

Gasto municipal en educación y su efecto en la distribución de ingresos a nivel local en Chile

Felipe M. Gutiérrez^a

Andrés A. Acuña^{*b,c}

^aEscuela de Graduados, Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad del Bío-Bío

^bDepartamento de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad del Bío-Bío

^cGrupo de Investigación GI 160317/EF, Universidad del Bío-Bío

Resumen

La relación entre el gasto público en educación y la desigualdad de ingresos es abordada a nivel comunal para el caso chileno. En particular, se analiza el efecto del gasto público municipal per cápita en educación sobre la desigualdad en la distribución de ingresos autónomos para las comunas de Chile, siendo esta última medida a través de los índices de Gini y Theil y los indicadores 10/10 y 20/20. El estudio longitudinal considera 307 comunas chilenas con el objeto de estimar modelos Probit de respuesta fraccional para el coeficiente de Gini y Tobit con efectos aleatorios para los restantes indicadores de desigualdad de ingresos. Los principales hallazgos indican que aumentos en el nivel de gasto en educación per cápita reducirían la desigualdad de ingresos en las comunas de Chile. Adicionalmente, las estimaciones muestran que este efecto negativo no es inmediato, sino que tardaría entre 3 a 5 años en reducir la desigualdad comunal. Finalmente, la evidencia sugiere que la población indígena chilena estaría expuesta a una mayor desigualdad, cuando esta es medida a través del índice de Theil.

Palabras clave: desigualdad de ingresos, gasto público en educación, respuesta fraccional, Tobit

Clasificación JEL: C23, D63, I24, O15

Abstract

The relationship between public spending on education and income distribution is addressed at the county level for the Chilean case. In particular, we analyze the effect of per-capita education expenditure on the distribution of autonomous income for Chilean counties, where income inequality is measured through Gini and Theil indices, and the S80/S20 and S90/S10 ratios. The longitudinal study considers 307 Chilean counties in order to estimate a fractional-response Probit model for Gini index and random-effects Tobit models for the remaining indicators of inequality. Main findings indicate that an increasing per-capita education expenditure would reduce the income inequality among Chilean counties. Moreover, the estimates show that the above negative effect is not immediate but it would take 3 to 5 years in reducing income inequality at the county level. Finally, the evidence suggests that indigenous people in Chile would be exposed to a larger income inequality when the latter is quantified by Theil index.

Key words: income inequality, education expenditure, fractional response, Tobit

* Autor para correspondencia. Avenida Collao 1202, Casilla 5-C, Concepción, Chile. E-mail: aacunad@ubiobio.cl

1. Introducción

El crecimiento económico de Chile registró niveles históricos tras la segunda mitad de la década de 1980, siendo una de las economías de mayor crecimiento en América Latina a partir de ese periodo. Según cifras del Banco Central de Chile, el país exhibió expansiones del producto interno bruto (PIB) incluso por sobre el 10% durante el periodo 1986-1999, promediando una tasa de crecimiento anual de 6,4%. Parte de este sobresaliente desempeño económico se ha debido principalmente a los altos precios alcanzados por el cobre, la alta inversión extranjera y su creciente apertura comercial e inserción en los mercados internacionales.

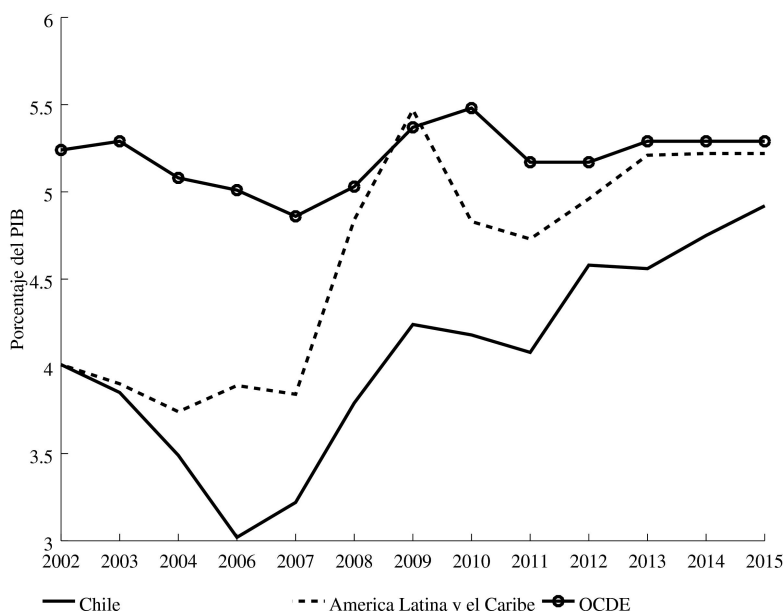
Es este buen rendimiento macroeconómico de Chile el que le ha permitido alcanzar reducciones significativas en los niveles de pobreza. Así, en el año 2000 un 26% de la población era considerada pobre y en el año 2015 dicho porcentaje se redujo a un 7,9%, según cifras del Ministerio de Desarrollo Social. No obstante, los auspiciosos indicadores macroeconómicos no se han traducido en un crecimiento inclusivo, siendo un país con una alta desigualdad social y una inequitativa distribución de las riquezas, fenómeno que también experimentan sus pares de América Latina (Altimir, 1994; Ocampo, 1998). Para Larrañaga (1999) la distribución del ingreso es hace cuarenta años uno de los problemas más importantes de la sociedad chilena. Según Solimano & Torche (2008) el “talón de Aquiles” del modelo económico chileno es la persistencia de los altos niveles de desigualdad de ingresos y riquezas, los que parecen ser inmunes al alto crecimiento económico experimentado, la estabilización macroeconómica y el retorno de la democracia en 1989.

En efecto, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) señala que Chile es en la actualidad el país que exhibe la mayor desigualdad de ingreso al interior del organismo cuando esta es medida por el coeficiente de Gini. En particular, los ingresos del 10% de la población más rica son 26 veces mayor que aquellos del 10% más bajo de la distribución, lo que constituye uno de los mayores desafíos para el país dado el nocivo efecto de la desigualdad sobre el acceso a distintos bienes y servicios, en los niveles de escolaridad y en la calificación del capital humano. Cabe señalar que tales factores, mediante distintos mecanismos de transmisión, impactan negativamente la productividad y el crecimiento económico sostenible de un país, por lo que los desafíos estructurales en reformas económicas y sociales se debiesen enfocar, entre otras variables, en aquellas que signifiquen mejoras distributivas.

Dentro de las fórmulas para abordar la inequidad, una amplia literatura destaca que la mayor inversión en capital humano se traduciría en una disminución de la desigualdad de los ingresos, especialmente en las economías en desarrollo (Tinbergen, 1957; Marin & Psacharopoulos, 1976; Winegarden, 1979; Ocampo, 1998; Beyer, 1999; Cotte & Cotrino, 2006). En este sentido, el gasto en educación de Chile aumentó en el año 2015 un 30,2% con respecto al año 2002, según cifras de la Dirección de Presupuesto. No obstante, Chile sigue siendo uno de los países de la OCDE que menos invierte en educación por alumno (4.183 USD versus 8.982 USD en los países de la OCDE). En particular, la educación en Chile es financiada en un 65,4% a través de fuentes privadas, muy por sobre el promedio de 30,6% que registra el organismo internacional (OCDE, 2017).

Adicionalmente, OCDE (2015) destaca que en los países miembros del organismo el gasto público en educación tiene una participación promedio de un 5,3% del PIB, en tanto en Chile esta cifra alcanza un 4,9% del PIB, cifra incluso inferior al promedio de América Latina y el Caribe (ver Figura 1).

Figura 1: Gasto público en educación como fracción del producto interno bruto (PIB) de Chile, América Latina y el Caribe y países miembros de la OCDE, periodo 2002-2015.



Fuente: OCDE (2017)

Bajo este contexto, el presente estudio analiza el efecto del gasto público en educación sobre la desigualdad de ingresos a nivel comunal en Chile, donde esta última es cuantificada a través de cuatro medidas estándar de desigualdad: los índices de Gini y Theil y los indicadores 10/10 y 20/20. El estudio longitudinal considera un panel balanceado para 307 comunas chilenas durante el periodo 2006-2015, construido a partir de las cinco últimas rondas de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN). Lo anterior permite estimar modelos Probit de respuesta fraccional para el coeficiente de Gini y Tobit de efectos aleatorios para los restantes indicadores de desigualdad de ingresos. La evidencia encontrada indica que aumentos en el nivel de gasto en educación per cápita reducirían la desigualdad de ingresos en las comunas de Chile. Conjuntamente, las estimaciones muestran que este efecto negativo no es inmediato, sino que tardaría entre 3 a 5 años en reducir la desigualdad comunal.

El resto del documento se organiza como sigue. La Sección 2 aborda la literatura ligada al bienestar social, su relación con la distribución de ingresos y los principales determinantes de esta última. En la Sección 3 se presenta la metodología empleada en la presente investigación y una caracterización de los datos utilizados. La Sección 4 expone los resultados y la discusión de sus

alcances. La Sección 5 concluye el documento.

2. Revisión de la literatura

2.1. Bienestar social y desigualdad

Las desigualdades sociales están hoy en el centro de la discusión mundial, especialmente en América Latina. Numerosos estudios ponen el foco en ella, suscitando debates de variada intensidad sobre sus causas, manifestaciones y consecuencias (PNUD, 2017). El estudio de tales desigualdades se relaciona con la economía del bienestar y la medición del bienestar social. Esta última implica el evaluar las condiciones de vida de los individuos, lo que ha migrado desde considerar indicadores simples como el ingreso hacia otros indicadores compuestos que son más informativos y que incluyen variables adicionales como la tasa de mortalidad, propensión a la morbilidad, nivel de escolaridad, estado de nutrición, participación política, entre otros.

Para la antigua economía del bienestar, vinculada con el utilitarismo clásico, una sociedad justa es aquella que ha logrado maximizar la suma de las utilidades individuales. En este sentido, Pigou (1932) propuso la manera de conciliar la eficiencia con la justicia distributiva, donde el bienestar general de la sociedad aumenta en mayor proporción cuando se incrementa la utilidad del grupo menos favorecido. El autor además concibió la presencia de un estado de bienestar, el cual debe proporcionar seguridad social y entregar oportunidades para un consumo más igualitario a todos los sectores de la sociedad, en áreas sensibles como educación, vivienda y salud para poder así maximizar el bienestar de una sociedad. Por otra parte, Champernowne (1953) y Thurow (1971) expresan que la función de bienestar social debe ser utilizada para determinar la distribución óptima de ingresos de una sociedad, sin embargo, esto plantea la disyuntiva si cada distribución inicial de ingresos es un óptimo de Pareto o si es necesaria una redistribución de los ingresos para lograrlo. Thurow (1971) manifiesta que hay varias razones para suponer que las distribuciones iniciales arbitrarias del ingreso no son Pareto óptimas ya que la utilidad de las personas no depende sólo de su ingreso sino del ingreso de los restantes miembros de la sociedad. Para el autor la distribución de ingresos en sí puede ser un argumento de la función de utilidad de un individuo, ya que muchos de los beneficios relacionados con la estabilidad social y política proceden probablemente de la distribución del ingreso y de la concentración del poder económico más que de los ingresos individuales.

Del estudio de la teoría del bienestar surgió una problemática central: su medición. En este ámbito, el ingreso se ha utilizado habitualmente como una forma de medir la calidad de vida de la sociedad, siendo este una medida de productividad de los receptores de ingresos quienes además difieren en la calidad de sus servicios laborales, donde un mayor ingreso es recompensa para quienes poseen mayores atributos (Lebergott, 1959; Sadka, 1976). En la literatura aún persiste la controversia sobre los alcances y limitaciones de utilizar el ingreso y el gasto corriente de los hogares como medidas adecuadas para evaluar la calidad de vida de un grupo familiar. Medina

(1998) señala que cuando se utiliza el ingreso como medida de bienestar es muy probable que se presenten problemas en aquellas situaciones en que las familias desahorran o se endeudan para poder adquirir bienes y servicios, distorsionando la medición del bienestar a través de este indicador. Tinbergen (1957) afirmó que el producto interno bruto no es una medida suficiente de bienestar, recalcando que la distribución del producto o ingreso entre los individuos sí es un factor importante en el bienestar, y que por lo demás, puede influir en el producto total de una nación.

Por otro lado, Tinbergen (1957) y Sadka (1976) destacan como una ventaja de la discusión sobre la función del bienestar social la posibilidad de modificar los patrones distributivos, siendo un aspecto relevante a considerar la influencia que podrían ejercer en éstos los distintos procesos educativos. En esta línea, Newhouse (1971) plantea que la educación o capacitación permite aumentar la productividad de trabajadores poco calificados. Por lo tanto, una fuerza laboral más educada y entrenada debería acceder a empleos mejor remunerados ya que sus empleadores estarían dispuestos a pagar más por sus servicios.

2.2. Determinantes de la desigualdad de ingresos

El interés de la literatura por dilucidar aquellos factores que explicarían cambios en la distribución del ingreso es gatillado por la hipótesis delineada por Kuznets (1955). Para el economista, galardonado con el premio Nobel en 1971, existe una relación directa entre crecimiento económico y desigualdad de ingresos en las primeras etapas del desarrollo de una economía, y que a partir de un umbral esta desigualdad comienza a verse disminuida a medida que el crecimiento avanza y la economía presenta rasgos más propios de un sistema capitalista. Según Galor & Zeira (1993) la relevancia del estudio entre crecimiento económico y distribución radica en que los países que tienen diferentes distribuciones de riqueza históricamente determinadas siguen diferentes caminos de crecimiento e incluso pueden converger a diferentes estados estacionarios. Aigner & Heins (1967) abordaron la tesis de Kuznets señalando que según esta teoría las economías maduras o desarrolladas distribuyen los ingresos de una manera más equitativa que las que se encuentran en vías de desarrollo. Por ende, aquellos países que exhiben mayores niveles de crecimiento convergerían hacia una economía socialmente justa en el largo plazo.

Cabe mencionar que los estudios de causalidad entre crecimiento económico y distribución de ingresos no han sido del todo esclarecedores. Según Copeland (1947) y Aaron & McGuire (1970) la política pública es un factor importante para mejorar la distribución primaria y secundaria del ingreso, pues permite modificaciones en los patrones distributivos, los que pueden afectar favorablemente la producción. Strassmann (1956) manifestó que dada una población suficientemente grande, el crecimiento económico depende no sólo de la formación de capital y el progreso tecnológico, sino también de la creciente igualdad de ingresos. Adicionalmente, Strassmann (1956) y Galor & Zeira (1993) sugieren que una redistribución positiva del ingreso puede elevar la eficiencia marginal del capital, ya que una distribución mayormente igualitaria estimularía el consumo y el crecimiento económico sostenido en el largo plazo, aumentando el nivel de ahorro y la inver-

sión, promoviendo así a que las industrias se trasladen hacia la producción en masa y el progreso tecnológico. Blejer & Guerrero (1990) en un estudio para Filipinas demostraron que aumentos en la productividad tienden a reducir la desigualdad del ingreso, probablemente al inducir mejoras salariales.

En esta misma línea, la evidencia para América Latina indica que la relación entre crecimiento económico y distribución de ingresos tiene la forma de U invertida que predijo Kuznets, aunque esta relación se ha vuelto más regresiva durante el tiempo, lo que en general significa que un mayor crecimiento en América Latina no ha mejorado la distribución de ingresos en la región (Morley, 2000). Para el caso chileno, Larrañaga (1999) estudió la dinámica existente entre el crecimiento económico sectorial y la distribución de ingresos de los hogares durante el periodo 1987-1996, encontrando evidencia de aumentos en la desigualdad de ingresos a pesar de los niveles de crecimiento registrados para la economía chilena. En particular, los sectores económicos que exhibieron las mayores tasas de crecimiento del ingreso medio tendieron a experimentar incrementos en los niveles de desigualdad; mientras que aquellos sectores que presentaron tasas de crecimiento moderadas o negativas para el ingreso promedio, exhibieron preferentemente caídas en sus niveles de desigualdad.

Otro de los aspectos macroeconómicos considerados en el análisis de la distribución de ingresos corresponde al efecto que la inversión extranjera directa (IED) ejercería en los niveles de desigualdad. Así, la IED puede afectar a dos componentes de los ingresos, capital o salarios. En este sentido, Te Velde (2003) destaca que una de las principales causas de la mayor desigualdad de ingresos generada por la IED en América Latina obedece a que las empresas transnacionales tienden a localizarse en sectores de mano de obra altamente calificada, siendo estos los que absorben la mayoría de los beneficios de la IED, es decir, transferencias tecnológicas, transferencia de conocimiento y mayor productividad. Ello ha evidenciado como resultado un aumento de la brecha salarial entre trabajadores calificados y no calificados. Por su parte, Suanes (2016) profundizó el trabajo de Te Velde (2003) a través de un análisis sectorial, evidenciando un efecto positivo de la IED sobre la desigualdad de ingresos para trece economías de América Latina, especialmente en aquellas inversiones localizadas en los sectores de servicios e industria manufacturera.

Un tercer argumento macroeconómico que explicaría la distribución de ingresos se refiere a la carga impositiva o estructura tributaria de un país. En este ámbito, Amarante & Jiménez (2016) demostraron para una muestra de países latinoamericanos¹ que el impuesto a las altas rentas de los individuos tiene un efecto distributivo considerable, mejorando la recaudación fiscal y, por ende, aumentando la cantidad de recursos disponibles para programas sociales que permiten disminuir las tasas de pobreza y mejorar el bienestar social. Para Perotti (1992) el crecimiento económico es el resultado de la inversión privada en educación, ya que suponiendo que no existen mercados de capitales sólo aquellos agentes cuyos ingresos después de impuestos sean al menos iguales al

¹Los países incluidos en el estudio de Amarante & Jiménez (2016) son Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela.

costo de la educación invertirán en esta. Por consiguiente, la estructura redistributiva de impuestos determinará el acervo de capital humano, afectando la tasa de crecimiento de la economía en el largo plazo. De este modo, cualquier intervención gubernamental, sea de carácter regulatorio o de manejo de instrumentos de política económica, tiene consecuencias distributivas. Por ello es que las propuestas de presupuesto fiscal no debiesen ser evaluadas puramente desde la perspectiva macroeconómica y su rol estabilizador, sino que también debiesen considerar la función redistributiva del Estado para mejorar los niveles de pobreza y equidad al interior de una nación.

Por otra parte, la literatura destaca como argumentos que explican la desigualdad de ingresos la composición étnica de la población y la dicotomía urbano-rural del territorio. Respecto del primer argumento, *Becker (1971)* planteó que la discriminación, en conjunto con las desventajas iniciales del individuo, afectarían su desempeño en el mercado del trabajo y el potencial retorno de su inversión en capital humano. Desde la concepción de Gary Becker, la discriminación genera distorsiones importantes en el mercado laboral, donde los individuos de determinados grupos sociales (los discriminados) enfrentarían dificultades para encontrar un empleo o para generar ingresos, a pesar de sus competencias y aptitudes innatas y de las ganancias en productividad asociadas a su contratación. Desde la perspectiva empírica, *López (2016)* encuentra que en las regiones del sur de Chile, las que exhiben una mayor tasa de población indígena, la discriminación salarial también es mayor, donde parte de esta brecha podría estar explicada por el grado de conflicto que se ha instaurado en esta zona. No obstante, en el mismo estudio se remarca que la brecha tiende a disminuir en el tiempo y que el componente discriminatorio es importante hasta antes del año 2009. Adicionalmente, *Zurita & Dresdner (2009)* analizaron la diferencia salarial entre la población Mapuche y no indígena en Chile, evidenciando que existen diferencias significativas de dotaciones de capital humano a favor de la población no indígena. En cuanto a las diferencias territoriales, *Cotte & Cotrino (2006)* encontraron marcadas diferencias en los niveles de desigualdad entre las zonas rurales y urbanas de las comunas de Colombia, las que se explican principalmente debido a los bajos retornos de la educación que tendrían los individuos que habitan las zonas rurales, mientras que en zonas urbanas el retorno a la educación tiende a incrementarse significativamente en todos sus niveles.

2.3. Rol del gasto social en educación en la reducción de inequidades

Los énfasis de la política pública y la estructura del gasto social también juegan un rol en la distribución de ingresos. Según *Mostajo (2000)* el gasto social tiene impactos distributivos en el corto plazo mediante la provisión de salud, educación y transferencias monetarias, y también en el largo plazo donde la formación de capital humano aparece como principal instrumento para modificar la distribución de ingresos. En particular, son numerosos los autores (*Tinbergen, 1957; Aigner & Heins, 1967; Marin & Psacharopoulos, 1976; Beyer, 1999*) que han demostrado que la expansión en los niveles medios de escolaridad se traduce en disminuciones de la desigualdad de ingresos. En este sentido *Winegarden (1979)* evidenció que aumentos en los niveles medios de escolaridad

ejercen un efecto positivo sobre la distribución del ingreso, mientras que las desigualdades en el logro educativo aumentan las disparidades.

Al respecto, en Chile el mayor porcentaje del gasto público en educación se invierte en el sistema escolar, siendo este cercano al 75%. Cabe destacar que solo un 6% del gasto en educación se destina al nivel de enseñanza pre-básica o pre-escolar, cuya cobertura alcanza solo al 35% de la población objetivo. Esto se contrapone a lo que remarcan diversos estudios (Myers, 1995; Marcel & Tokman, 2005), los que indican que el incorporar tempranamente a los niños al sistema escolar permite enfrentar los problemas de aprendizaje que se originan en el entorno del hogar y, por tanto, reducir las brechas entre las niñas y niños provenientes de distintos niveles socioeconómicos.

3. Materiales y métodos

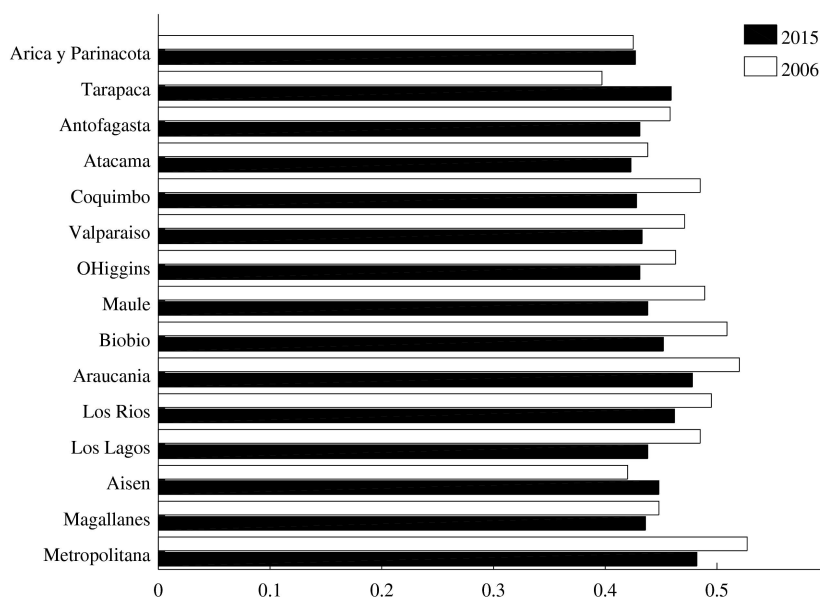
3.1. Datos

Cabe recordar que el objetivo del presente estudio es analizar el efecto del gasto público municipal per cápita en educación sobre la distribución de ingresos autónomos a nivel comunal en Chile. Para lograr dicho objetivo es necesario contar con alguna medida de desigualdad en la distribución de ingresos, donde el coeficiente de Gini es el indicador más utilizado para tal efecto. Este coeficiente se calcula a partir de la curva de Lorenz, siendo generalmente presentado en su forma estandarizada, con lo cual adquiere el valor máximo de uno en el caso de máxima desigualdad, y cero en el caso de perfecta igualdad. Dentro de las desventajas de este indicador se encuentra que no es demasiado útil para estudiar brechas distributivas al interior de la distribución de ingresos. Para ello existen ciertos indicadores locales tales como los ratios 10/10 y 20/20, donde el primero indica la razón entre el ingreso promedio de los deciles de mayores y menores ingresos, en tanto que el segundo captura la razón de ingresos entre el primer y último quintil. Adicionalmente, Contreras & Ruiz-Tagle (1997) destacan como medidas de desigualdad complementarias los coeficiente de variación, de Atkinson y de Theil, los que presentan características particulares.²

Por consiguiente, el presente estudio empírico aborda la desigualdad de ingresos considerando cuatro de las medidas anteriores: los coeficientes de Gini y Theil y los ratios 10/10 y 20/20. Para calcular tales indicadores a nivel comunal se utilizó la información de ingresos de los hogares chilenos disponible desde el año 2006 al 2015 en las diversas rondas de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN). Este instrumento es elaborado por el Ministerio de Desarrollo Social y mide el estándar de vida de los hogares en Chile. La encuesta entrega un acabado perfil socioeconómico de los hogares, abordando ámbitos como vivienda, salud, educación y registrando incluso las distintas fuentes de ingresos percibidos por cada uno de sus miembros (ocupación principal, secundaria, subsidios monetarios, etc.).

²De acuerdo a Contreras & Ruiz-Tagle (1997), los coeficientes de Atkinson y de Theil son más sensibles a los cambios en la parte baja de la distribución, mientras que el coeficiente de variación es más sensible a los cambios en la parte alta de la misma.

Figura 2: Coeficiente de Gini según regiones de Chile, años 2006 y 2015.



Fuente: Elaboración propia a partir de Encuesta CASEN

Como se recalcó en la Introducción, los niveles de desigualdad de ingresos en Chile han permanecido casi invariantes durante las últimas décadas. El estudio de este fenómeno se ha focalizado en la distribución del ingreso y la pobreza a nivel nacional y regional, pero con poca atención a nivel comunal (Agostini & Brown, 2007).

Al centrar la atención en la desigualdad de ingresos regional durante el periodo de análisis, esta ha permanecido constante en algunas regiones de Chile (ver Figura 2). En particular, en el año 2006 la región Metropolitana lideró la desigualdad regional de ingresos con un coeficiente de Gini de 0.527, seguida por las regiones de La Araucanía (0.52), del Biobío (0.509), Los Ríos (0.495) y del Maule (0.489), siendo estas cuatro últimas pertenecientes a la zona centro sur del país. Si bien al año 2015 los coeficientes de desigualdad de ingresos han disminuido levemente con respecto al año 2006, la región Metropolitana sigue siendo la región más desigual de Chile con un coeficiente de Gini de 0.482. Le siguen La Araucanía (0.478), Los Ríos (0.462), Tarapacá (0.459) y Biobío (0.452).

En términos de desigualdad comunal, destaca la comuna de Sierra Gorda, región de Antofagasta, la que en el año 2006 registró el mayor nivel de desigualdad de ingresos en Chile, reportando un coeficiente de Gini de 0.753 y un índice de Theil de 1.911 (ver Tabla 1). Una explicación de los altos niveles de desigualdad de Sierra Gorda podría ser que el decil más alto de la distribución percibe un ingreso 105.38 veces mayor que el decil de menores ingresos. En segundo lugar, la comuna de Galvarino de la región de La Araucanía presenta un coeficiente de Gini de 0.739, un índice de

Theil de 1.683 y un indicador 10/10 de 167 veces. El listado de comunas con mayor desigualdad del ingreso autónomo es seguido por Pucón (La Araucanía), Lo Barnechea (Metropolitana), Santo Domingo (Valparaíso), San Carlos y Ninhue (Biobío).

Tabla 1: Comunas de Chile con mayor nivel de desigualdad de ingresos según coeficiente de Gini e indicadores complementarios de inequidad, años 2006 y 2015.

Año	Comuna	Región	Ranking	Gini	Theil	10/10	20/20
2006	Sierra Gorda	Antofagasta	1	0.754	1.911	105.38	41.23
	Galvarino	La Araucanía	2	0.738	1.683	167.58	87.56
	Pucón	La Araucanía	3	0.690	1.668	98.98	37.88
	Lo Barnechea	Metropolitana	4	0.663	0.869	82.98	34.45
	Santo Domingo	Valparaíso	5	0.630	0.798	38.75	17.49
	San Carlos	Biobío	6	0.627	0.982	59.85	22.85
	Ninhue	Biobío	7	0.606	0.777	50.20	17.29
	Frutillar	Los Lagos	8	0.603	0.906	35.98	15.53
	Primavera	Magallanes	9	0.601	0.705	22.90	11.77
	San Pablo	Los Lagos	10	0.600	0.851	37.17	20.10
2015	Traiguén	La Araucanía	1	0.678	1.919	122.98	39.09
	Alto Biobío	Biobío	2	0.585	0.642	28.00	12.42
	Nancagua	O'Higgins	3	0.571	0.738	25.92	11.74
	San Ignacio	Biobío	4	0.562	0.691	39.15	11.99
	Saavedra	La Araucanía	5	0.552	0.539	20.45	9.49
	San Pablo	Los Lagos	6	0.550	0.619	29.81	11.79
	Lo Barnechea	Metropolitana	7	0.547	0.510	16.17	9.98
	San Pedro de la Paz	Biobío	8	0.545	0.540	23.20	11.29
	Mostazal	O'Higgins	9	0.543	0.680	43.40	10.84
	Portezuelo	Biobío	10	0.541	0.537	27.20	16.80

Fuente: Elaboración propia a partir de Encuesta CASEN

Tal como se aprecia en la Tabla 1, las comunas con peor distribución del ingreso en el año 2015, medida a través del coeficiente de Gini e índice de Theil, pertenecen a las regiones del Biobío y La Araucanía. Por consiguiente, tales territorios debiesen ser el foco para la actual política social, identificando los principales factores de tales niveles de desigualdad. En el Apéndice A se reporta un conjunto de mapas de desigualdad de ingresos según el coeficiente de Gini para las regiones de Chile ordenadas de norte a sur. En tales figuras no se incluyen las regiones extremas de Aysén y Magallanes y Antártica Chilena ya que no fue posible construir los distintos indicadores de desigualdad por la baja representatividad comunal de la muestra para tales regiones. En tales figuras se puede apreciar que prácticamente en todas las regiones los niveles de desigualdad se redujeron durante el periodo de análisis.

3.2. Estrategia empírica

Para estimar el efecto del gasto en educación per capita sobre la distribución de ingresos para las comunas de Chile, el presente estudio utilizó el ingreso autónomo del hogar para construir los distintos indicadores de desigualdad. Esta variable, disponible en las diversas rondas de la Encuesta CASEN, representa la suma de los ingresos percibidos por los distintos miembros de un hogar, excluyendo los subsidios monetarios y alquileres imputados.³ Dado que la encuesta CASEN aun posee problemas para representar zonas geográficas extremas y el Ministerio de Desarrollo Social reconoce a nivel comunal un error muestral mayor que a nivel regional y nacional, es que no es posible considerar en el presente estudio las 346 comunas que comprenden el territorio chileno. Por consiguiente, el presente estudio longitudinal consideró un panel balanceado para el periodo 2006-2015 compuesto por 307 comunas para estimar el coeficiente de Gini e índice de Theil, 237 comunas para el índice 10/10 y 304 municipios para el índice 20/20.

Adicionalmente, el estudio empírico reconoció las características de la variable dependiente al momento de seleccionar el método de estimación. En primer lugar, dado que los valores del coeficiente de Gini se encuentran entre cero y uno, este se modeló a través del enfoque Probit de respuesta fraccional desarrollado por Papke & Wooldridge (1996, 2008). Bajo este enfoque, la heterogeneidad no observada, c_i , se correlaciona con el promedio de aquellos regresores que varían en el tiempo de la forma sugerida por Mundlak (1978) y Chamberlain (1980). Por lo tanto, el modelo Probit de respuesta fraccional para el coeficiente de Gini se especifica del siguiente modo:

$$(1) \quad E[gini_{it}|X_i, c_i] = \Phi(X_{it}\beta + c_i)$$

$$(2) \quad X_{it}\beta = \alpha educper_{it-j} + z_i\gamma + \varepsilon_{it}; \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T; \quad j = 1, 2$$

$$(3) \quad c_i = \psi + \bar{G}\xi + a_i$$

Donde $gini_{it}$ representa el coeficiente de Gini de la comuna i en el periodo t calculado a partir del ingreso autónomo del hogar, mientras que $\Phi(\cdot)$ es la función de densidad acumulada de la distribución normal estándar. Por su parte, la variable $educper_{it-j}$ representa el gasto per cápita en educación que realizan los gobiernos locales, i.e., municipios, en Chile, cuya información fue extraída del Sistema Nacional de Información Municipal (SINIM). Este regresor representa el foco del presente estudio ya que una amplia literatura evidencia que la mayor inversión en capital

³La Encuesta CASEN identifica el ingreso autónomo del hogar a través de las variables $yauthaj$ durante las rondas 2006, 2009 y 2011, y $yautcorh$ en las versiones 2013 y 2015 del instrumento.

humano se traduce en mejoras en la distribución de ingresos en el largo plazo (Tinbergen, 1957; Aigner & Heins, 1967; Marin & Psacharopoulos, 1976; Winegarden, 1979; Beyer, 1999; Mostajo, 2000). Adicionalmente, se consideró adecuado capturar el eventual efecto rezagado que podría provocar el gasto en educación sobre la distribución de ingresos, incluyendo especificaciones donde la variable $geducper_{t-j}$ fue rezagada en uno y dos periodos ($j = 1$ y $j = 2$, respectivamente).

La modelación empírica también incluyó un vector de variables de control, z_i , el cual considera el porcentaje de población étnica (*etnia*), el porcentaje de hogares que habitan la zona rural de una comuna (*ruralidad*) y una variable dicotómica (*capprov*) que toma el valor 1 si la comuna es la capital de la provincia en que está inserta y cero en caso contrario.⁴ Respecto de la construcción de estas variables, los porcentajes de población étnica y de hogares en zona rural para cada comuna i en el periodo t fueron calculados a partir de la Encuesta CASEN. La variable *capprov* pretende capturar el efecto de concentración o centralización en la toma de decisiones que ejercerían las capitales provinciales al interior de una región. Esto se traduciría en que una comuna capital provincial podría tener un ingreso mayor por concepto de educación, invertir más por habitante y mejorar sus índices de desigualdad en mayor medida que el resto de las comunas más alejadas de los centros urbanos.

En último término, ε_{it} es el error idiosincrático y la heterogeneidad no observada c_i se distribuye $c_i|X \sim N(\psi + \bar{G}_i\xi, \sigma_a^2)$, donde \bar{G} es el promedio en el tiempo de todos los regresores que varían en el tiempo.

Tras estimado el modelo anterior, se procedió al cómputo de los efectos parciales promedio siguiendo a Papke & Wooldridge (2008), simulando además sus respectivos errores estándar a través del método *bootstrap*. Esto implica que si el regresor x_j es continuo, entonces su efecto parcial promedio (o APE en inglés por *average partial effect*) viene dado por:

$$(4) \quad \frac{\partial E[gini_{it}|X_{it}, c_i]}{\partial x_j} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\beta}_j \phi(\hat{\psi} + X_{it}\hat{\beta} + \bar{G}_i\hat{\xi})$$

Por otro lado, en el caso de que el regresor x_j sea una variable dicotómica, entonces su APE se define como:

$$(5) \quad \frac{\partial E[gini_{it}|X_{it}, c_i]}{\partial x_j} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T [\Phi(\hat{\psi} + X_{it}\hat{\beta} + \bar{G}_i\hat{\xi})|_{x_j=1} - \Phi(\hat{\psi} + X_{it}\hat{\beta} + \bar{G}_i\hat{\xi})|_{x_j=0}]$$

Donde $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ son las funciones de densidad y de densidad acumulada de una distribución de probabilidad normal estándar, respectivamente, mientras que el acento circunflejo denota valores estimados.

En segundo lugar, el índice de Theil y los ratios 10/10 y 20/20 se modelaron a través de un modelo Tobit de efectos aleatorios debido a que estos tres indicadores son variables continuas pero

⁴Hasta el año 2016, Chile poseía 54 capitales provinciales, siendo 40 de ellas incluidas en la muestra del presente estudio.

truncadas (Wooldridge, 2005). Por ende, la estimación del índice de Theil, $theil_{it}$, y de los ratios 10/10 y 20/20, r_{it}^k , se realizó mediante las siguientes especificaciones empíricas:

$$(6) \quad theil_{it} = \begin{cases} 0 & \text{Si } y^* \leq 0 \\ X_{it}\beta & \text{Si } 0 < y^* < \log(N) \\ \log(N) & \text{Si } y^* \geq \log(N) \end{cases}$$

$$(7) \quad r_{it}^k = \begin{cases} 1 & \text{Si } y^* \leq 1 \\ X_{it}\beta & \text{Si } y^* > 1 \end{cases} ; \quad k = 10/10, 20/20$$

$$(8) \quad X_{it}\beta = \alpha educper_{it-j} + z_i\gamma + c_i + u_{it}; \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T; \quad j = 1, 2$$

Donde y^* es una variable latente no observada, $\log(N)$ es el logaritmo del tamaño muestral promedio considerado en el cálculo del índice de Theil, y c_i es la heterogeneidad no observada que se asume independiente del error idiosincrático u_{it} , los que se distribuyen $c_i|X \sim N(0, \sigma_c^2)$ y $u_{it}|X, c_i \sim N(0, \sigma_u^2)$.

De manera alternativa, los efectos parciales promedio (APE) para el modelo Tobit de efectos aleatorios fueron calculados siguiendo a Cong (2000) y los errores estándar de los parámetros fueron estimados a través del método bootstrap. Así, si el regresor x_j es continuo, entonces su APE se obtiene mediante la siguiente expresión:

$$(9) \quad \frac{\partial E[y_{it}|a < y_{it} < b]}{\partial x_j} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\beta}_j \left[1 - \left(\frac{\delta_a \phi(\delta_a) - \delta_b \phi(\delta_b)}{\Phi(\delta_a) - \Phi(\delta_b)} \right) - \left(\frac{\phi(\delta_a) - \phi(\delta_b)}{\Phi(\delta_a) - \Phi(\delta_b)} \right)^2 \right]$$

Donde nuevamente $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ representan las funciones de densidad y de densidad acumulada de una distribución de probabilidad normal estándar, respectivamente, y el acento circunflejo denota el valor estimado del parámetro β_j . Los escalares a y b son los valores extremos en los que se encuentra truncada la variable dependiente; es decir, a es 0 para el índice de Theil y 1 para los ratios 10/10 y 20/20, mientras que el escalar b es igual al $\log(N)$ para el índice de Theil e infinito para los ratios 10/10 y 20/20. Adicionalmente, δ_a se define como $(a - X_{it}\beta)/\sigma$ y δ_b como $(b - X_{it}\beta)/\sigma$, donde $\sigma = \sqrt{\sigma_c^2 + \sigma_u^2}$.⁵

Finalmente, y a modo de información complementaria, la Tabla 2 presenta las principales estadísticas descriptivas de las variables dependientes y regresores utilizados en las especificaciones empíricas descritas.

⁵Note que si el escalar b tiende a infinito, entonces $\Phi(\delta_b) \rightarrow 1$ y $\phi(\delta_b) \rightarrow 0$.

Tabla 2: Estadística descriptiva de las variables consideradas en el estudio.

	Observaciones	Media	Desv. estándar	Mínimo	Máximo
Variables dependientes:					
Coefficiente de Gini ($gini_{it}$)	1535	0.308	0.06	0.22	0.85
Índice de Theil ($theil_{it}$)	1535	0.363	0.17	0.10	256.69
Índice 10/10 ($r_{it}^{10/10}$)	1448	28.376	34.27	2.83	878.99
Índice 20/20 ($r_{it}^{20/20}$)	1530	10.775	9.61	2.31	252.98
Variables explicativas (regresores):					
Gasto en educación per cápita ($geducper_{it-j}$)	1535	97.149	80.38	3.84	800.42
Porcentaje población indígena ($etnia_{it}$)	1535	0.121	0.17	0	0.95
Porcentaje de hogares en zona rural ($ruralidad_{it}$)	1535	0.366	0.26	0	1
Capital provincial ($capprov_i$)	1535	0.136	0.34	0	1

Fuente: Elaboración propia

4. Principales resultados y discusión

En esta sección se presentan y discuten los resultados obtenidos tras la estimación de los modelos empíricos descritos en el apartado anterior. En primer lugar, la Tabla 3 da cuenta de los resultados tras la estimación del modelo base para los cuatro indicadores de desigualdad de ingresos bajo análisis, variante que considera el gasto en educación contemporáneo.

Tabla 3: Efectos parciales promedio (APE) tras la estimación de los modelos Probit de respuesta fraccional y Tobit de efectos aleatorios para la variante gasto en educación contemporáneo.

Variable dependiente:	Gini	Theil	10/10	20/20
<i>geducper</i>	-0.00020*** (0.0000)	-0.00035*** (0.0000)	-0.01411 (0.0109)	-0.01015*** (0.0012)
<i>etnia</i>	-0.01818 (0.0252)	0.10448*** (0.0284)	-2.32821 (3.4133)	0.82084 (0.8297)
<i>ruralidad</i>	0.00403 (0.0172)	0.04708** (0.0205)	0.84765 (1.9262)	0.13584 (0.8603)
<i>capprov</i>	0.00596 (0.0062)	0.01392 (0.0132)	1.08051 (1.3960)	1.54310 (0.9959)
Observaciones	1535	1535	1185	1520
No. de comunas	307	307	237	304
Estadístico Test de Wald	86.83	48.34	39.55	41.69

Nota: Errores estándar entre paréntesis, calculados mediante bootstrap a partir de 2000 simulaciones. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

La evidencia encontrada en esta primera variante de análisis señala que un mayor gasto municipal en educación reduciría la desigualdad de ingresos a nivel comunal en Chile, cuando esta es medida a través de los coeficientes de Gini y de Theil o mediante el ratio 20/20. En efecto, el

APE estimado para la variable *geducper* es negativo y estadísticamente significativo con un nivel de confianza del 99% para los tres indicadores de desigualdad, siendo este signo consistente con lo reportado en la literatura (Tinbergen, 1957; Marin & Psacharopoulos, 1976; Winegarden, 1979; Mostajo, 2000). Por consiguiente, es esperable que el mayor gasto en educación, orientado a incrementar el acceso y/o calidad de la educación pública, generaría mejoras en las habilidades y destrezas cognitivas de niños, niñas y adolescentes pertenecientes a hogares socialmente vulnerables, siendo estas mejoras recompensadas en el mercado laboral con un mayor ingreso (Sadka, 1976; Winegarden, 1979), o bien, incrementando la probabilidad de acceder a la educación superior.

En relación a las variables de control, las estimaciones sugieren que la composición étnica de la población es un determinante estadísticamente significativo de la desigualdad de ingresos en Chile, sólo cuando esta es cuantificada mediante el índice de Theil. En este caso, el APE estimado para la variable *etnia* da cuenta de mayores inequidades en comunas donde exista una alta concentración de personas pertenecientes a pueblos originarios. De acuerdo a las cifras del Censo de Población y Vivienda aplicado en Chile durante el año 2017, la población indígena se encuentra principalmente en la regiones norteñas de Arica y Parinacota (36%) y Tarapacá (25%), y en la zona sur en la región de la Araucanía (34%) y en las comunas de Cañete (36%), Contulmo (30%), Tirúa (71%) y Alto Biobío (86%) pertenecientes a la región del Biobío (Instituto Nacional de Estadísticas, 2018). Por ende, tales zonas geográficas debieran ser el foco de la política pública orientada a reducir las disparidades en la distribución de ingresos que enfrentan en Chile las etnias Quechua, Aymara y Mapuche.

De igual modo, el grado de ruralidad de una comuna también influye positivamente en la desigualdad de ingresos si esta es cuantificada a través del índice de Theil. En este sentido, si se consideran sólo las comunas incluidas en esta investigación, las regiones con mayor índice de ruralidad son Los Lagos (0.53), Tarapacá (0.50) y Maule (0.49). Por otra parte, no se encontró evidencia respecto del efecto del carácter de capital provincial de una comuna sobre los niveles de inequidad. En efecto, el APE estimado para la variable *caprov* no es estadísticamente significativo bajo ninguna de las cuatro medidas de desigualdad consideradas en el presente estudio. Finalmente, cabe agregar que la especificación empírica propuesta para el ratio 10/10 no logró capturar la dinámica de este indicador, ya que ninguno de los parámetros estimados logró ser significativo individual y grupalmente al 10% de significancia estadística.

En una segunda variante de análisis, el estudio de desigualdad comunal exploró el efecto rezagado del gasto en educación sobre la distribución de ingresos. Al respecto, se decidió rezagar el regresor *geducper* en uno y dos periodos los que, dada la periodicidad de la encuesta CASEN, tendrían una extensión entre 3 y 5 años, respectivamente. La Tabla 4 da cuenta de las estimaciones de los modelos probit de respuesta fraccional y Tobit de efectos aleatorios bajo la nueva variante descrita.

Tabla 4: Efectos parciales promedio (APE) tras la estimación de los modelos Probit de respuesta fraccional y Tobit de efectos aleatorios para la variante gasto en educación rezagado.

Variable dependiente:	Gini		Theil		10/10		20/20	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>geducper_{t-1}</i>	-0.0007*** (0.0001)		-0.0005*** (0.0001)		-0.0329* (0.0169)		-0.0197*** (0.0036)	
<i>geducper_{t-2}</i>		-0.0009*** (0.0001)		-0.0005*** (0.0002)		-0.0198 (0.0233)		-0.0176*** (0.0041)
<i>etnia</i>	-0.0241 (0.0230)	-0.0067 (0.0294)	0.1051*** (0.0264)	0.1186*** (0.0306)	-5.0866 (3.3253)	-7.1916* (4.1462)	0.3423 (0.6164)	0.6437 (0.7691)
<i>ruralidad</i>	-0.0121 (0.0212)	-0.0372 (0.0318)	0.0443* (0.0227)	0.0203 (0.0263)	4.0749** (2.0536)	3.4897 (2.9071)	0.1384 (0.8973)	0.3775 (0.8002)
<i>capprov</i>	0.0076 (0.0065)	0.0092 (0.0063)	0.0145 (0.0140)	0.0166 (0.0141)	1.4048 (1.6626)	-0.0026 (1.6927)	1.8036 (1.1657)	0.8527 (0.6126)
Observaciones	1228	921	1228	921	948	711	1216	912
No. de comunas	307	307	307	307	237	237	304	304
Estadístico Test de Wald	82.88	56.05	19.49	9.61	31.83	17.60	35.04	18.54

Nota: Errores estándar entre paréntesis, calculados mediante bootstrap a partir de 2000 simulaciones. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Los resultados reportados en el citado cuadro confirman que el efecto del gasto municipal en educación sobre la desigualdad de ingresos no es inmediato. El efecto negativo de la variable *geducper* se presentaría sobre los índices de Gini y Theil y la razón 20/20 hasta dos periodos posteriores al cambio experimentado en el regresor, lo que equivaldría a 5 años en promedio (columnas 1 a 4, 7 y 8, Tabla 4). Para el ratio 10/10, en cambio, el efecto estimado se presentaría sólo hasta un periodo siguiente a la variación sufrida por *geducper*, equivalente a 2 o 3 años en promedio (columna 5, Tabla 4). Tales resultados son coherentes con la hipótesis del efecto inverso entre inversión en capital humano y desigualdad de ingresos planteada por Newhouse (1971), donde una fuerza laboral más educada y entrenada, aumentaría la productividad de los trabajadores poco calificados, por lo que los oferentes de empleo estarían dispuestos a retribuir más por tales servicios. En la misma línea, Winegarden (1979) señala que una mayor inversión social en escolarización ejercería un efecto igualador en la distribución del ingreso.

Con respecto a las variables de control, nuevamente la composición étnica de la población es un factor que afecta positivamente la inequidad de ingresos en Chile cuando las métricas empleadas son el índice de Theil y el ratio 10/10, pero con menor nivel de confianza para este último indicador. El APE estimado que captura el efecto de la variable *etnia* sobre el índice de Theil es significativo con un nivel del 1 % tras aplicar el modelo Tobit de efectos aleatorios a dicho indicador, ello considerando tanto uno como dos rezagos en el gasto municipal en educación, siendo el efecto marginal levemente mayor en la segunda especificación (columnas 3 y 4, Tabla 4). Lo anterior está en sintonía con lo remarcado por Zurita & Dresdner (2009) y López (2016), quienes evidenciaron que en Chile existen marcadas brechas de ingreso en desmedro de la población indígena.

El grado de ruralidad, por su parte, afectaría positivamente los niveles de desigualdad al interior de las comunas chilenas con un nivel de significancia entre cinco y diez por ciento. Este resultado se presenta sólo cuando la desigualdad es cuantificada mediante el índice de Theil o el indicador 10/10 y el gasto municipal en educación es rezagado un periodo (columnas 3 y 5, Tabla 4).

Finalmente, al igual que en la primera variante de modelos analizada, no es posible afirmar que una comuna al ser capital provincial exhibiría niveles de desigualdad estadísticamente distintos al resto de las comunas chilenas. En efecto, aun cuando el APE estimado para la variable dicotómica *capprov* es positivo en casi la totalidad de las especificaciones empíricas analizadas, la hipótesis nula del respectivo test de significancia individual no logró ser rechazada.

5. Conclusiones

Diversos autores (Morgan, 1962; Larrañaga, 1999; Altimir, 1994; Ocampo, 1998) y organismos internacionales como la OCDE, el Banco Mundial o el Banco Interamericano de Desarrollo han manifestado su preocupación por la alta desigualdad social que se ha instalado en América Latina, comprendiendo que es una problemática que tiene efectos negativos en la productividad, competitividad y calidad de vida de los habitantes de una economía emergente. Chile no es ajeno a esta problemática social de alcance global, aun cuando la calidad de vida de sus habitantes ha mejorado significativamente en distintas dimensiones del bienestar durante las últimas dos décadas. En efecto, Chile es el país miembro de la OCDE que evidencia la mayor desigualdad de ingresos medida a través del coeficiente de Gini, por lo que el país ha adoptado diversos programas para abordar la desigualdad social, los que buscan, entre otros aspectos, recaudar una mayor cantidad de fondos para programas sociales e implementar una reforma educacional que tiene como finalidad promover un sistema educativo más inclusivo.

Considerando la hipótesis que relaciona gasto gubernamental en educación y niveles de inequidad (Tinbergen, 1957; Marin & Psacharopoulos, 1976; Winegarden, 1979; Mostajo, 2000), la presente investigación abordó el efecto del gasto en educación per capita ejecutado por un gobierno local sobre la desigualdad de ingresos en Chile. El estudio longitudinal de alcance comunal se enfocó en cuatro métricas tradicionales de inequidad y delineó su estrategia empírica reconociendo las características propias de tales medidas. En particular, se estimó un modelo Probit de respuesta fraccional para el coeficiente de Gini que fluctúa entre cero y uno, y modelos Tobit de efectos aleatorios para el índice de Theil y los ratios 10/10 y 20/20 dado el carácter continuo pero truncado de tales indicadores de desigualdad de ingresos.

Al contrastar la hipótesis planteada, la evidencia encontrada da cuenta, en primer lugar, de la existencia de una relación negativa entre el gasto municipal en educación y tres de las medidas utilizadas para capturar la desigualdad de ingresos en Chile: índices de Gini y Theil y ratio 20/20. Adicionalmente, las estimaciones indican que el efecto con que un mayor gasto en educación reduciría los niveles de desigualdad no sería inmediato, sino que tardaría entre 3 a 5 años en materializarse. Lo anterior confirma lo remarcado en estudios previos que evidencian que una expansión en los niveles de escolaridad y una mayor inversión en capital humano generan un efecto distributivo positivo en el largo plazo (e.g., Pigou, 1932; Newhouse, 1971; Winegarden, 1979; Ocampo, 1998; Beyer, 1999; Cotte & Cotrino, 2006). En este sentido, es evidente que los gobiernos locales en Chile han logrado capturar un mayor volumen de recursos públicos destinados a la educación, no obstante, el desafío latente de los municipios chilenos es avanzar en la eficiencia del mismo, en la calidad de la educación municipal, en mejorar el logro educativo en distintas materias y disminuir las brechas en la etapa escolar, las cuales según Beyer (1999) contribuyen a amplificar las desigualdades sociales en Chile.

Por otra parte, el presente estudio revela que aquellas comunas con una mayor concentración de población indígena enfrentarían mayores inequidades en términos de ingresos si esta es medida

a través del índice de Theil. Lo anterior sería crítico en regiones extremas del norte del país y en aquellas al sur de la zona central, afectando especialmente a las etnias Quechua, Aymara y Mapuche. Por consiguiente, la política pública propuesta por el actual gobierno del Presidente Sebastián Piñera para abordar el conflicto Mapuche y las disparidades sociales de la Araucanía debiera ampliarse a otras etnias aquejadas de igual o mayor vulnerabilidad, sobre todo si el Estado chileno pretende dar respuesta a uno de los 17 objetivos de Desarrollo Sostenible definidos en 2015 por el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2018).

Adicionalmente, los resultados sugieren un efecto positivo del grado de ruralidad comunal sobre la desigualdad de ingresos cuando esta es cuantificada mediante el índice de Theil o el ratio 10/10. Lo anterior es válido para las variantes del modelo empírico donde el gasto municipal en educación es contemporáneo o rezagado en un periodo. Por ende, el carácter rural de una comuna exacerbaría las condiciones de desigualdad existentes en un municipio con alta presencia de población indígena (e.g., Camiña, Alto Biobío, Galvarino), relevando un nuevo énfasis al diseño de programas sociales implementados por los gobiernos chilenos.

Cabe agregar que dentro de las limitaciones del estudio se encuentra la baja representatividad estadística de la información capturada a través de la Encuesta CASEN en zonas aisladas del territorio chileno y la intermitencia en el conjunto de comunas a las cuales se les ha aplicado el instrumento a través del tiempo, lo que genera impactos, por ejemplo, en la construcción de un panel balanceado de larga data y de mayor cobertura poblacional. Junto a esto, la escasez de información desagregada a nivel comunal, la que es suplida en parte a través del Sistema Nacional de Información Municipal (SINIM). Por ende, un desafío latente del proceso de descentralización en Chile es contar con un sistema de información que integre las distintas reparticiones y organismos del Estado chileno que emanan información relevante para la toma de decisiones y el diseño de política pública.

Finalmente, entre los énfasis que podrían guiar la investigación futura a nivel local se encuentran la identificación del efecto del gasto en educación según nivel educativo sobre los niveles de desigualdad de ingresos y los impactos de la política pública que introdujo la gratuidad en universidades del sistema de educación superior en Chile.

Agradecimientos

La presente investigación fue desarrollada al interior del proyecto grupo de investigación GI 160317/EF “Análisis Económico Sectorial Aplicado”, financiado por la Dirección de Investigación, Universidad del Bío-Bío, Chile. Adicionalmente, los autores agradecen al Ministerio de Desarrollo Social de Chile por haberles permitido disponer de la base de datos de la Encuesta CASEN. Todos los resultados e interpretación de los mismos son responsabilidad de los autores y en nada comprometen a dicha institución.

Referencias

- Aaron, H. & McGuire, M. (1970). Public goods and income distribution. *Econometrica*, 38(6), 907–920.
- Agostini, C. A. & Brown, P. H. (2007). Desigualdad geográfica en Chile. *Revista de Análisis Económico*, 22(1), 3–33.
- Aigner, D. J. & Heins, A. J. (1967). On the determinants of income equality. *The American Economic Review*, 57(1), 175–184.
- Altimir, O. (1994). Distribución del ingreso e incidencia de la pobreza a lo largo del ajuste. *Revista de la CEPAL*, 52, 7–32.
- Amarante, V. & Jiménez, J. P. (2016). Distribución del ingreso e imposición a las altas rentas en América Latina. *Cuadernos de Economía*, 35(67), 39–73.
- Becker, G. S. (1971). *The Economics of Discrimination* (2a. ed.). Chicago: University of Chicago Press.
- Beyer, H. (1999). Educación y desigualdad de ingresos: Una nueva mirada. Documento de trabajo No. 297, Centro de Estudios Públicos, Santiago, Chile.
- Blejer, M. I. & Guerrero, I. (1990). The impact of macroeconomic policies on income distribution: An empirical study of the Philippines. *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), 414–423.
- Chamberlain, G. (1980). Analysis of covariance with qualitative data. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 225–238.
- Champernowne, D. G. (1953). A model of income distribution. *The Economic Journal*, 63(250), 318–351.
- Cong, R. (2000). sg144: Marginal effects of the tobit model. *Stata Technical Bulletin*, 56, 27–34.
- Contreras, D. & Ruiz-Tagle, J. A. (1997). Cómo medir la distribución de ingresos en Chile. ¿Son distintas nuestras regiones? ¿Son distintas nuestras familias? *Estudios Públicos*, 65, 59–80.
- Copeland, M. A. (1947). The social and economic determinants of the distribution of income in the United States. *The American Economic Review*, 37(1), 56–75.
- Cotte, A. & Cotrino, J. A. (2006). Crecimiento económico y distribución del ingreso en Colombia: Evidencia sobre el capital humano y el nivel de educación. *Cuadernos de Administración*, 19(32), 337–356.
- Galor, O. & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60, 35–52.

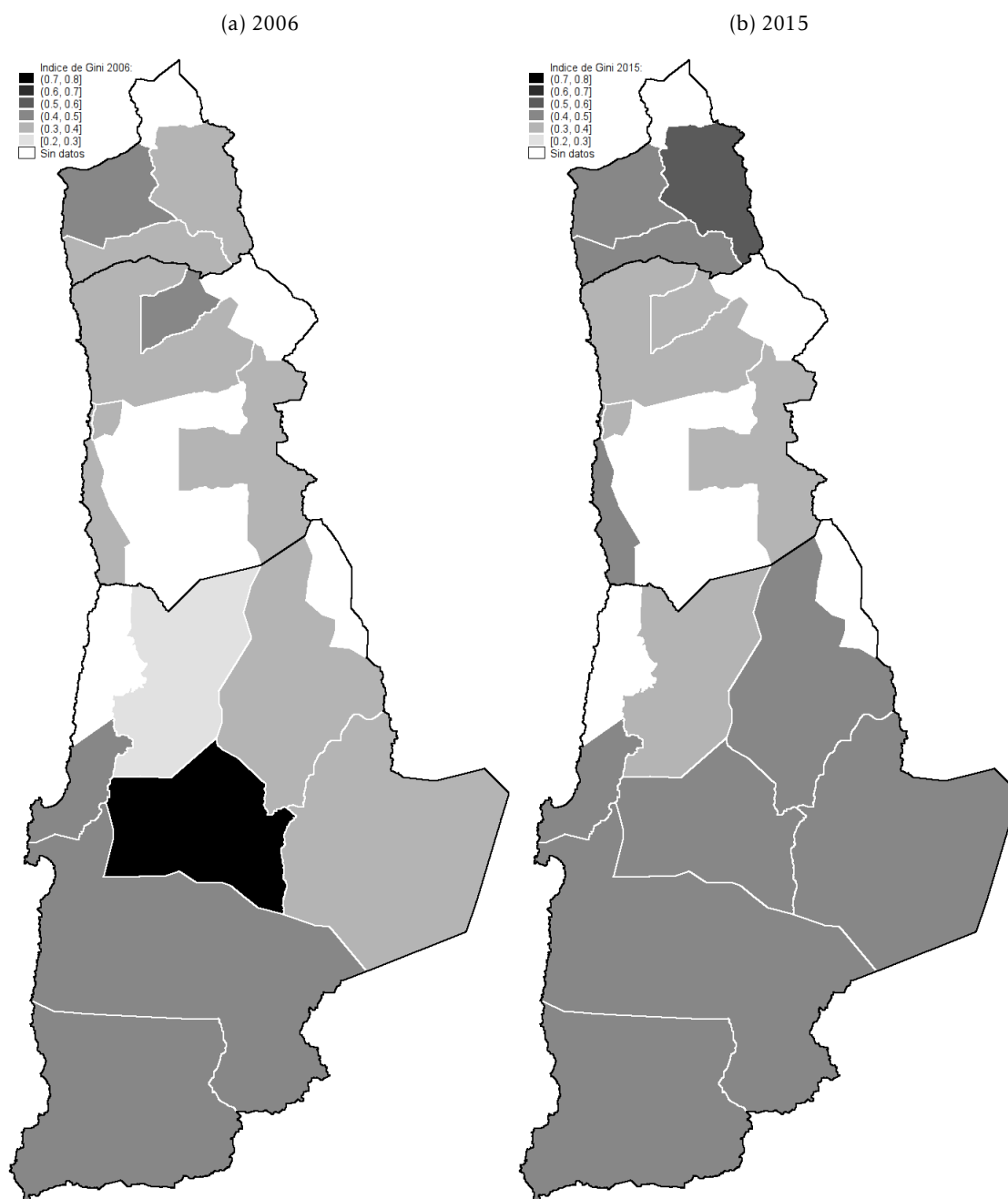
- Instituto Nacional de Estadísticas (2018). *Resultados Censo 2017 por país, regiones y comunas*. Santiago, Chile. Recuperado el 5 de junio de 2018, de: <https://resultados.censo2017.cl/>.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1–28.
- Larrañaga, O. (1999). Distribución de ingresos y crecimiento económico en Chile. Serie Reformas Económicas No. 35, julio, NU CEPAL, División de Desarrollo Económico, Santiago, Chile.
- Lebergott, S. (1959). The shape of the income distribution. *The American Economic Review*, 49(3), 328–347.
- López, D. (2016). Discriminación y exclusión: Tendencias en las brechas étnicas de ingresos urbanos y rurales en Chile. Serie Documentos de Trabajo No. 200, Rimisp, Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural, Santiago, Chile.
- Marcel, M. & Tokman, C. (2005). ¿cómo se financia la educación en Chile? Estudios de finanzas públicas, Dirección de Presupuestos, Ministerio de Hacienda, Santiago, Chile.
- Marin, A. & Psacharopoulos, G. (1976). Schooling and income distribution. *The Review of Economics and Statistics*, 58(3), 332–338.
- Medina, F. (1998). El ingreso y el gasto como medida del bienestar de los hogares: Una evaluación estadística. In *Segundo Taller Regional Medición del Ingreso en las Encuestas de Hogares (LC/R.1886)* (pp. 341–371). Santiago, Chile: CEPAL.
- Morgan, J. (1962). The anatomy of income distribution. *The Review of Economics and Statistics*, 44(3), 270–283.
- Morley, S. A. (2000). Efectos del crecimiento y las reformas económicas sobre la distribución del ingreso en América Latina. *Revista de la CEPAL*, 71, 23–41.
- Mostajo, R. (2000). Gasto social y distribución del ingreso: Caracterización e impacto redistributivo en países seleccionados de América Latina y el Caribe. Serie Reformas Económicas No. 69, mayo, NU CEPAL, División de Desarrollo Económico, Santiago, Chile.
- Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica*, 46(1), 69–85.
- Myers, R. G. (1995). La educación preescolar en América Latina: El estado de la práctica. Documento de trabajo No. 1, Programa de Promoción de la Reforma Educativa en América Latina y el Caribe (PREAL).
- Newhouse, J. P. (1971). A simple hypothesis of income distribution. *The Journal of Human Resources*, 6(1), 51–74.

- Ocampo, J. A. (1998). Distribución del ingreso, pobreza y gasto social en América Latina. *Revista de la CEPAL*, 65, 7–14.
- OCDE (2015). *In it together: Why less inequality benefits all*. París: OECD Publishing.
- OCDE (2017). *Education at a glance 2017: OECD indicators*. París: OECD Publishing.
- Papke, L. & Wooldridge, J. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401 (k) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 619–632.
- Papke, L. & Wooldridge, J. (2008). Panel data methods for fractional response variables with an application to test pass rates. *Journal of Econometrics*, 145(1), 121–133.
- Perotti, R. (1992). Income distribution, politics, and growth. *The American Economic Review*, 82(2), 311–316.
- Pigou, A. C. (1932). *The economics of welfare* (4a ed.). Londres: MacMillan & Co.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, PNUD (2017). *Desiguales. Orígenes, cambios y desafíos de la brecha social en Chile*. Santiago, Chile: Uqbar Editores.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, PNUD (2018). *Objetivos de Desarrollo Sostenible*. Recuperado el 5 de junio de 2018, de: <http://www.undp.org/content/undp/es/home/sustainable-development-goals.html>.
- Sadka, E. (1976). Social welfare and income distribution. *Econometrica*, 44(6), 1239–1251.
- Solimano, A. & Torche, A. (2008). La distribución del ingreso en Chile 1987-2006: Análisis y consideraciones de política. Documento de trabajo No. 480, Banco Central de Chile, Santiago, Chile.
- Strassmann, W. P. (1956). Economic growth and income distribution. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(3), 425–440.
- Suanes, M. (2016). Inversión extranjera directa y desigualdad de los ingresos en América Latina. Un análisis sectorial. *Revista de la CEPAL*, (118), 49–66.
- Te Velde, D. W. (2003). Foreign direct investment and income inequality in Latin America: Experiences and policy implications. Documento de Trabajo No. 04/03, Instituto de Investigaciones Socio Económicas (IISEC), Universidad Católica Boliviana.
- Thurow, L. C. (1971). The income distribution as a pure public good. *The Quarterly Journal of Economics*, 85(2), 327–336.
- Tinbergen, J. (1957). Welfare economics and income distribution. *The American Economic Review*, 47(2), 490–503.

- Winegarden, C. R. (1979). Schooling and income distribution: Evidence from international data. *Economica*, 46(181), 83–87.
- Wooldridge, J. M. (2005). Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data model with unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, 20, 39–54.
- Zurita, G. & Dresdner, J. (2009). Diferenciales y discriminación de salarios contra la etnia Mapuche en Chile. *El Trimestre Económico*, 76(304(4)), 965–989.

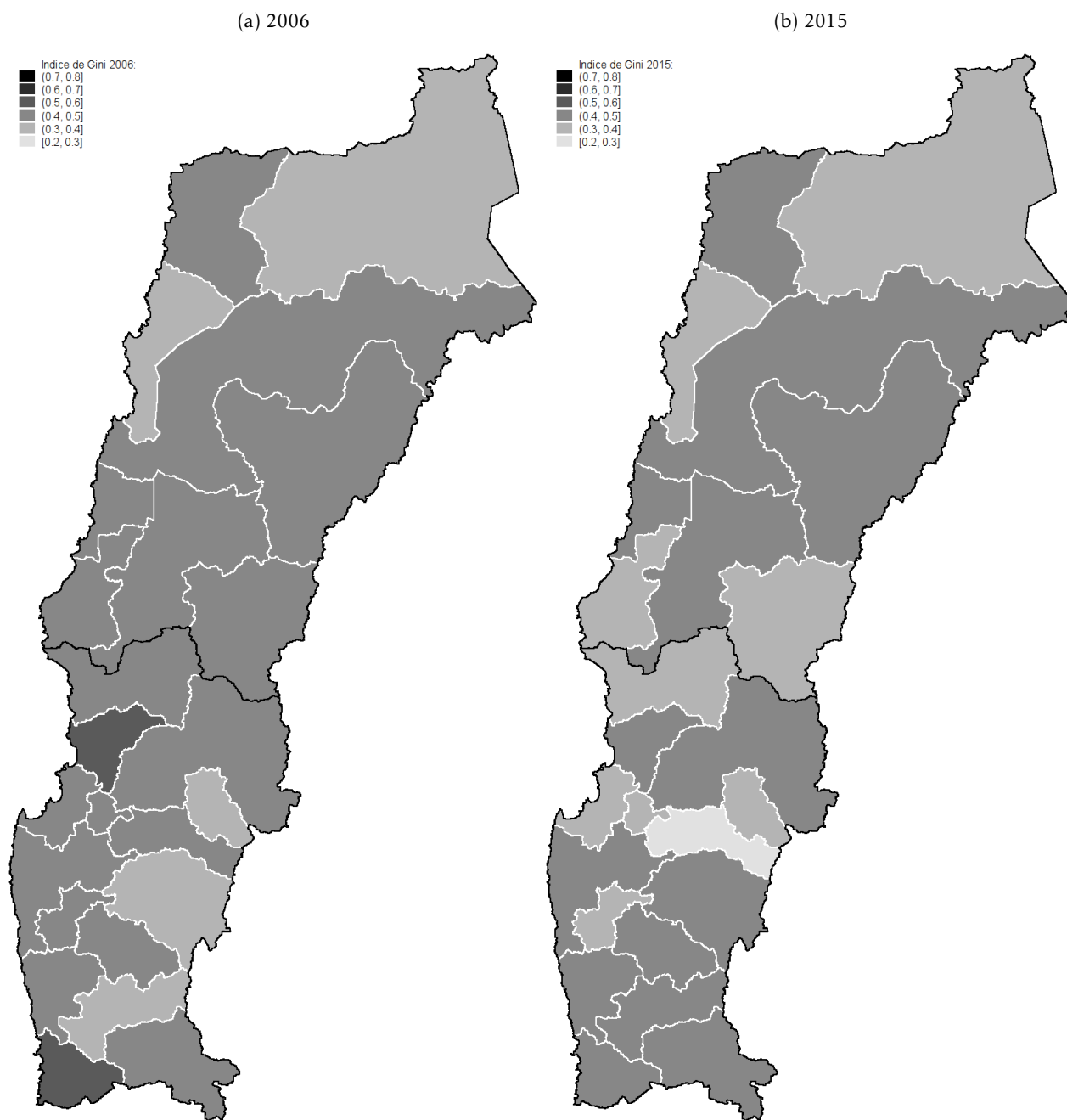
Apéndice A. Mapas de desigualdad de ingresos en Chile según coeficiente de Gini, años 2006 y 2015

Figura A.1: Coeficiente de Gini regiones de Arica y Parinacota, Tarapacá y Antofagasta



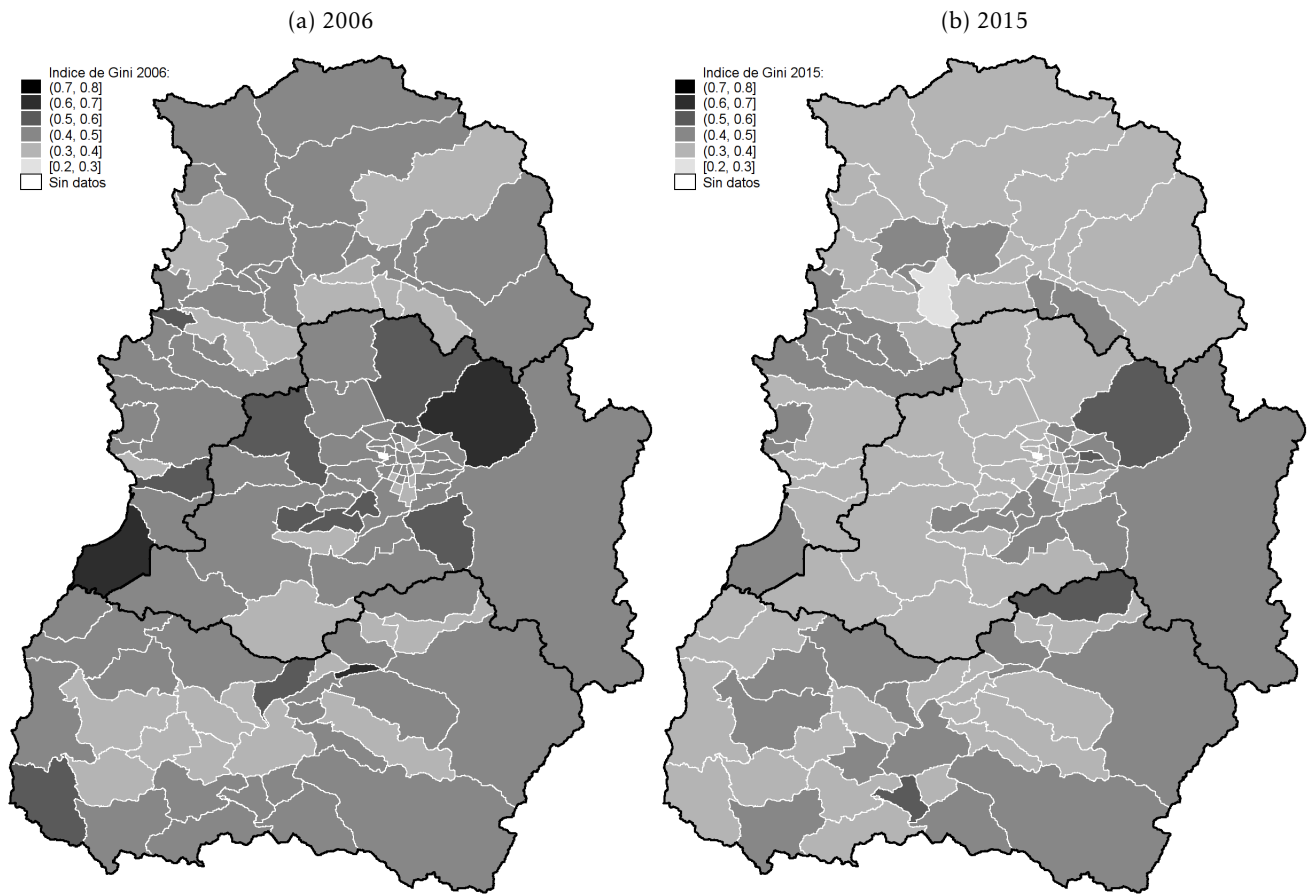
Fuente: Elaboración propia a partir de Encuesta CASEN

Figura A.2: Coeficiente de Gini regiones de Atacama y Coquimbo



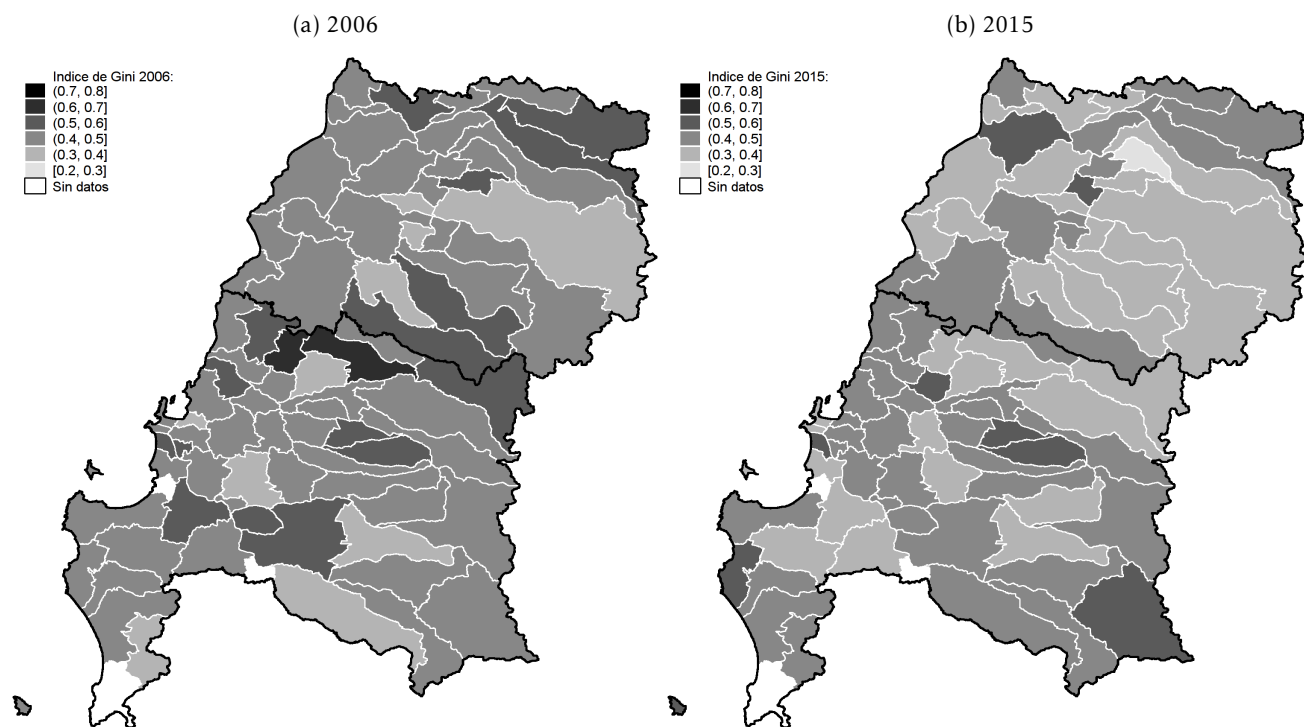
Fuente: Elaboración propia a partir de Encuesta CASEN

Figura A.3: Coeficiente de Gini regiones de Valparaíso, Metropolitana y O'Higgins



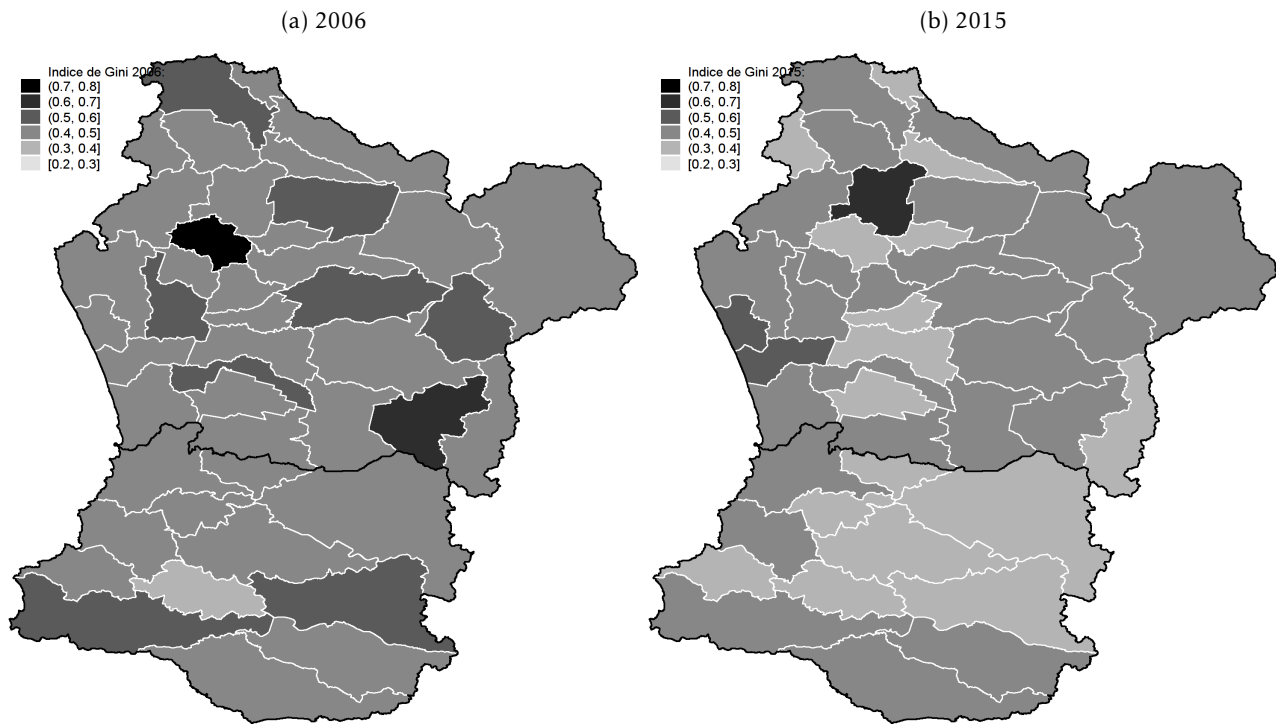
Fuente: Elaboración propia a partir de Encuesta CASEN

Figura A.4: Coeficiente de Gini regiones del Maule y Biobío



Fuente: Elaboración propia a partir de Encuesta CASEN

Figura A.5: Coeficiente de Gini regiones de La Araucanía y Los Ríos



Fuente: Elaboración propia a partir de Encuesta CASEN

Figura A.6: Coeficiente de Gini región de Los Lagos

