaja, 2013: 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 de los umbrales relativos frente a los absolutos. De esta manera, 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).

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. 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, mi potencia, exclusión social y otros” (Kakwani y Silber, 2008:14). Si bien este enfoque puede resultar interesantes en términos sustantivos, en Chile no axis te 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 (Loman, 2018).

El enfoque subjetivo de la pobreza se aproxima al fenómeno en cuestión desde relevar la experiencia de los individuos considerados como pobres (Si lama y Destrama, 200-2). Este enfoque no tiene pertinencia con el objeto de estudio de la presente investigación.

Por lo tanto, en este estudio se emplear ‘a el enfoque monetario mixto o de la pobreza relativa anclada, ya que, por un lado, resulta más adecuado con las características de los datos secundarios a emplear encuesta de ingreso a hogares y, por otro, su mayor sensibilidad a las formas menos severas de pobreza es coherente con las características del objeto de estudio trabajadores pobres en Chile, 1990-2017. Asimismo, la característica “anclada” del umbral relativo a emplear permite aumentar la comparabilidad del indicador sin tener que asumir las desventajas del enfoque de pobreza absoluta. Concretamente, se fijar ‘a como umbral al 60 % de la mediana de ingreso registrada en el año 2017, a partir de la cual se realizarán ajustes por deflación registrada en los años anteriores.

3.2. Situación laboral: identificando a los que tras bajan

La identificación de las personas que trabajan depende de los siguientes criterios: 1) la definición de la población que potencialmente puede ser considerada como trabajadora; 2) estatus de actividad que se incluirán en la definición; 3) la definición del periodo de referencia; 4) la definición de una duración mínima de la relación laboral; y 5) la definición de un mínimo de horas de trabajo.

En Chile, las estadísticas laborales y en particular, la Encuesta Casen ha definido estos elementos de la siguiente manera: 1) desde 1990 a 2015 la por ablación 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 en cuentan ocupadas por lo tanto, se excluye a quienes están buscando trabajo o nunca han trabajado; 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, resalta 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 solo 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.

3.3. Pobreza laboral

Por lo tanto, la pobreza laboral ser 'a entendida como el conjunto de individuos que trabajan y a la vez, son integrantes de un hogar clasificado como pobre. Donde para ser considerado como trabajador se debe tener 15 años o más y haber trabajado durante la semana anterior a la encuesta. Y para ser considerado como parte de un hogar pobre, el ingreso per cápita del hogar debe estar por debajo del umbral de pobreza relativa anclada definida 60 % de la mediana de ingreso per cápita del año 2017 ajustada por inflación.

3.4. Los efectos edad, periodo y cohorte sobre la pobreza laboral

En el enfoque EPC el cambio social es descompuesto en tres fuentes ex placativas: edad, periodo y cohorte. Los efectos edad representan la variación de los individuos en el tiempo, provocada por cambios psicológicos, acumulación de experiencia social y/o cambios de rol o status (e. g. adquisición de experiencia laboral) (Yang y Land, 2006). Los efectos periodo representan la variación en el tiempo que afecta simultáneamente a todos los individuos, comúnmente producto de cambios sociales, culturales, económicos o físicos en el entorno (e g. cambios globales en la distribución del ingreso) (Yang y Land, 2006). Y los efectos cohorte, representan la variación entre conjuntos de individuos que comparten experiencias comunes como años de nacimiento u otros, pero que, en general, son experiencias formativas compartidas al interior de los grupos de edad o generaciones (e g. desigual distribución de la educación entre las distintas cohortes) (Yang y Land, 2006). De esta manera, el propósito fundamental de los análisis EPC es identificar el impacto separado de los efectos edad, periodo y cohorte para, entonces, comprender la manera en que ha cambiado la sociedad.

Como han destacado Fose y Winship (2019), los efectos edad, periodo y cohorte no pueden ser directamente interpretados como efectos causales, sino más bien como indicadores de procesos causales subyacentes, que típicamente permanecen no observados. En ese sentido, un análisis EPC permite generar descripciones del proceso de cambio social y más aún, sirve como guía para la generación de hipótesis explicativas que pueden ser contrastadas empírica mente en estudios posteriores.



Brady (2019) ha destacado que el 'área de estudio 'pobreza' se ha caracterizado por presentar un deficitario debate teórico respecto de las causas de la pobreza. De manera similar, según Lohmann y Marx (2018) en el campo específico de los estudios sobre pobreza laboral, tampoco existen teorías hegemónicas, sino que más bien un abanico amplio y disperso de hallazgos empíricos. Esto, sin duda, representa un desafío para la conceptualización de los efectos edad, periodo y cohorte asociados a la pobreza laboral.

Siguiendo a Brady (2019), es posible distinguir tres teorías explicativas sobre la pobreza: las teorías conductuales, estructurales y políticas de la pobreza. Estas teorías no son necesariamente excluyentes entre sí, sino que pueden entenderse como explicaciones parciales de la complejidad del fenómeno estudiado.

Las teorías conductuales de la pobreza se centran en una búsqueda por dar cuenta de cómo los comportamientos individuales, estando asociados a contextos culturales y/o incentivos racionales, operan como un mecanismo productor de pobreza. De esta manera, la pobreza es explicada en función de ciertos comportamientos identificados como productores de pobreza o como factores de riesgo, tales como la maternidad adolescente o el desempleo.

En cambio, las teorías estructurales de la pobreza se centran en investigar como los contextos económicos y demográficos son causas de la pobreza mediante tres mecanismos. En primer lugar, existen planteamientos que enfatizan que ciertos contextos estructurales favorecerían el surgimiento de conductas problemáticas que causan la pobreza. En segundo lugar, se ha sostenido que algunas variables estructurales causarían directamente la pobreza. Y, en tercer lugar, se ha enfocado a los contextos estructurales como variables que moderan la relación existente entre comportamientos y pobreza. De esta manera, ya sea entendiendo a los contextos económicos y demográficos como cumpliendo un rol de antecedente causal, causa directa o mediador en la explicación de la pobreza, la idea común a estos planteamientos es que estas variables macro y meso sociales explicarían parte importante del fenómeno en cuestión.

Finalmente, las teorías políticas de la pobreza se caracterizan por entender a la pobreza como un resultado de las relaciones de poder y las decisiones colectivas sobre la distribución de los recursos. Estas teorías sostienen que el poder y las instituciones definen las políticas públicas, las que a su vez pueden ser entendidas como causas de la pobreza y también como moderadoras del vínculo causal que existiría entre ciertas conductas y pobreza. También existen planteamientos que enfocan a las instituciones y las relaciones



de poder como causas directas de la pobreza y/o como moderadores de la asociación entre comportamientos individuales y pobreza.

Por su parte, Lohmann y Marx (2018:3) sostienen que la evidencia inter nacional acumulada permite distinguir como factores que influyen sobre la pobreza laboral a la distribución de los ingresos del mercado laboral, los patrones de vida familiar (estructura del hogar), la división del trabajo al interior de los hogares y la redistribución vía impuestos y transferencias.

De esta manera, el efecto edad puede ser pensado, en general, compuesto por aquellos cambios que ocurren en los individuos a lo largo de su ciclo de vida que impactan sobre la probabilidad de pobreza laboral. Maldonado, Prieto y Ferres (2018) han constatado que la edad ingresada al modelo bajo una transformación cuadrática presenta un coeficiente de signo negativo sobre la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile. A partir de este hallazgo, es posible esperar que a medida que las personas envejecen van experimentando también una disminución de la probabilidad de ser trabajadores pobres.

Lo anterior, puede ser explicado conceptualmente como efecto de la formación de capital humano, mediante la acumulación de experiencia laboral (LópezBazo y Motilón, 2012; Varela, Ocegueda, Castillo y Huber, 2010). Empíricamente, tanto en países europeos (LópezBazo 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, lo que a nivel agregado mayor capital humano promedio se expresa también como menores brechas salariales. Sin embargo, se ha observado también que, entre los componentes del capital humano, la educación genera mayores retornos monetarios y empleabilidad que la experiencia laboral (LópezBazo y Motellón, 2012; Varela, Ocegueda, Castillo y Huber, 2010). Sin embargo, también pueden subyacer al efecto edad otros mecanismos causales no directamente observados relacionados con aspectos conductuales asociados a la pobreza laboral que varían a lo largo del ciclo vital de los individuos, tales como la disminución de ciertas conductas de riesgo.

El efecto cohorte puede ser pensado, en general, como la variación entre grupos de individuos que comparten experiencias tales como años de nacimiento, casamiento u otros, pero que, en general, son experiencias formativas compartidas al interior de los grupos de edad o generaciones. En relación con la pobreza laboral, el efecto cohorte se podría conceptualizar como capturando el impacto de una amplia gama de políticas públicas y transformaciones sociales, económicas, demográficas y/o culturales que operan de



manera exclusiva antes que los individuos ingresen al mercado laboral, configurando modos de inserción laboral que se diferencian por generación. En ese sentido, volviendo sobre la teoría de formación de capital humano (L'opezBazo y Motellón, 2012; Varela, Ocegueda, Castillo y Huber, 2010), el efecto cohorte puede pensarse como principalmente asociado a la educación, aunque también podrían considerarse otros activos desigualmente distribuidos entre generaciones, derivados de políticas públicas enfocadas en la infancia y juventud o cambios generacionales en las estructuras familiares. En ese sentido, al efecto cohorte subyacen mecanismos causales de tipo estructurales y políticos que configuran distintos grados de riesgo de pobreza laboral entre generaciones, ya sea directamente o a través de estimular el desarrollo de comportamientos diferenciados por cohortes.

Al respecto, en Chile se ha constatado que a mayor educación hay también una menor probabilidad de ser un trabajador pobre (Maldonado, Prieto y Feres, 2018; Bennet, 2017). Por otra parte, Sapelli (2011a, 2011b) en el marco de estudios sobre la evolución de la desigualdad en Chile, realizados sobre series de encuestas transversales con metodología EPC mediante regresiones lineales con descomposiciones de tipo Deaton, observo que entre las generaciones más jóvenes la desigualdad de ingresos es menor.

Sapelli (2011a, 2011b) sostiene que el efecto cohorte sobre la desigualdad ha seguido la forma de una 'U' invertida. De manera más precisa, se observó para las cohortes nacidas entre 190-21928 el coeficiente GINI de desigualdad se mantuvo estable, para luego aumentar en las cohortes nacidas entre 19291951, seguido de un descenso continuo para los nacidos desde 1952 hasta 1978 (Sapelli, 2011a, 2011b). 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 logran 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) argumenta 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 la pro brema de colonialidad 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.

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 (Maldonado, Prieto y Feres, 2018; Bennet, 2017), permiten esperar, de manera razonable, que las cohortes más jóvenes presenten una menor probabilidad de ser un trabajador pobre que las cohortes más antiguas.

Antunes (2009) en su argumento sobre el fraccionamiento, heterogeneización y complejización de la morfología del trabajo, ha destacado que se ha configurado una franja minoritaria de trabajadores, altamente calificados y con condiciones laborales sustancialmente mejores que el resto, junto a otra franja también minoritaria de trabajadores principalmente asociados a labores productivas que requieren calificaciones específicas y cuyas condiciones laborales han sido deterioradas solo parcialmente, y una amplia franja de sub proletarios, asociados principalmente a labores de servicios e informalidad, que no requieren calificación, y cuyas condiciones laborales están altamente deterioradas.

Un argumento similar es el que ha levantado el PNUD (2017), al sostener que uno de los factores de la desigualdad en Chile es una estructura productiva con circuitos diferenciados de productividad, cualificaciones y calidad del empleo, que genera una gran masa de trabajadores con bajos ingresos.

Lo anterior, puede resultar sugerente en términos de conceptualizar a la educación como una variable moderadora del efecto cohorte, ya que es esperable que la adquisición de educación no signifique la misma disminución de probabilidad de ser un trabajador pobre en todas las cohortes por igual, ya que ellas presentan un acceso diferenciado a la educación. De esta manera, se podría esperar una disminución progresiva del efecto negativo de la educación por sobre la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile, en tanto a medida que la educación se ha ido masificando también ha ido disminuyendo su tasa de retorno (Klapp y Candia, 2016).

El efecto periodo puede ser definido, en general, como la variación en el tiempo que afecta simultáneamente a todos los grupos de edad, comúnmente producto de cambios sociales, culturales, económicos o físicos en el entorno. De esta manera, es posible plantear que al efecto periodo subyacen mecanismos causales de tipo estructural principalmente económicos y políticas relaciones de poder, contexto institucional y políticas públicas.



Relacionado con aquello, Larranaga y Rodríguez (2015) han estudiado 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, Prieto y Feres (2018: 405) 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, 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 tasas de pobreza laboral absoluta y relativa.

Al respecto, PNUD (2017) calculo la desigualdad de ingreso personal en Chile durante el periodo 1985-2009 (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 paso 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, Prieto y Feres (2018: 400) 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.

3.5. Otros factores explicativos de la probabilidad de ser trabajador pobre

A la fecha, solamente dos estudios han abordado el análisis de los factores asociados a la probabilidad de ser un trabajador pobre. Por un lado, Bennett (2017: 34), a través de la estimación de modelos de regresión logísticos sobre datos de la Encuesta Casen 2013, concluyo que: 1) las mujeres tienen menores probabilidades de ser trabajadoras pobres solo si no son jefes de hogar; 2) la probabilidad de ser pobre disminuye con la edad y que, por ende, los jóvenes tienen un mayor riesgo de caer en la pobreza laboral; 3) la existencia de pensionados en el hogar reduce el riesgo de ser un trabajador pobre; y 4) los trabajadores con salarios bajos, los trabajadores no registrados (informales) y los trabajadores a tiempo parcial tienen más probabilidades de ser pobres en todos los sectores económicos.

Por otra parte, Maldonado, Prieto y Feres (2018: 410-411), analizando modelos de regresión logística binaria sobre datos de la Encuesta Casen 2013, concluyeron que el empleo informal está asociado con una mayor probabilidad de ser un trabajador pobre, junto con los empleos con salarios bajos, los contratos a plazo fijo y el autoempleo. Además, los autores identificaron una importante brecha de género en la distribución de la probabilidad de caer en pobreza laboral.

Así, los factores explicativos de la probabilidad de ser trabajador pobre, que serán considerados como variables de control son: número de trabajadores en el hogar, tipo de ocupación, sector económico, nivel educacional, condición de beneficiario de transferencias públicas, genero, estado civil, área geográfica, sexo del jefe de hogar , edad del jefe de hogar, cantidad de miembros en el hogar, cantidad de miembros en el hogar de 0 a 5 años, 6 a 14 años y mayores de 65 años (Maldonado, Prieto y Feres, 2018; Bennet, 2017).

4. Hipótesis

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

H1: A mayor edad existe también una menor probabilidad de ser un trabajador pobre, siguiendo un patrón cuadrático.

H2: Existe un efecto periodo de signo negativo sobre la probabilidad de ser un trabajador pobre en Chile.



H3: Las cohortes más jóvenes presentan una menor probabilidad de ser un trabajador pobre que las cohortes más antiguas.

5. Métodos

5.1. Datos y muestras

Se analizaron las bases de datos correspondientes a las Encuestas Casen de los años 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2003, 2006, 2009, 2011, 2013, 2015 y 2017. Todas las bases de datos, cuestionarios y documentos técnicos son de acceso público y se encuentran disponible para ser descargadas desde el sitio web del Ministerio de Desarrollo Social del Gobierno de Chile.

Todas las versiones de la Encuesta Casen han trabajado con muestreos estratificados, por conglomerados y polietápicos también llamados diseños muestrales complejos. Esto asegura que todas las encuestas cuentan con representatividad nacional, a la vez que hace preferible clusterizar la estimación de los errores estándar. Sin embargo, se desestimó trabajar con clustered standard errors dada la alta demanda computacional involucrada en la estimación de modelos mixtos complejos con una base de datos masiva y que, como con sensibilidad, los modelos mixtos utilizados permiten contabilizar por parte de la heterogeneidad del error.

Las bases de datos originales contienen cada una entre 105,189 casos (1990) y 269,968 casos (2015). La base de datos del año 2017 contiene 216,439 casos. No obstante, el estudio se centrará solo en la población de 15 a 89 años, ya que, por un lado, se levantan estadísticas laborales solo para las personas con 15 años o más y, por otro lado, para las personas con 90 años o más no existe la suficiente cantidad de casos para realizar análisis estadísticamente eficientes. Además, fueron eliminados los casos con información faltante en las variables dependientes, quedando, por tanto, la cantidad de casos analizados en 1,984,456 (detalle en Tabla 1).

5.2. Variables

La variable dependiente es 'pobreza laboral'. La identificación del trabajador pobres depende de tres definiciones previas: ingresos, pobreza y trabajador.

En la presente investigación se decidió trabajar con el ingreso total per cápita de los hogares, esto es, la suma de los ingresos monetarios del hogar dividido por el número de miembros del hogar (Ministerio de Desarrollo Social, 2016). A su vez, los ingresos monetarios son los ingresos autónomos de un hogar más los subsidios monetarios que percibe, donde los ingresos autónomos son la suma de pagos que reciben las personas de un hogar, los que pueden provenir del trabajo y/o de la propiedad de activos².



	Frecuencia	%	%a.
1990	71,917	3.62	3.62
1992	99,723	5.03	8.65
1994	122,952	6.20	14.84
1996	93,530	4.71	19.56
1998	120,699	6.08	25.64
2000	180,269	9.08	34.72
2003	188,128	9.48	44.20
2006	204,506	10.31	54.51
2009	192,757	9.71	64.22
2011	155,615	7.84	72.06
2013	170,559	8.59	80.66
2015	211,006	10.63	91.29
2017	172,795	8.71	100.00
Total	1,984,456	100.00	100.00

Tabla 1: Cantidad de casos por año de encuesta. Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Es importante recalcar que hasta 2013 la serie de Encuestas Casen han ajustado la medición de ingresos al Sistema de Cuentas Nacionales. Esta práctica se eliminó en 2013 por considerarse que aumentaba el error total de encuesta mediante agregar errores de ajuste, al no considerarse adecuada mente la subdeclaración de ingresos en los sectores socioeconómicos más altos y otras dificultades propias de la medición de ingresos. Sin embargo, la serie completa comparte una conceptualización y método de medición comparable en términos longitudinales.

Por otra parte, se adoptó una definición relativa de la pobreza anclada y en concordancia con las estrategias de medición crecientemente utilizadas a nivel internacional (Foster, Seth, Lokshin y Sabaja, 2013), se fijó el umbral de pobreza relativa en el 60 % de la mediana nacional del ingreso total per cápita de los hogares en 2017. Así, el umbral de pobreza anclado al año 2017 fue fijado en \$147,175 pesos, a partir del cual se realizarán ajustes por inflación para los años anteriores³. En la Tabla 2 se presentan los valores del umbral de pobreza relativa anclada al año 2017 para cada año.



	Umbral
1990	38,034
1992	50,815
1994	62,511
1996	72,213
1998	80,272
2000	85,975
2003	92,703
2006	100,398
2009	115,130
2011	121,745
2013	127,227
2015	140,340
2017	147,175

Tabla 2: Umbral de pobreza relativa anclada al año 2017. Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Para identificar a los trabajadores se adoptó la definición de ‘ocupado’ acunada por el Ministerio de Desarrollo Social (2015a) para el desarrollo de la Encuesta Casen 2015. Por lo tanto, se considera como trabajador a aquellos individuos con 15 años o más, que durante el periodo de referencia (semana anterior a la aplicación del cuestionario), realizaron alguna actividad productiva a cambio de algún tipo de remuneración en dinero o especies excluyendo los quehaceres del hogar. También se considera como ocupadas a las personas que trabajaron en una actividad informal u ocasional, o que estuvieron temporalmente ausente de su trabajo (licencia médica, vacaciones, etc.). Como se puede observar en la Tabla 3, el porcentaje de personas que trabajan se mantiene relativamente estable durante el periodo analizado.

Entonces, la variable dependiente pobreza laboral fue implementada de la siguiente manera:

- (1) Pobreza laboral: individuos ocupados que viven en hogares que, considerando sus ingresos totales per capita, fueron clasificados como en situación de pobreza relativa anclada;



	Ocupados (%)
1990	48.41
1992	51.48
1994	51.27
1996	51.82
1998	50.84
2000	50.17
2003	51.67
2006	53.28
2009	50.26
2011	51.88
2013	53.53
2015	54.29
2017	55.12

Tabla 3: Porcentaje de personas ocupadas, según año. Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

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

Nótese que los individuos que no trabajan son sistemáticamente marginados de la variable dependiente, convirtiéndose en datos perdidos correspondiente a un 49.95 % de la muestra. Esta característica del concepto pobreza laboral implica la generación de un fuerte sesgo de selección sobre las estimaciones, lo que fue enfrentado mediante el uso de un ponderador de probabilidad inversa estabilizada estimado sobre el total de casos presentados en la Tabla 1.

Por otra parte, las variables independientes de interés son edad, periodo y cohorte. Donde, la edad es medida en años cumplidos. El periodo corre desde el año de la encuesta 13 en total. Y las cohortes son 10 agrupaciones de individuos, según el año de nacimiento en lapsos de 10 años⁴.

Por último, las variables son: número de trabajadores en el hogar, tipo de ocupación, sector económico, nivel educacional, condición de beneficiario de transferencias públicas, género, estado civil, área geográfica, 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 con 66 años o más en el



hogar. Se pueden consultar los estadísticos descriptivos de las variables incluidas en los modelos principales en la Tabla 4.

	N	Media	Des. Est.	Min	Max
Pobreza laboral	987,143	1.420	0.494	1	2
Edad	987,143	40.222	13.638	15	89
Periodo	987,143	2,005.556	8.205	1,990	2,017
Cohorte	987,143	6.090	1.508	1	10
Género	987,143	1.351	0.477	1	2
Estado civil	987,143	2.569	1.741	1	5
Nivel educacional	987,143	4.243	1.685	1	7
Área geográfica	987,143	1.283	0.451	1	2
Tipo de ocupación	987,143	2.614	0.656	1	4
Sector económico	987,143	2.278	0.852	1	3
Condición de beneficiario	987,143	1.528	0.499	1	2
Número de ocupados en el hogar	987,143	2.046	1.043	1	13
Miembros en el hogar	987,143	4.225	1.903	1	25
Miembros de 0 a 5 en el hogar	987,143	0.391	0.650	0	7
Miembros de 6 a 14 en el hogar	987,143	0.607	0.833	0	9
Miembros de 66 o más en el hogar	987,143	0.229	0.521	0	7
Género del jefe de hogar	987,143	1.247	0.432	1	2
Edad del jefe de hogar	987,143	49.569	14.006	15	110

Tabla 4: Estadísticos descriptivos. Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

5.3. Estrategia de análisis

Se elaboró una estrategia de análisis fundamentada en el enfoque edad periodo cohorte (EPC) con modelos de efectos mixtos sobre series de datos transversales, desarrollado por Yang y Land (2006). Adicionalmente, se incluyó un ponderador de probabilidad inversa estabilizada o SIPW (stabilized inverse probability weighting) para disminuir el sesgo de selección en las estimaciones, de acuerdo a los planteamientos desarrollados por Hernán y Robin (2019a, 2019b).

Como se señaló anteriormente, la variable dependiente presenta un severo problema de selección, ya que define como casos perdidos a todas las personas que no trabajan. De esta manera, una estimación directa de los efectos EPC sin corregir este sesgo no genera resultados válidos.

El SIPW es un método semiparamétrico que permite afrontar problemas altamente dimensionales, con múltiples variables e incluso tratamientos no dicotómicos (Hernán y Robins, 2019b: 11). El uso de este tipo de ponderadores opera generando una pesada población donde la probabilidad de selección es aleatoria en función de un set de variables definido.



Cuando un individuo no trabaja, el ponderador se calculó aplicando la siguiente fórmula:

$$\text{SIPW} = \frac{1 - \Pr(C = 1)}{1 - \Pr(C = 1|A, L)} \quad (1)$$

Mientras que cuando un individuo trabaja, el ponderador se calculó aplicando la siguiente fórmula:

$$\text{SIPW} = \Pr(C = 1) \Pr(C = 1|A, L) \quad (2)$$

Donde C es la variable de selección 'Situación ocupacional', que asume valor 0 cuando un individuo fue excluido de los modelos estimados por no encontrarse trabajando y 1, cuando fue incluido en el estudio por estar trabajando. A representa a la variable tratamiento o variable independiente de interés. En este caso, edad, edad2, periodo y cohorte. Y L corresponde a un set de variables. En este caso, genero, estado civil, nivel educacional, conde con de beneficiario, genero del jefe de hogar, edad del jefe de hogar, área de residencia (rural o urbana), cantidad de miembros del hogar, cantidad de integrantes del hogar con 0 a 5 años, cantidad de integrantes del hogar con 6 a 14 años y cantidad de miembros del hogar con 66 años o más. Ambos términos de las fórmulas fueron estimados mediante regresiones logísticas sobre el total de casos presentados en la Tabla 1. Adicionalmente, se truncaron los valores obtenidos en los percentiles 1 y 99, de manera que $0.50-2784 \leq \text{SIPW} \leq 5.795683$. Esto fue hecho con el propósito de optimizar el balance del ponderador, de acuerdo a las recomendaciones de Cole y Herman (2008), y Seaman y White (2013).

El ponderador de probabilidad inversa estabilizada para corregir por sesgo de selección calculado de esta manera varía entre 0.50 y 5.80, con una media de 0.97 y una desviación estándar de 0.82. Al respecto, es importante señalar que de acuerdo con las orientaciones de Hernán y Robins (2019b), un ponderador SIPW 'óptimo' debiera presentar una media de 1. En ese sentido, se puede evaluar como bueno el ponderador estimado.

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 colonialidad perfecta entre edad, periodo y cohorte ($C = P - E$), se generará una matriz singular inidentificable. Por lo tanto, será imposible estimar el efecto para 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 de contingencia para edad periodo con datos agregados. Analizando esta estrategia metodológica, Yang (2008) destaca 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 es 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 o más para las cohortes.

Alternativamente, también 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, esta 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 extensión de modelos mixtos (efectos fijos y efectos aleatorios) sobre series de datos transversales desagregados a nivel individual. La fortaleza de esta aproximación metodológica estriba en que al introducir modelos mixtos de clasificación cruzada para representar las variaciones de individuos (efectos fijos) anidados en periodos y cohortes (efectos aleatorios) es posible estimar los efectos edad y cohorte, controlando simultáneamente por los efectos periodo y otras variables relevantes, sin subestimar los errores estándar dada su estructura heterogénea. Y que, gracias a su flexibilidad, se puede combinar con el uso de transformaciones para edad, periodo o cohorte y el uso de intervalos de tiempo distintos para definir las variables edad, periodo y cohorte, lo que permite quebrar la dependencia lineal. Por último, se ha observado 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, 2008).

Recientemente, en el contexto de aplicaciones del enfoque EPC al estudio de fenómenos políticos en Chile, se ha destacado que el modelo propuesto por Yang y Land (2006)



contiene el supuesto de que los efectos aleatorios para periodo y cohorte no están correlacionados con los predictores de nivel individual (Maldonado y Bargsted, 2018; Bargsted, Somma y Muñoz, 2019). Por lo tanto, solo si el efecto cohorte es fuertemente no lineal, la correlación entre los efectos aleatorios de cohorte y edad no violara dicho supuesto, aumentando el riesgo de sesgo en la estimación de los coeficientes (Bargsted, Somma y Muñoz, 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, Somma y Muñoz, 2019).

Ante estos problemas, se han propuesto 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 (Maldonado y Bargsted, 2018; Bargsted, Somma y Muñoz, 2019).

De esta manera, tomando nota de los problemas anteriormente señalados, se han estimado dos modelos EPC, que en su conjunto permiten evaluar las hipótesis de investigación y la robustez de los resultados.

$$\log\left(\frac{\pi_{ijk}}{1 - \pi_{ijk}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{Edad}_{ijk} + \beta_2 \text{Edad}_{ijk}^2 + \beta_3 \text{Periodo}_k + \beta_4 X_{ijk} + \gamma_j + \mu_k \quad (3)$$

La estructura básica de los modelos es presentada en la ecuación (3). Donde π_{ijk} representa $\Pr(Y_{ijk} = 1)$, siendo Y_{ijk} la variable dependiente para individuos i de la cohorte j en el periodo k e indica si es que la persona se encuentra en pobreza laboral. Por su parte, el vector X_{ijk} representa al conjunto de variables control empleadas. Los coeficientes β son estimados como efectos fijos, es decir, como si fueran constantes para todos los individuos en la muestra. Los parámetros γ_j capturan el riesgo de pobreza laboral asociado a cada una de j cohortes de nacimiento, y son estimados en el Modelo 1 como efectos fijos, siendo la cohorte más antigua, la que opera como categoría de referencia. Luego, se descomponen los efectos periodo en un término fijo de tendencia lineal ($\beta_3 \text{Periodo}_k$) y un término aleatorio residual que captura las desviaciones anuales respecto de la tendencia (μ_k). Esta especificación, como se señaló anteriormente, disminuye el riesgo de estimación sesgada, al ser improbable que luego de contabilizar por el patrón lineal de descenso de la pobreza laboral, los efectos aleatorios residuales estén correlacionados a la edad de los individuos. En el Modelo 2 los parámetros γ_j son estimados como efectos aleatorios.



Por lo tanto, en esta especificación se asume que los efectos aleatorios de cohorte se distribuyen de acuerdo al supuesto paramétrico común: $y_j \sim N(0, \sigma^2)$. Este modelo es similar a la propuesta clásica de especificación de modelos mixtos EPC (Yang y Land, 2006). La comparación de ambos modelos estimados permite evaluar la robustez de las conclusiones, ya que el modelo 2 contiene el supuesto de independencia entre los efectos aleatorios de cohorte y el efecto fijo de edad. Para realizar esta comparación se evaluará si los parámetros del modelo 2 y el modelo 1 son similares, mediante observación directa de los coeficientes y la estimación de un test de consistencia de tipo Hausman ($H_0: \beta_{\text{Modelo1}} = \beta_{\text{Modelo2}}$). Este procedimiento corresponde a una reciente recomendación de Yang y Land (2013) para el análisis EPC con modelos mixtos sobre series de datos transversales con micro datos.

Todos los modelos estadísticos asumieron un enlace funcional de tipo logístico y fueron estimados mediante máxima verosimilitud. Para facilitar la convergencia de los modelos, las variables edad, edad2, periodo, 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 con 66 años o más en el hogar, fueron centradas a sus valores mínimos observados. Adicionalmente, la edad fue rescatada dividiéndola por 10.

6. Resultados

En primer lugar, se presenta 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, se presentan los modelos mixtos EPC estimados, en función de los cuales se evalúan las hipótesis del estudio.

6.1. Análisis descriptivo

En la Figura 1 se presentan las proporciones de pobreza laboral para cada año analizado (periodo). Dado el carácter descriptivo y bivariado de esta primera aproximación, la evolución de la proporción de pobreza laboral asociado a cada año no puede ser interpretada como un efecto periodo, ya que no han sido aisladas las influencias de la edad, cohorte y de otras covariables relevantes. Sin embargo, permite reconocer exploratoriamente la distribución de los datos.

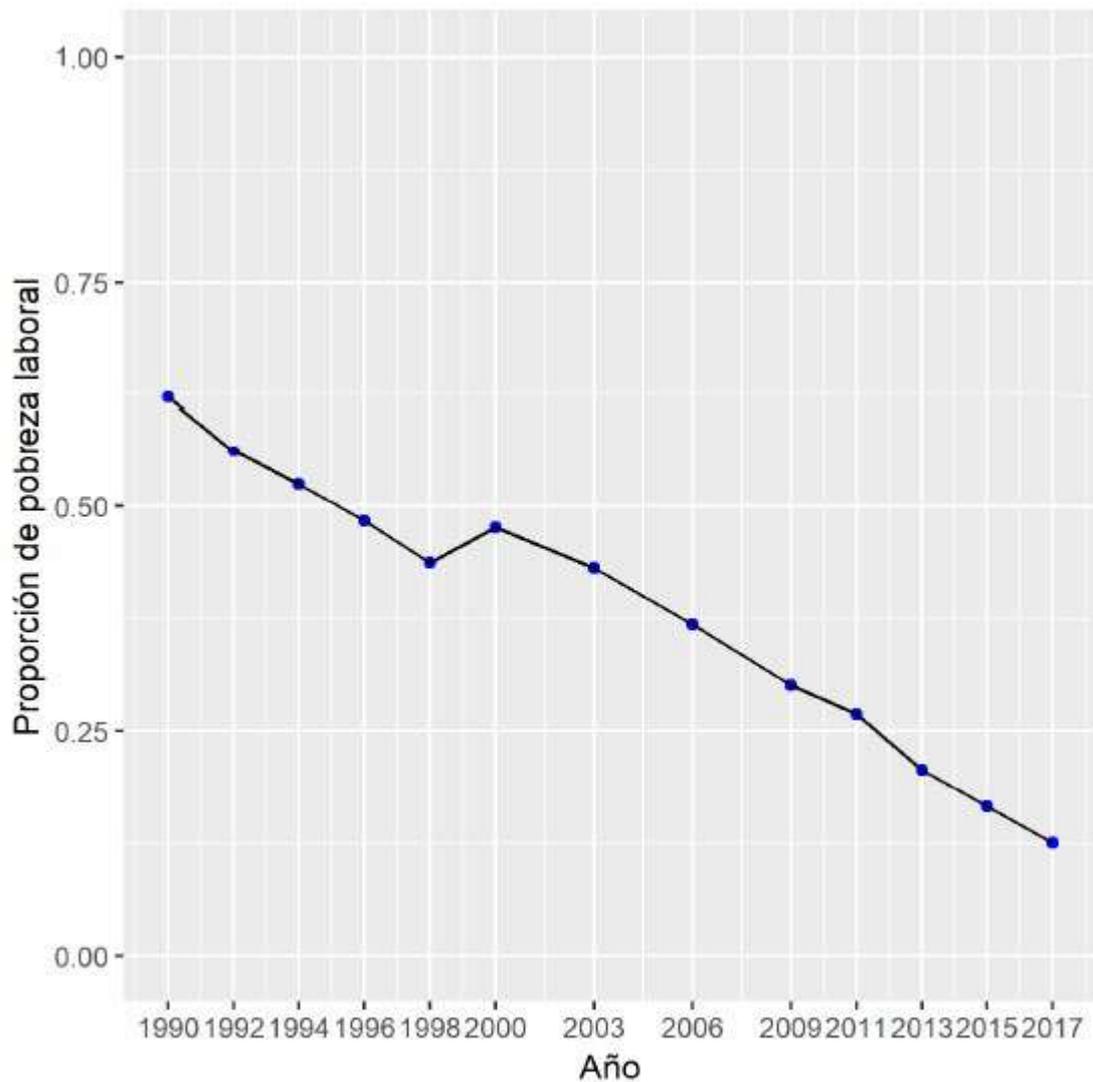


Figura 1: Proporción de pobreza laboral según periodo. Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

De esta manera, a partir de la figura anterior es posible distinguir una tendencia general decreciente de la pobreza laboral en el periodo 1990-2017.

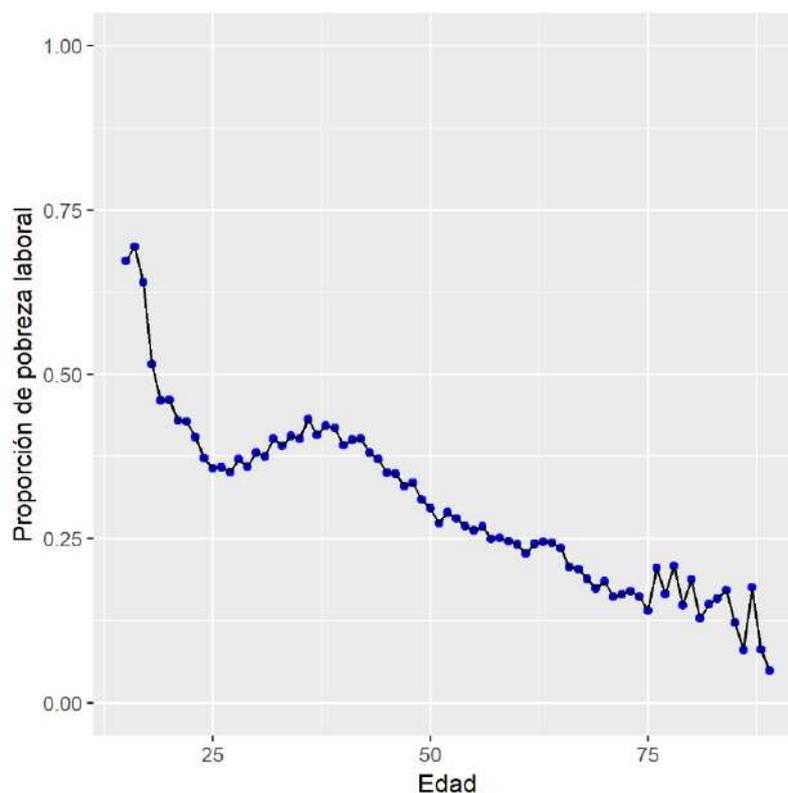
Entonces, se verifica como razonable la posibilidad de que los efectos periodos correlacionen con los efectos edad en los modelos a estimar, siendo, por tanto, necesario descomponer el efecto periodo en un componente fijo y otro aleatorio residual, junto con realizar una transformación cuadrática de la edad.

Por otra parte, se observa una tendencia decreciente casi por completo lineal de inicio a fin del periodo analizado, exceptuando por el lapso 1998-2000, cuando la pobreza laboral pasó de 0.436 (1998) a 0.476 (2000), para luego continuar descendiendo hasta el año 2017 (0.126). Estas variaciones se alejan de las reportadas por Maldonado, Prieto y Feres



(2018) para el periodo 1990-2013, ya que ellos emplearon medidas absolutas y relativas de la pobreza laboral, mientras que, el presente estudio, una medida relativa anclada. No obstante, en un sentido más general, los resultados son coincidentes, ya que en ambos se identifica una tendencia general a la caída de la tasa de pobreza laboral.

En la Figura 2 se presentan las proporciones de pobreza laboral según edad, durante el periodo 1990-2017. Al igual que en el caso anterior, no se han aislado las influencias de los efectos periodo, cohorte ni de otras variables relevantes, por lo que su análisis solo es una aproximación descriptiva respecto de su patrón de distribución.



Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017. Figura 2: Proporción de pobreza laboral según edad (1990-2017).

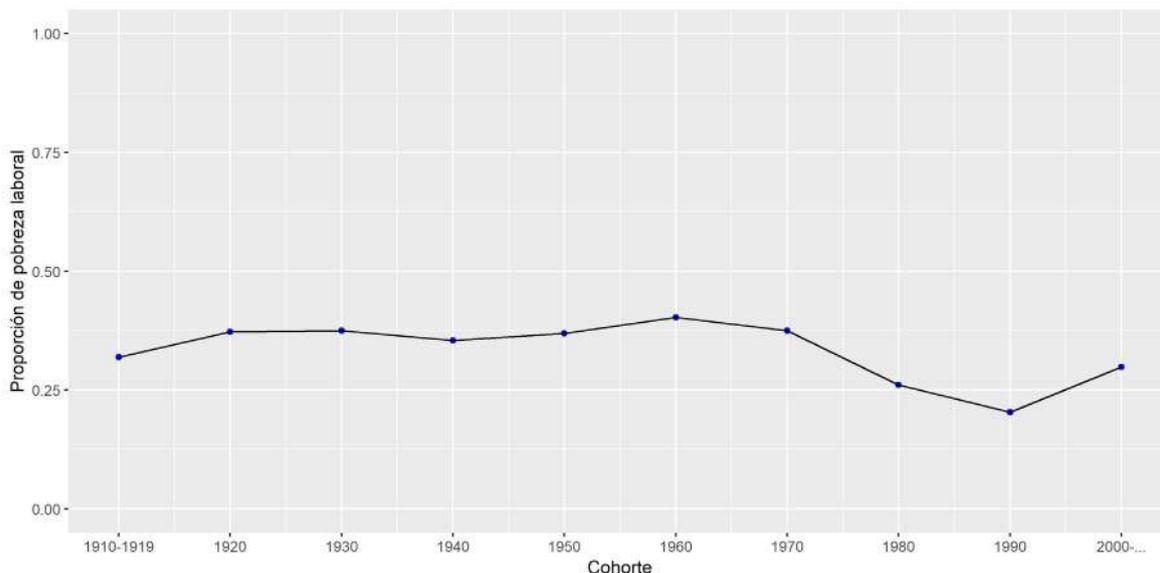
De acuerdo con la distribución graficada en la figura anterior es posible sostener la posible existencia de una tendencia decreciente de la pobreza laboral a medida que aumenta la edad de los individuos, aunque con un patrón y algo difuso, sobre todo a partir de los 75 años de edad. Así, pareciera ser correcta la especificación de una transformación cuadrática para la variable edad introducida en los modelos estimados.

Específicamente, se observa primero una caída de la proporción de pobreza laboral entre los 15 y 27 años, que va desde 0.673 hasta 0.351, seguida de un alza hasta los 36 años



(0.432). Luego, la proporción de pobreza laboral comienza a descender de forma cada vez más tenue y dispersa.

En la Figura 3 se presentan las proporciones de pobreza laboral según cohortes, para todo el periodo analizado en su conjunto.



Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017. Figura 3: Proporción de pobreza laboral según cohorte (1990-2017).

Así, en la figura mencionada se observa que la variación de las proporciones de pobreza laboral no sigue una figura lineal uniforme. Por un lado, se observa un alza de la proporción de pobreza laboral entre las cohortes 1910-1919, 1920-1929 y 1930-1939, que va desde 0.319 a 0.375. Luego, se registra un descenso para la cohorte 1940-1949 (0.354). A partir de lo cual la proporción de pobreza laboral por cohorte comienza a subir hasta la cohorte 1960-1969 (0.403), para finalmente descender hasta la cohorte 1990-1999 (0.203) y luego, en la cohorte de personas nacidas después del año 2000, alcanzar una proporción cercana a la de la cohorte 1910-1919 (0.299). Entonces, dado que la distribución de la proporción de pobreza laboral por cohorte sigue un patrón difuso parece ser probable que el efecto cohorte no correlacione con los efectos de edad ni periodo en los modelos estimados.

6.2. Descomponiendo la evolución de la pobreza laboral: Efectos edad, periodo y cohorte

En la subsección anterior fue descrita la evolución de la pobreza laboral a través de un análisis bivariado por edad, periodo y cohorte. A grandes rasgos, se observó un fuerte descenso de la proporción de pobreza laboral desde 1990 a 2017, 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. Sin embargo, a estas



descripciones subyacen interrogantes vinculadas a las fuentes explicativas de esta evolución, que solo 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 se realizó un análisis EPC a través de la estimación de modelos lineales generalizados mixtos.

En primer lugar, se estimaron modelos nulos para las especificaciones 1 y 2, a partir de los cuales se calcularon los coeficientes de correlación interclase. Luego, se estimaron los modelos 1 y 2 para evaluar las hipótesis de investigación.

La Tabla 5 presenta los modelos nulos asociados al análisis EPC de la pobreza laboral en Chile.

En el modelo 1 se ha definido al periodo como efecto aleatorio, siendo el intercepto general 0.23 y la varianza de los intercepto nivel 2 para periodo 0.66 (σ^2). El coeficiente de correlación interclase (ICC), estimado mediante el método propuesto por Nakagawa y Schielzeth (2017) para modelos logísticos jerárquicos, es de 0.167. Esto puede ser interpretado como que la varianza de la pobreza laboral es explicada en un 16.7 % por las diferencias entre periodos (años de la encuesta).

En el modelo 2 se han definido como efectos aleatorios a periodo y cohorte, siendo el intercepto general 0.29, y la varianza de los intercepto nivel 2 para periodo es 0.85 (σ^2) y para cohorte (σ^2), 0.44. Los coeficientes de correlación μ y intraclase (ICC) son de 0.186 para periodo y de 0.096 para cohorte. Lo anterior, puede ser interpretado como que la varianza de la pobreza laboral es explicada en un 18.63 % por las diferencias entre periodos y en un 9.60 % por las diferencias entre cohortes.



	Modelo 1	Modelo 2
Intercepto	-0.23 (0.22)	-0.29 (0.24)
Periodo σ_{μ}^2	0.66	0.85
Cohorte σ_{γ}^2		0.44
AIC	1172130.01	1151274.29
BIC	1172153.61	1151309.69
Log Likelihood	-586063.00	-575634.14
N. obs.	987143	987143
N. periodos	13	13
N. cohortes		10

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Tabla 5: Modelos nulos para pobreza laboral. Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

En ese sentido, el primer planteamiento a realizar, basándose en el análisis de los modelos nulos, es que la varianza de la pobreza laboral es explicada hasta por casi dos veces más en función de las diferencias existentes entre los periodos que por las diferencias dadas entre las cohortes.

La Tabla 6 presenta los resultados de los modelos logísticos jerárquicos asociados al análisis EPC de la pobreza laboral en Chile, 1990-2017.

Hacia el final de la Tabla 6, se reportan las medidas de ajuste de los modelos, específicamente AIC, BIC y Log Likelihood. Si se comparan estos estadísticos con los obtenidos para los modelos nulos, entonces, se observa que, bajo los tres criterios, los modelos completos presentan un ajuste sustancialmente mejor que los modelos nulos. Adicionalmente, al realizar test de devana comparando los modelos nulos y completos, se confirma lo anterior (para el modelo 1, DT = 339201, Df = 37, $p = 0.000$ y para el modelo 2, DT = 318287, Df = 28, $p = 0.000$).

Por otra parte, al comparar los ajustes del modelo completo 1 y 2, se observa que el modelo 1 presenta una ligera mayor bondad de ajuste en relación a los estadísticos AIC, BIC y Log Likelihood. Lo que es reafirmado al realizar un test de devana entre el modelo 1 y 2 (DT = 6.646, Df = 8, $p = 0.000$).

Previo a examinar el efecto edad, es preciso recordar que la diferencia entre el modelo 2 y el modelo 1 radica en que en el modelo 2 la cohorte se trata como un efecto aleatorio. El



objetivo de estimar este modelo es robustecer la validez del análisis EPC, ya que permite evaluar el supuesto de independencia entre los efectos aleatorios para cohortes y los efectos fijos para edad, a través de la comparación de los coeficientes de ambos modelos. Esto se puede realizar comparando directamente los coeficientes presentados en la Tabla 6 o bien, para arribar a conclusiones con menor incertidumbre, realizar un test de consistencia de tipo Hausman.

Así, el test de consistencia de tipo Hausman para los modelos 1 y 2, presenta un valor de 192.93, con 29 grados de libertad y valor p de 0.000. Por lo tanto, no se puede aceptar la hipótesis nula $H_0: \beta_{\text{Modelo1}} = \beta_{\text{Modelo2}}$. En ese sentido, se puede inferir que existe correlación entre los efectos aleatorios para cohorte y los efectos fijos para edad. Por esto, es más acertado basarse principalmente en el modelo 1.

	Modelo 1	Modelo 2
Intercepto	1.98*** (0.21)	1.64*** (0.19)
Edad	-0.34*** (0.01)	-0.34*** (0.01)
<i>Edad</i> ²	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Periodo	-0.08*** (0.01)	-0.08*** (0.01)
Cohorte 1920-29	-0.21*** (0.04)	
Cohorte 1930-39	-0.35*** (0.04)	
Cohorte 1940-49	-0.49*** (0.05)	
Cohorte 1950-59	-0.46*** (0.05)	
Cohorte 1960-69	-0.40*** (0.06)	
Cohorte 1970-79	-0.41*** (0.07)	
Cohorte 1980-89	-0.43*** (0.07)	
Cohorte 1990-99	-0.48*** (0.08)	
Cohorte 2000-...	-0.07 (0.11)	



	Modelo 1	Modelo 2
Ocupados en el hogar	-1.14*** (0.00)	-1.14*** (0.00)
Tipo de ocupación: Auto-empleado	0.90*** (0.02)	0.90*** (0.02)
Tipo de ocupación: Empleado	1.23*** (0.02)	1.23*** (0.02)
Tipo de ocupación: Familiar no remunerado	1.62*** (0.03)	1.62*** (0.03)
Sector secundario	-0.27*** (0.01)	-0.27*** (0.01)
Sector terciario	-0.41*** (0.01)	-0.41*** (0.01)
Educación Básica incompleta	-0.32*** (0.01)	-0.32*** (0.01)
Educación Básica completa	-0.69*** (0.02)	-0.69*** (0.02)
Educación Media incompleta	-0.98*** (0.02)	-0.98*** (0.02)
Educación Media completa	-1.51*** (0.02)	-1.51*** (0.02)
Educación Superior incompleta	-2.21*** (0.02)	-2.21*** (0.02)
Educación Superior completa	-3.13*** (0.02)	-3.13*** (0.02)
Hogar beneficiario	0.58*** (0.01)	0.58*** (0.01)
Mujer	0.19*** (0.01)	0.19*** (0.01)
Estado civil: Conviviente	0.11*** (0.01)	0.11*** (0.01)
Estado civil: Divorciado/a	0.04** (0.01)	0.04** (0.01)
Estado civil: Viudo/a	-0.23*** (0.02)	-0.23*** (0.02)
Estado civil: Soltero/a	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)
Rural	0.40*** (0.01)	0.40*** (0.01)



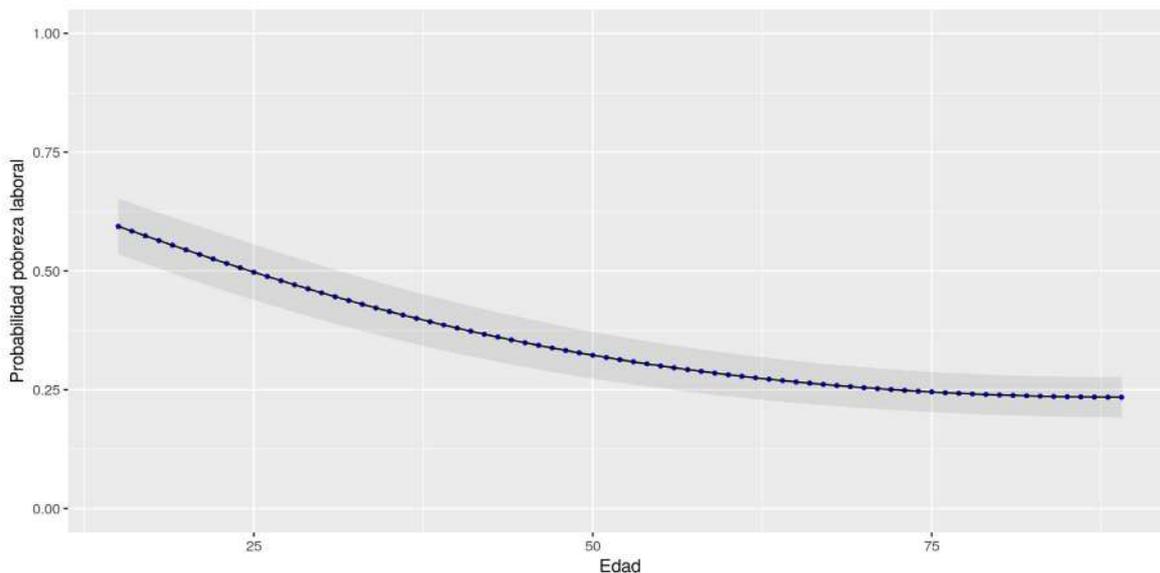
	Modelo 1	Modelo 2
Mujer jefa de hogar	0.39*** (0.01)	0.39*** (0.01)
Edad jefe/a de hogar	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)
N. personas en el hogar	0.72*** (0.00)	0.72*** (0.00)
N. personas 0-5 años en el hogar	-0.02** (0.01)	-0.02** (0.01)
N. personas 6-14 años en el hogar	0.01 (0.00)	0.01* (0.00)
N. personas 66 años o más en el hogar	-0.42*** (0.01)	-0.42*** (0.01)
Periodo σ_{μ}^2	0.16	0.16
Cohorte σ_{γ}^2		0.03
AIC	833003.08	833043.72
BIC	833463.38	833409.60
Log Likelihood	-416462.54	-416490.86
N. obs.	987143	987143
N. periodos	13	13
N. cohortes		10

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Tabla 6: Modelos EPC para pobreza laboral. Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017.

Consistentemente con la hipótesis 1, el efecto promedio de la edad es significativo ($p < 0.001$), negativo y sigue un patrón cuadrático, tal como lo indican los coeficientes en ambos modelos presentados en la Tabla 6. La Figura 4 grafica las probabilidades predichas de pobreza laboral según la edad de los individuos, mientras todas las demás variables se mantienen constantes⁵. Al respecto, se destaca que el riesgo de pobreza laboral disminuye a medida que los individuos envejecen, aunque la magnitud de este efecto se atenúa a partir de los 50 años de edad.

Así, el momento del ciclo vital durante los cuales las personas tienden a presentar un mayor riesgo de pobreza laboral es durante la juventud (15 a 29 años). Donde la probabilidad de pobreza laboral varía entre 0.594 a 0.462, lo que puede ser interpretado teóricamente en razón de una menor experiencia laboral acumulada. A su vez, es importante destacar que este hallazgo es coherente con lo reportado por Maldonado, Prieto y Feres (2018) en su análisis de los factores asociados a la pobreza laboral registrada en Chile durante el año 2013.



Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017. Figura 4: Probabilidades predichas de pobreza laboral, según edad.

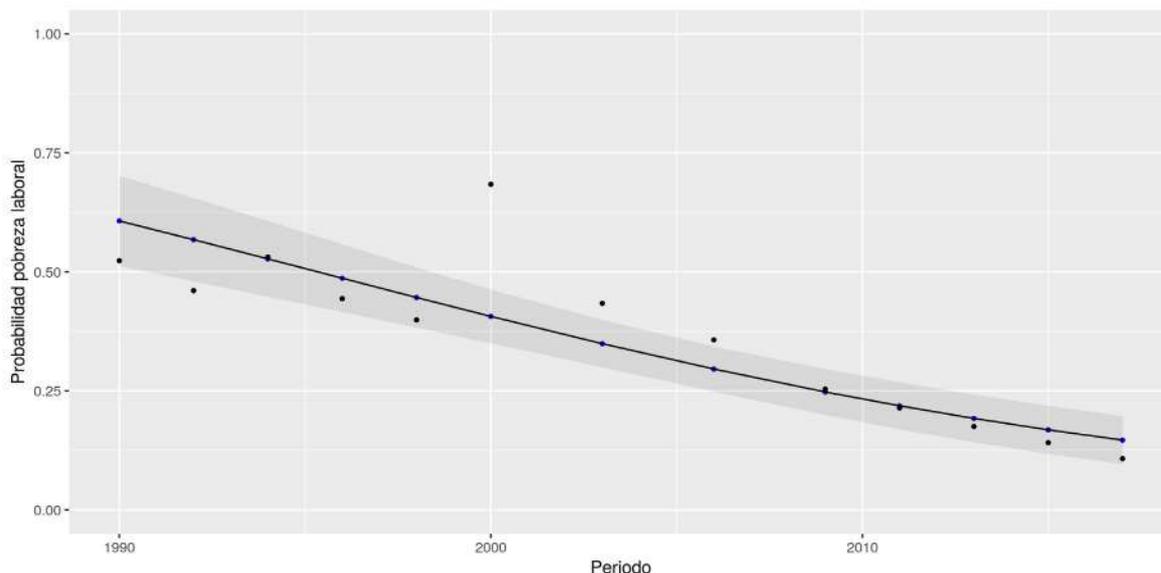
Pasando al efecto periodo, los modelos 1 y 2 indican que el predictor lineal asociado al año de la encuesta tiene un impacto negativo y estadísticamente muy significativo ($p < 0.001$), lo que implica que el riesgo de estar en pobreza laboral, en todos los grupos de edad, disminuye con el paso del tiempo. En contraste, las variaciones de los efectos aleatorios para periodo son moderados ($\sigma^2 = 0.16$). Así, la desviación estándar de los intercepto aleatorios por año de la encuesta equivalen al 20.00 % del efecto fijo periodo. Es decir que luego de controlar por el predictor lineal, permanecen oscilaciones anuales de la probabilidad de pobreza laboral, como se puede apreciar en la Figura 5 (puntos negros).

De esta manera, los resultados relativos al efecto periodo comprueban la hipótesis 2, ya que como se puede apreciar en la Figura 5 junto a una clara tendencia lineal hacia la baja de la probabilidad de pobreza laboral que va desde 0.61 en 1990 a 0.15 en 2017, puntualmente se registraron disminuciones anuales del riesgo de pobreza laboral, exceptuando los años 1994 y 2000, cuando se observaron alzas en comparación al año anterior. En 1994 la probabilidad predicha de pobreza laboral fue de 0.53, situándose 0.07 puntos de probabilidad por sobre a la registrada en el año 1993. Y en el año 2000 la probabilidad predicha de pobreza laboral fue de 0.68, situándose 0.28 puntos de probabilidad por sobre el año 1998.

Estos hallazgos son coherentes con la literatura previa revisada (Malo nado, Prieto y Feres, 2018; PNUD, 2017; Larranága y Rodríguez, 2015), en el sentido de comprobarse una tendencia lineal decreciente en la probabilidad de ser un trabajador pobre que ha sido



alterada coyunturalmente en diversas ocasiones. Esta evolución a la baja de la pobreza laboral puede ser teóricamente interpretada como asociada con el crecimiento económico y el contexto institucional, principalmente a las políticas públicas. Sin embargo, dichos planteamientos no han sido comprobados empíricamente.

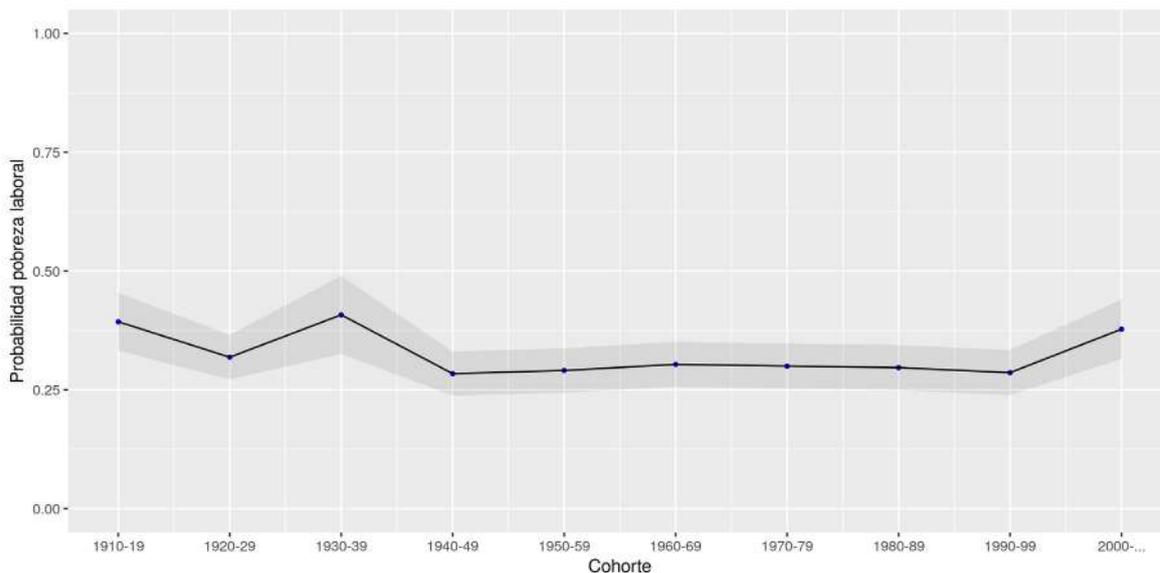


Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017. Figura 5: Probabilidades predichas de pobreza laboral, según período.

En el modelo 1, la cohorte de nacimiento se estimó como un efecto fijo, utilizando como categoría de referencia a la cohorte más antigua, esto es, las personas nacidas desde 1910 hasta 1919.

Los coeficientes de todas las cohortes presentan signos negativos y son altamente significativos ($p < 0.01$), con la notable excepción de la cohorte más joven compuesta por personas nacidas desde el año 2000 hasta el año 200-2 que presenta un coeficiente negativo no significativo ($p > 0.05$). De esta manera, al realizar una comparación respecto de la cohorte 1910-1919 y controlando por las otras variables incluidas en el modelo, es posible sostener que todas las cohortes presentan un menor riesgo de pobreza laboral salvo la cohorte más joven, cuyo riesgo no es significativamente diferente de la cohorte de referencia.

Este primer resultado relativo al efecto cohorte contradice la hipótesis 3. No obstante, para lograr una imagen más precisa de cómo se distribuyen las probabilidades de estar en pobreza laboral según cohorte, se realizaron pruebas de hipótesis Ward y se calcularon las probabilidades predichas de pobreza laboral por cohorte, presentadas en la Figura 6.



Fuente: Elaboración propia en base a datos Casen 1990-2017. Figura 6: Probabilidades predichas de pobreza laboral, según cohorte.

Se efectuó un conjunto de pruebas de hipótesis Wald 6 dirigidas a determinar si es que las variaciones en los coeficientes asociados a cada cohorte son estadísticamente significativas de la cohorte que le antecede. En ese sentido, la hipótesis nula genérica fue definida como $H_0: \beta_{\text{Cohorte}j-1} = \beta_{\text{Cohorte}}$. En todos los test realizados resulto rechazada la hipótesis nula ($p < 0.01$), es decir que, controlando por las otras variables del modelo, cada cohorte presenta un riesgo de pobreza laboral distinto y menor que el exhibido por la cohorte que la antecede.

Por otra parte, al analizar la Figura 6 se pueden distinguir 5 momentos en la distribución de los riesgos de pobreza laboral. Primero, un descenso de la probabilidad predicha de pobreza laboral que va desde la cohorte 1910-1919 (0.39) hasta la cohorte 1920-1929 (0.32). Luego, en la cohorte 1930-39 alcanza su punto más alto (0.41), seguida de una disminución para la cohorte 1940-49 (0.28) y una oscilación más bien uniforme hasta los nacidos entre 1990 y 1999. Finalmente, se observa un alza en la generación de personas nacidas a partir del año 2000 (0.38).

Estos hallazgos permiten rechazar la hipótesis 3, en tanto, la disminución del riesgo de pobreza laboral no solo aumento para los nacidos a partir del año 2000 en relación a sus antecesores, llegando a un nivel similar al de la cohorte más antigua, sino que también las cohortes de 1980-89 y 1990-99, presentan un riesgo muy similar a la de la cohorte 1940-49. Al implementar un test de Wald



contrastando la hipótesis nula $H_0: \beta_{\text{Cohorte1940-49}} = \beta_{\text{Cohorte1980-89}}$ se concluye que se acepta la hipótesis nula de igualdad ($W = 1.51$, $p = 0.22$), mientras que al hacerlo para la hipótesis nula $H_0: \beta_{\text{Cohorte1940-49}} = \beta_{\text{Cohorte1990-99}}$ se obtiene un estadístico de Wald (0.03) a todas luces no significativo ($p = 0.86$).

En ese sentido, se destaca que el descenso en la probabilidad de pobreza local ocurrió en la generación 1940-1949, es decir, individuos cuya edad les permitió iniciar sus trayectorias laborales con anterioridad a la emergencia del neoliberalismo en Chile.

Se destaca que los resultados relativos al efecto cohorte contradicen la literatura previa revisada, en el sentido de que en relación al riesgo de estar en pobreza laboral no solo no se verifica que un descenso entre cohortes nacidas entre 1950 y 1979 similar al que Sapelli (Sapelli, 2011a, 2011b) identifica en relación al efecto cohorte para la desigualdad de ingresos, sino que tampoco se observa en este estudio que las cohortes más jóvenes experimenten una situación socioeconómica sustantivamente mejor que sus antecesoras. Las razones que teóricamente podrían estar explicando este resultado podrían estar asociadas a 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. No obstante, estos planteamientos no han sido comprobados empíricamente.

7. 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 se analizó la serie de datos transversales de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (Casen) bajo un enfoque metodológico de análisis de edad, periodo y cohorte, mediante la estimación de modelos logísticos de efectos mixtos. Los análisis sugieren resultados muy interesantes.

A través del análisis de edad, periodo y cohorte se ha logrado identificar el peso específico ejercido por cada una de las fuentes de cambio social sobre la pobreza laboral en Chile entre los años 1990 a 2017. Primero, existe un efecto periodo negativo y pronunciado, que en términos globales sigue un patrón lineal, aunque con diversas oscilaciones coyunturales. Esto implica una disminución generalizada del riesgo de experimentar pobreza laboral en todos los grupos etarios, durante los 27 años comprendidos en el estudio. El efecto periodo descrito se encuentra en concordancia con estudios anteriores en la temática (Maldonado, Prieto y Feres, 2018; PNUD, 2017; Larranaga y Rodríguez, 2015).



Este efecto periodo podría estar asociado a mecanismos causales subyacentes de tipo económico estructural y políticos, tales como el crecimiento económico, las relaciones de poder, el contexto institucional y las políticas públicas.

Resulta particularmente razonable interpretar que es el crecimiento económico una posible variable explicativa del efecto periodo descrito. 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 solo dos coyunturas de menor crecimiento. Por una parte, entre 1998-1999 cuando se contrajo el PIB y aumento drásticamente el desempleo. Y, por otra parte, una leve desaceleración del crecimiento económico entre 2008-2009, asociada a un contexto económico internacional afectado por la denominada crisis supprime.

Sin embargo, como han destacado Barrientos y Unnikrishnan (2018) 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, Prieto y Feres (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, Prieto y Feres, 2018).

En segundo lugar, existe un claro efecto asociado al curso del ciclo vital. El riesgo de pobreza laboral disminuye con el aumento de la edad siguiendo un patrón cuadrático, es decir, atenuándose la pendiente de caída a medida que las personas envejecen. Esto 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 la evidencia internacional acumulada en países de altos ingresos (Lohmann, 2008; Lohmann y Crettaz, 2018; Lohmann y Marx, 2018), como también, en países de medianos y bajos ingresos (Barrientos y Unnikrishnan, 2018), incluyendo Chile (Maldonado, Prieto y Feres, 2018).

Esto puede pensarse hipotéticamente como asociado a la menor experiencia laboral que tienen las personas durante su juventud, junto a la valoración otorgada a ella por el



mercado del trabajo. En esta línea, Barrientos y Unnikrishnan (2018) en un estudio comparado entre Argentina, Brasil, Ecuador, Costa Rica y Perú, observaron que existe una correlación negativa entre edad y pobreza laboral exceptuando el caso de Costa Rica. Esta correlación negativa entre edad y pobreza laboral la interpretaron, en parte, asociada a que los trabajadores jóvenes suelen recibir salarios más bajos en comparación con los trabajadores de mayor edad. También, plantearon una hipotética causalidad inversa operando en la base, en tanto es en los hogares pobres donde los individuos suelen ingresar al mercado del trabajo más tempranamente. Además, se ha constatado en Europa que los trabajadores jóvenes tienden a acceder con mayor frecuencia que los trabajadores adultos a empleos que no ocupan por completo su capacidad productiva o subempleo (Salverda, 2018).

No obstante, el efecto edad descrito pareciera no poder ser reducido con plenitud a la existencia de un menor capital humano en las personas jóvenes principalmente determinada por una menor experiencia laboral, ya que de acuerdo con la evidencia 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 como 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, como también el rol de los hogares.

Por último, se diagnosticó 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 difuso, exhibiéndose las mayores probabilidades en la cohorte más antigua y más joven, junto a variaciones algo erráticas en el intermedio. En ese sentido, se observó que las cohortes más jóvenes no presentan un menor riesgo de experimentar pobreza laboral, ya que, por un lado, la cohorte 2000-200-2 presenta un riesgo similar al de la cohorte 19101919 y por otro, las cohortes 19801989 y 19901999 presentaron probabilidades bastante similares a las exhibidas por la cohorte 19401949. Segundo, destaca el hecho de que el efecto cohorte no siga una tendencia negativa similar a los del efecto periodo y edad, en ese sentido, cabe pensarlo como una contra tendencia.

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



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. El efecto cohorte sobre la probabilidad de pobreza laboral descrito en este estudio puede ser teóricamente interpretado en función de mecanismos causales de tipo estructurales y políticos que configurarían directa y/o indirectamente distintas exposiciones al riesgo de ser un trabajador pobre. Puntual mente resulta relevante interrogarse que elementos permitirían explicar que sea la generación más joven la que presenta la mayor probabilidad de pobreza laboral.

Una explicación posible a lo anterior, dice relación con 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 esta 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. Como también podría interpretarse como asociado a cierta erosión 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 limitado, relacionado con cambios demográficos y/o culturales más amplios tales como el envejecimiento demográfico, la reducción del tamaño de los hogares y una mayor individuación (Calvo, Tartakowsky y Maffei, 2011). No obstante, estos planteamientos no han sido comprobados empíricamente y señalan un camino de investigación por desarrollar.

En ese sentido, los resultados en su conjunto permiten visitar la discusión sobre la precarización del trabajo en el modelo neoliberal. En la introducción del estudio se remarcó la necesidad de profundizar en el análisis de los cambios ocurridos en las relaciones laborales como forma de evitar el cierre de la discusión en el acto simple de diagnosticar un proceso de precarización laboral. Planteamiento de la precarización laboral que tampoco se ajusta a la realidad de los países en desarrollo, puesto que con anterioridad a la implantación del modelo neoliberal no existió un sólido régimen de derechos sociales y económicos asociados a la condición obrera como si ocurrió en los países desarrollados (Lohmann y Marx, 2018).



En el marco de este debate es posible argumentar que los efectos edad, periodo y cohorte sobre pobreza laboral aportan una imagen algo más precisa de cómo han sido afectadas las relaciones laborales en la época neoliberal. Así, la descripción gruesa dada por la evolución de la proporción de pobreza laboral entre 1990 y 2017, representada en la Figura 1 cede ante una mirada analítica que descompone el cambio social en efectos edad, periodo y cohorte, donde es posible distinguir discontinuidades. De esta manera, a contrapelo de la evidencia que demuestra que durante la época neoliberal ha tendido a disminuir la pobreza laboral en Chile (1990-2017), se constata que esta disminución global no se ha distribuido por igual en el ciclo vital de los individuos ni entre las cohortes.

Por otra parte, resulta llamativo en términos teóricos que no sean los colores 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 en el periodo neoliberal. Esto contradice o al menos pone límites a extender el optimismo de Sapelli (2011a, 2011b) con respecto a una disminución de la desigualdad de ingresos en las cohortes más jóvenes por efecto de un mayor acceso a la educación a la cuestión de la pobreza laboral. 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 los efectos periodo y cohorte con los efectos fijos de edad u otras covariables relevantes de considerar para evaluar empíricamente las interpretaciones de los resultados presentados en este Estudio.

8. Notas

¹Considerando el estado del arte y las características específicas de los datos disponibles, el presente estudio se enfoca en las dos últimas interrogantes.

²A partir del año 2013 el indicador de pobreza absoluta se construye mediante el contraste de los ingresos totales per cápita de los hogares con un umbral de bienestar (cantidad de ingresos) que considera un ajuste por economías de escala dentro del hogar. De esta manera, en la práctica existen umbrales distintos según sea el tamaño de los hogares (Ministerio de Desarrollo Social, 2015b). En cambio, cuando se utiliza directamente el ingreso total per cápita de los hogares sin ajuste por economías de escala, se emplea un umbral de la pobreza único, cuyo supuesto es que cada individuo al interior del hogar requiere la misma cantidad de ingresos para generar igual bienestar. En este estudio se decidió no emplear ajustes por economías de escala por su mayor simpleza y comparabilidad longitudinal.

³Para realizar los ajustes por IPC se siguió la metodología propuesta por la institución a cargo del cálculo del IPC e inflación en Chile (INE, 2014). Para los cálculos se empleó



como base al IPC de diciembre 2018 y se consideraron los IPC del mes de noviembre de los años respectivos mes en que se inicia el trabajo de campo de la encuesta en sus distintas versiones.

⁴Puesto que los modelos EPC son sensibles a la manera en que se definen las cohortes, en una primera etapa exploratoria se generaron modelos con agrupaciones en lapsos de 5, 10, 15 y 20 años, partiendo desde 1891, 1900 y 1910, sobre una su muestra aleatoria. Posteriormente, en base a la comparación del ajuste de los modelos, se decidió trabajar con cohortes de 10 años, desde 1910.

⁵Todas las probabilidades predichas presentadas en este documento fueron calculadas en base al modelo 1 y empleando el enfoque del caso promedio, es decir, fijando las covariables en su media (variables continuas) o moda (variables categóricas). Los intervalos de confianza fueron estimados con un 95 % de confianza, empleando el método delta.

⁶La prueba de hipótesis Wald es un método paramétrico que permite evaluar todo tipo de restricciones a los coeficientes de un modelo de regresión estimado vía máxima verosimilitud. Para los contrastes se siguió una distribución χ^2 y se definieron caso a caso a partir de la formula general: $W = \beta^k 2. \text{Var}(\beta_k)$

9. Referencias bibliográficas

Antunes, Ricardo. (2009). Diez tesis sobre el trabajo del presente (y el futuro del trabajo). En Caicito y CLACSO, Trabajo, empleo, calificaciones profesionales, relaciones de trabajo e identidades laborales. Vol. I. Buenos Aires: CLACSO.

Bargsted, Matías, Somma, Nicolás; Muñoz, Benjamín (2019). Participación electoral en Chile. Una aproximación de edad, periodo y cohorte, Revista Ciencia Política, 39:1, pp. 7598.

Bargsted, Matías; y Maldonado, Luis (2018). Party Identification in an Encapsulated Party System: The Case of Post authoritarian Chile. Journal Of Politics In Latin America, 10(1), 2968. Descargado el 1 de junio, 2019, desde <https://journals.sub.uni-hamburg.de/giga/jpla/article/view/1096>.

Barrientos y Unnikrishnan (2018)

Bennett, F. (2017). Size and profile of the working poor in Chile. ITC ILO.

Brady (2019)

Calvo, Tartakowsky y Maffei, 2011 Cole y Herman 2008

Deaton, A. (1997). The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy, Baltimore, Johns Hopkins University Press. Decancq, Koen;

Goedemé, Tim; Van den Bosch, Karel y Vanhille, Josefine (2013) The Evolution of Poverty



in the European Union: Concepts, Measurement and Data. *Methodological Paper*, 13:1. Improve Research.

Duran, Gonzalo y Kremerman, Marco (2015), *Salario Mínimo y Casen 2013. Trabajadores ganando el salario mínimo o menos en Chile*, Santiago: Fundación Sol.

Fienberg, Stephen y Mason, William (1979). Identification and Estimation of Age-Period-Cohort Models in the Analysis of Discrete Archival Data. *Sociological Methodology*, 10: 167.

Firebaugh (2008)

Fosse y Winship (2019)

Foster, J., Seth, S., Lokshin, M., y Sabaja, Z. (2013). *A unified approach to measuring poverty and inequality. Theory and practice*. Washington, D. C.: The World Bank.

Gorz, André (2001). *Adiós al proletariado (más allá del socialismo)*. Barcelona: Barcelona editors.

Hernan, M., y Robins, J. (2019a). *Causal Inference. Part I*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.

Hernan, M., y Robins, J. (2019b). *Causal inference. Part II. Causal Inference with models*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.

INE (2014). *Empalme de las series del IPC y factor de reajustabilidad*. Chile.

Kakwani, N., y Silber, J. (2008). *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement*. New York: Palgrave MacMillan.

Klapp, Francisco y Candia, Alejandra (2016). *Estimación del premio o retorno a la educación en Chile*. Santiago: Libertad y Desarrollo.

Larranaga, O. y M. E. Rodriguez (2015). *Desigualdad de Ingresos y Pobreza en Chile 1990 a 2013*. En Larranaga y D. Contreras (eds.), *Las Nuevas Políticas de Protección Social en Chile*, Santiago de Chile: Uqbar Editores, pp. 251 – 285.

Lopez Bazo, Enrique y Motellón, Elisabet. (2012). *Human Capital and Regional Wage Gaps*, *Regional Studies*, 46:10, 13471365

Lohmann, Henning (2008): *Welfare states, labour market institutions and the working poor: a comparative analysis of 20 European countries*, DIW Discussion Papers, No. 776, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin.

Lohmann, Henning. (2018). *The concept and measurement of in work poverty*. En H. Lohmann, y I. Marx, *Handbook of Research on IWork Poverty*. Massachusetts, Estados Unidos: Edward Elgar Publishing, Inc.

Lohmann y Crettaz, 2018

Lohmann, H. y Marx, I. (2018). *Introduction*. En H. Lohmann, y I. Marx, *Handbook of Research on InWork Poverty*. Massachusetts, Estados Unidos: Edward Elgar Publishing, Inc.



- Maldonado, L., Prieto, J., y Feres, J. (2018). The working poor in Chile during the period 1990-2013. En H. Lohmann, y I. Marx, Handbook of Research on InWork Poverty. Massachusetts, Estados Unidos: Edward Elgar Publishing, Inc.
- Ministerio de Desarrollo Social. (2015a). Trabajo. Síntesis de resultados. Encuesta de CASEN. Santiago: Ministerio de Desarrollo Social.
- Ministerio de Desarrollo Social. (2015b).
- Ministerio de Desarrollo Social. (2016). Evolución y distribución de ingresos. Casen 2015. Gobierno de Chile.
- Nakagawa S, Johnson P, Schielzeth H (2017) The coefficient of determination R² and intraclass correlation coefficient from generalized linear mixed effects models revisited and expanded. J. R. Soc. Interface 14. 10.1098/rsif.2017.0-213
- Portes, Alejandro y Hoffman, Kelly. (2003). La estructura de clases en América Latina: composición y cambios durante la era neoliberal. Desarrollo Económico, 43 (171), pp. 355-387. Instituto de Desarrollo Económico y Social. Raudenbush, Stephen, y Anthony Bryk. 200-2. Hierarchical Linear Models. Thousand Oaks: SAGE.
- Salama, P., y Destremau, B. (200-2). Medidas de la pobreza desmedida. Economía política de la distribución del ingreso. Santiago: LOM Ediciones.
- Salverda, 2018)
- Sapelli, Claudio (2011a). A Cohort Analysis of the Income Distribution in Chile. Estudios de Economic 38(1): 223-242
- Sapelli, Claudio (2011b). Chile: ¿M'as equitativo? Santiago: Ediciones UC. Seaman y White 2013
- Spicker, P. (2009). Definiciones de pobreza: doce grupos de significados. En P. Spicker, S. L. Alvarez, y D. Gordon, Pobreza: un glosario internacional (pags. 291-306). Buenos Aires: Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales. Yang, Yang y Land, Kenneth (2013). AgePeriodCohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications. CRC Press.
- Yang, Yang (2008). Social Inequalities in Happiness in the United States, 1972 to 2004: An AgePeriodCohort Analysis. American Sociological Review, 73: 204-226.
- Yang, Yang y Land, Kenneth (2008). AgePeriodCohort Analysis of Repeated Cross-section Surveys. Fixed or Random Effects? Sociological Methods Y Research, 36 (3): 297-326.
- Yang, Yang y Land, Kenneth (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. Sociológica Metodología, 36: 75-97.