

La importancia de la desigualdad geográfica en Chile

Eduardo Ramírez, Andrea Tartakowsky y Félix Modrego

Documento de Trabajo N° 30
Programa Dinámicas Territoriales Rurales
Rimisp - Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural



Este documento es el resultado conjunto del Programa Dinámicas Territoriales Rurales y del Ministerio de Planificación de Chile (Mideplan). El programa cuenta con el auspicio del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC, Canadá). Se autoriza la reproducción parcial o total y la difusión del documento sin fines de lucro y sujeta a que se cite la fuente.

This document is the joint effort of the Rural Territorial Dynamics Program and the Ministry of Planning of Chile (Mideplan). The program has been supported by the International Development Research Center (IDRC, Canada). We authorize the non-for-profit partial or full reproduction and dissemination of this document, subject to the source being properly acknowledged.

Cita / Citation:

Ramírez, E., Tartakowsky, A. y Modrego, F. 2009. "La importancia de la desigualdad geográfica en Chile". Documento de Trabajo N° 30. Programa Dinámicas Territoriales Rurales. Rimisp, Santiago, Chile.

Andrea Tartakowsky es funcionaria del Ministerio de Planificación de Chile (Mideplan). Eduardo Ramírez y Félix Modrego son investigadores de Rimisp.

Rimisp agradece la colaboración de Mideplan por su contribución en la realización de este informe.

© Rimisp-Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural

Programa Dinámicas Territoriales Rurales
Casilla 228-22
Santiago, Chile
Tel +(56-2) 236 45 57
dtr@rimisp.org
www.rimisp.org/dtr

Índice

<i>Resumen Ejecutivo</i>	1
<i>Executive Summary</i>	1
1. Introducción	2
2. Marco Metodológico	4
2.1 Estimación de la desigualdad comunal.....	4
2.2. Descomposición comunal de la desigualdad.	5
3. Datos	8
4. Resultados	9
4.1. Estimaciones comunales de desigualdad	9
4.2. Distribución espacial de la desigualdad	11
4.3. Cambios en desigualdad	13
4.4. La importancia de la desigualdad comunal	15
5. Conclusiones	17
<i>Referencias</i>	18
<i>Anexos</i>	20
Figura 1. Estimaciones comunales de desigualdad	20
Figura 2. Desigualdad comunal en Chile. Año 1992.	21
Figura 3. Desigualdad comunal en Chile. Año 2002.	22
Figura 4. Significancia de los cambios en desigualdad. 1992-2002	23

Resumen Ejecutivo

Chile es uno de los países de mayor desigualdad del ingreso en el mundo. Existen diversos antecedentes de las disparidades económicas entre grupos sociales en el país, sin embargo, hay pocos trabajos que analicen la dimensión espacial de la desigualdad y su evolución en el tiempo. Utilizando métodos de estimación en áreas pequeñas, se obtuvieron indicadores municipales de desigualdad del ingreso autónomo para los años 1992 y 2002. Se realizó también una descomposición de la desigualdad global en sus componentes intra e inter municipales. Los resultados contribuyen a caracterizar en mayor detalle la dimensión espacial de la desigualdad en Chile, a través de la identificación de zonas de mejor y peor distribución del ingreso, y de aquellas que experimentaron cambios durante la década de los años 90. Se constató también que a diferencia de lo que sugerían estudios previos, el componente geográfico tiene una marcada importancia como fuente de desigualdad. Estos antecedentes motivan a pensar en estrategias de desarrollo con un énfasis territorial, que consideren las particularidades de los procesos de crecimiento económico en las distintas zonas del país.

Executive Summary

Chile has one of the most unequal income distributions in the world. There is vast evidence of economic disparities among social groups in the country; nonetheless, few studies analyze the spatial dimension of inequality and its evolution in time. Using small area estimation methods, municipality-level indicators of autonomous income inequality were obtained for the period 1992-2002. A decomposition of global inequality in its intra and inter-municipal components was also carried out. Results contribute to a better characterization of the spatial dimension of inequality in Chile, by identifying areas with better and worst income distribution, and also those with changes during the decade of the nineties. Despite what previous studies suggested, it was confirmed that the geographical component is an important source of inequality. This evidence encourages a territorial approach to development strategies, which acknowledge peculiarities of economic growth processes in the different zones of the country.



1. Introducción

La distribución del ingreso es desde hace un tiempo uno de los problemas más importante de la sociedad chilena (Larrañaga y Herrera, 2008). Datos reportados por el Ministerio de Planificación y Cooperación de Chile (MIDEPLAN), informan que el índice 10/10 de ingreso autónomos, que muestra la brecha de ingreso entre el ingreso medio del 10% más rico y el 10% más pobre, prácticamente no varía entre 1990 y 2006, siendo de 30,1 y 31,3 respectivamente. Esta brecha de ingresos implica que existen enormes diferencias de bienestar de los hogares. Estas diferencias en general se explican por desiguales dotaciones de capital humano o productivo de los hogares. Sin embargo muy poca atención se ha puesto en la desigualdad geográfica o territorial como un factor adicional de desigualdad.

Para dar respuesta a este problema de distribución de ingresos en Chile se identifican dos grandes líneas de pensamiento. La primera, busca a través del diseño de instituciones pertinentes asegurar el funcionamiento de los mercados, de manera que los agentes económicos asignen los recursos existentes en la economía en base a sus costos de oportunidad y las preferencias de firmas y consumidores. En esta línea de trabajo, se sostiene que el equilibrio al que se llega a través del mercado es óptimo y, entre otras cosas, asume que la heterogeneidad está internalizada en el costo de oportunidad de los factores de producción y por tanto las políticas públicas deben ser territorialmente neutras (Braun, 1989) y que en el largo plazo las diferencias territoriales tienden a desaparecer, por ejemplo las diferencias urbano – rurales (World Bank, 2008). En este esquema el rol de las políticas públicas consiste en dotar al sistema de instituciones pro mercado, como por ejemplo independencia del Banco Central, legislación laboral flexible, derechos de propiedad, etc. Un segundo rol entregado al estado es el de apoyar a quienes por sus condiciones particulares no pueden participar adecuadamente de los mercados. Ambas estrategias no requieren de marcos conceptuales y operativos que permitan la elaboración de políticas diferenciadas, ni en las personas y menos en los territorios. A lo más se requiere instrumental para la focalización de lo que se llama política social.

La segunda corriente reconoce la importancia del mercado como una eficiente estrategia de asignación de recursos escasos, sin embargo, también reconoce la importancia de las políticas públicas heterogéneas como herramienta fundamental para un desarrollo armónico. Por ejemplo el desarrollo de algunas regiones puede ser en parte obtenido a



expensas de otras regiones o áreas periféricas producto de economías de aglomeración (Fujita y Thisse, 2002). De esta manera no solo se reconocen diferencias entre individuos para participar con todas sus potencialidades en los mercados, sino que también diferencias territoriales (Agostini et al, 2007, 2008; Delgadillo, 2008). Dar cuenta de estas diferencias territoriales es una necesidad para respaldar políticas diferenciadas e incluso los procesos de descentralización y traspaso de competencias (Rodríguez-Poze, 2004). A su vez la heterogeneidad territorial puede ser el producto de diferencias en las características físico biológicas, de infraestructura, cercanía a mercados e instituciones locales que soportan las transacciones a nivel local, la capacidad financiera de los gobiernos sub nacionales, etc. Reconocer la heterogeneidad espacial es un paso previo pero esencial para un adecuado despliegue de políticas orientadas al desarrollo económico equilibrado regionalmente en el país.

En este trabajo se quiere establecer a través de información reciente la importancia de la desigualdad geográfica en Chile. Con los resultados de esta investigación se busca aportar antecedentes que permitan por un lado, dimensionar la desigualdad a nivel de comunas, y por otro, establecer cual es la magnitud de la desigualdad al interior de las comunas respecto de la medición en el nivel nacional. Adicionalmente en este trabajo se muestran las dinámicas de cambio en la distribución del ingreso medidas según dos enfoques complementarios, uno que pondera con mayor importancia las diferencias de ingreso en los grupos de más bajos ingresos y otro que asigna la misma importancia a los diferentes ingresos independiente del nivel de los mismos. Los resultados son un antecedente de mucha importancia para respaldar la aplicación de políticas públicas diferenciadas territorialmente.

La segunda sección detalla los antecedentes metodológicos que sustentan los resultados; la tercera, los datos disponibles para las estimaciones de desigualdad intra comunal y extra comunal. Finalmente se presentan los resultados de las estimaciones de desigualdad para Chile y las conclusiones de este estudio.



2. Marco Metodológico

2.1 Estimación de la desigualdad comunal

Para obtener los indicadores de desigualdad del ingreso a nivel comunal, se utilizó el método de estimaciones en áreas pequeñas (SAE) (Elbers, Lanjouw y Lanjouw, 2003). La idea detrás del método SAE es la de combinar datos a nivel de hogar provenientes de encuestas de medición de estándares de vida (LSMS por sus siglas en inglés) y de censos de población, para obtener indicadores de bienestar basados en ingreso o consumo con altos niveles de desagregación espacial. Las LSMS otorgan un acabado perfil socioeconómico del hogar y sus miembros, pero dada su falta de representatividad estadística generalmente no permiten inferir parámetros poblacionales para unidades geográficas pequeñas. Los censos, en cambio, abarcan a toda la población, pero contienen poca información, careciendo en particular de preguntas sobre el ingreso o consumo del hogar y sus miembros.

A partir del ajuste de modelos de ingreso (o consumo) con los datos de la encuesta, se obtienen parámetros que son aplicados a los hogares en el censo, de forma de pronosticar los ingresos (consumos) de estos hogares. La evidencia empírica de diversos países muestra que el método permite obtener indicadores de bienestar basados en ingreso con razonables errores de estimación para niveles de desagregación donde la encuesta no es representativa, carece de cobertura, o aún siendo representativa no permite estimaciones demasiado precisas (Hentschel et al., 1998; Mistianen et al, 2002; Elbers et al., 2004; Agostini y Brown, 2007, entre otros).

El enfoque seguido en este trabajo es el propuesto por Elbers, Lanjouw y Lanjouw (2003). Para el ajuste de los modelos de ingreso (consumo), los autores proponen una aproximación lineal a la distribución condicional del ingreso del hogar (*modelo beta*):

$$\ln y_{ch} = \mathbf{x}_{ch}^T \boldsymbol{\beta} + \mu_{ch}, \quad (1)$$

donde y_{ch} es el ingreso (consumo) del hogar h en la unidad de agregación (*cluster*) c , \mathbf{x}_{ch} es un vector de variables explicativas (demográficas, educacionales, etc.) presentes



tanto a la encuesta como al Censo, y u_{ch} es un término de error. Éste último se descompone como la suma de un término común para las observaciones al interior de cada cluster (η_c) (*error de cluster*) y de un término heteroscedástico específico al hogar dentro del cluster (ε_{ch}) (*error idiosincrático*). La varianza del componente idiosincrático del error se estima a partir de regresores comunes a ambas fuentes, el ingreso inicialmente estimado por MCO, términos de ordenes superiores e interacciones entre estas variables (*modelo alfa*). Considerando heteroscedasticidad y correlación intra-cluster en los errores, el modelo (1) es reestimado por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG).

Para obtener el estimador de bienestar de áreas pequeñas, se simulan R corridas de ingreso (consumo) para cada hogar en el censo, a partir de las distribuciones estimadas para los parámetros de los modelos beta y alfa. Además se incorporan ambos componentes del error en la simulación, considerando sus distribuciones (generalmente normales o t) condicionales a la de los parámetros de ambos modelos. Por agregación de los hogares en cada unidad geográfica, es posible obtener un valor del indicador de bienestar en cada corrida. El estimador empírico de bienestar se calcula como el promedio de R simulaciones y su error estándar como la desviación estándar dada por las R simulaciones¹.

2.2. Descomposición comunal de la desigualdad.

Para poder identificar la importancia relativa de la dimensión geográfica de la desigualdad, se propone el uso de métodos de descomposición desigualdad por sub-poblaciones. La descomposición grupal, permite separar los efectos *intra* e *intergrupales* de la desigualdad, de manera de obtener una medida de la contribución relativa de cada una de estas fuentes a la desigualdad total. Para ello, es necesario contar con variables que permitan discriminar de forma precisa los grupos de interés dentro de la población. Este trabajo plantea una descomposición de la desigualdad por comunas (municipios), la mínima unidad jerárquica en la división político-administrativa del país.

¹ Para más detalles del método referimos al lector a Elbers, Lanjouw y Lanjouw (2003)



Diversas medidas de desigualdad pueden encontrarse en la literatura, cada una de ellas con propiedades particulares. Para poder separar los efectos de la desigualdad al interior y entre grupos sobre la desigualdad total, es necesario que la medida en cuestión satisfaga el requerimiento de descomposición básico que el indicador poblacional sea alguna función de los indicadores grupales.

La forma de descomposición más simple se presenta cuando el indicador de desigualdad satisface la propiedad de *separabilidad aditiva*. En términos muy generales, habiendo segregado la población en grupos completos y mutuamente excluyentes, una medida de desigualdad (I) es aditivamente separable (en un sentido débil) si puede expresarse como una suma ponderada de la desigualdad al interior de los grupos (también llamado *efecto puro de desigualdad*), más la desigualdad entre grupos:

$$I = \sum_{j=1}^J w_j I_j + I_0, \quad (2)$$

donde I_j se refiere a la desigualdad al interior del grupo j , w_j representa algún ponderador de la desigualdad grupal e I_0 es la desigualdad entre grupos. La ventaja de este tipo de medidas es que permiten una clara interpretación de cada uno de sus componentes. El primer término a la derecha de (2) es la desigualdad *interna*, y mide la desigualdad total que se obtendría dados los niveles observados de desigualdad intra-grupal y asumiendo que no hay diferencias en los ingresos medios entre grupos. El segundo término a la derecha de (2) representa la desigualdad *externa*, que mide la desigualdad que existiría considerando las diferencias en los ingresos medios de los distintos grupos, y con todos los miembros al interior de cada grupo teniendo el mismo ingreso igual a la media grupal (Elbers et al., 2004).

La importancia relativa de la desigualdad intra-grupal en la desigualdad global puede expresarse como:

$\sum_{j=1}^J w_j I_j / I$. Análogamente, la participación de la desigualdad entre grupos se expresa como: I_0 / I (Cowell y Jenkins, 1995).

Una familia de medidas de que satisface la propiedad de separabilidad aditiva (Shorrocks, 1984) y al mismo tiempo las propiedades teóricas requeridas por un



indicador consistente de desigualdad, son las medidas generalizadas de entropía propuestas por Theil (1967):

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right]$$

donde y_i es el ingreso de la persona i , \bar{y} el ingreso medio y el parámetro α es un medida de la sensibilidad del indicador ante transferencias de ingreso de acuerdo al lugar de la distribución dónde éstas ocurren. Concretamente, mientras más positivo es el valor del parámetro, más sensible es el índice a diferencias en la parte superior de la distribución y mientras más negativo, más sensible a transferencias en la parte inferior.

Las dos medidas de este tipo más frecuentes son $GE(0)$ o *desviación media logarítmica* y $GE(1)$ o *índice de Theil*:

$$GE(0) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln \left(\frac{\bar{y}}{y_i} \right),$$

$$GE(1) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{y_i}{\bar{y}} \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right).$$

La idea detrás del uso de ambos indicadores es visualizar cómo las diferencias geográficas en la desigualdad dependen de la concentración del ingreso en distintos lugares de la distribución. Mientras el índice de Theil asigna el mismo peso a la desigualdad en cualquier parte de la distribución, es decir entre los segmentos de mayor ingreso y los de menor ingreso. La desviación media logarítmica es más sensible a transferencias en la parte inferior de la misma, por ejemplo los deciles de menos ingresos. Aún cuando en general ambos indicadores entregan resultados similares, diferencias en el espacio en los patrones revelados por cada indicador puede sugerir zonas con características distintivas en términos de qué tipo de hogares son los que más contribuyen a la desigualdad. Por ejemplo áreas de alta concentración de pobreza con altos índices de desigualdad serán visualizados de una mejor manera a través de la desviación media logarítmica.

La descomposición de estas medidas se obtiene de las siguientes expresiones:



$$\begin{aligned}
 GE(0) &= \sum_{j=1}^k GE(0)_j f_j + \left[\sum_{j=1}^k f_j \log(\bar{y} / y_j) \right] \\
 GE(1) &= \sum_{j=1}^k GE(1)_j f_j (y_j / \bar{y}) + \left[\sum_{j=1}^k f_j (y_j / \bar{y}) \log(y_j / \bar{y}) \right]
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

donde f_j es la proporción de la población total en el grupo j y $GE(\bullet)_j$ es la desigualdad al interior del grupo medida por el índice correspondiente.

3. Datos

La encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) es el principal instrumento para la medición del estándar de vida de los hogares en Chile. Ésta entrega un acabado perfil socioeconómico de los hogares, registrando incluso las distintas fuentes de ingresos percibidos por cada uno de sus miembros (ocupación principal, secundaria, subsidios monetarios, etc.). Debido al diseño muestral de la encuesta, ésta permite estimaciones comunales sólo para las comunas denominadas "autorrepresentadas" (MIDEPLAN 2003), existiendo otras ("correspresentadas") para las cuales no es posible obtener estimaciones representativas a dicho nivel de agregación. Sumado a lo anterior, existe un cierto número de comunas que no son muestreadas por la encuesta. El número de comunas autorrepresentadas el año 1992 asciende a 138 y el año 2003 a 302.

Aún siendo considerada como representativa, ciertos autores critican el uso de las estimaciones comunales CASEN debido al reducido tamaño muestral y a los elevados niveles de error que presentan tales estimaciones (ver Agostini y Brown, 2007). De esta forma, en este trabajo se optó por el uso de estimaciones en áreas pequeñas, con la idea de obtener indicadores más precisos y para todas las comunas del país, de forma de poder realizar una descomposición comunal de la desigualdad nacional.

Para implementar el método SAE en Chile en los años 1992 y 2002 se utilizaron los últimos dos censos de población y vivienda (1992 y 2002) con los de las encuestas CASEN de los años 1992 y 2003. Con estos datos, Modrego et al (2008) llevan a cabo un análisis de las dinámicas comunales de desarrollo en Chile durante el periodo 1992-2002, analizando los cambios en ingreso total per cápita, incidencia de pobreza y coeficiente de Gini del ingreso total per cápita.



Siguiendo el método propuesto por Elbers, Lanjouw y Lanjouw. (2003), se obtuvo un set de cien corridas de ingresos autónomos per cápita para los hogares censales. El ingreso autónomo del hogar representa la suma de los ingresos percibidos por sus distintos miembros, excluyendo los subsidios monetarios y alquileres imputados. Éste es expresado en términos per cápita dividiendo por el número de integrantes del hogar. A partir de estas simulaciones, se calcularon los indicadores comunales de desigualdad $GE(0)$ y $GE(1)$ para 1992 y 2002, y sus errores estándar. Para más detalles del método SAE se refiere al lector a Elbers, Lanjouw y Lanjouw (2003). Su implementación para la obtención de indicadores comunales de desigualdad del ingreso autónomo sigue muy de cerca el proceso descrito en Modrego et al. (2008), aún cuando las variables usadas para pronosticar el ingreso autónomo de los hogares no son necesariamente las mismas que las utilizadas en el estudio anterior para extrapolar sus ingresos totales².

La decisión de realizar las estimaciones de desigualdad comunal con los ingresos autónomos de los hogares busca remover el efecto de la política social de manera de obtener una mejor caracterización de la desigualdad económica existente en el país. Lo anterior considerando que las transferencias gubernamentales han sido una importante fuente de crecimiento de los ingresos y reducción de la pobreza en Chile. Más aún, se constata que estas transferencias han constituido una fuerza "igualadora" de la distribución del ingreso (Bentancor et al., 2008).

4. Resultados

4.1. Estimaciones comunales de desigualdad

La Figura 1 muestra las estimaciones comunales de la desviación media logarítmica y del índice de Theil, y sus intervalos de confianza al 95%. Como puede apreciarse, a excepción de algunas comunas de muy alta y muy baja desigualdad, se logran estimaciones bastante precisas con el método SAE, en general con intervalos más estrechos que los que se obtendrían de las estimaciones comunales CASEN como en general es posible hacer con la información disponible. Se puede observar también que la

² Por razones de espacio, no se presentan las salidas de las regresiones del ingreso autónomo per cápita del hogar, las cuales están disponibles previa solicitud.



desviación media logarítmica, más sensible a la desigualdad entre los más pobres, en general muestra menores errores de estimación que el índice de Theil.

Las estimaciones revelan un amplio rango de desigualdad geográfica. En el año 1992 el índice GE(0) va desde 0.19 en la comuna de Guaitecas hasta 2.19 en Lago Verde, ambas siendo comunas aisladas de baja población de la Región de Aysén. El 80% de las comunas se encuentra distribuido de forma bastante uniforme en valores entre 0.31 y 0.45. El índice de Theil por su parte, muestra un menor rango, fluctuando entre 0.26 en Tortel (Región de Aysén) y 1.45 en Lago Verde. El 90% de las comunas se distribuyen en valores entre 0.33 y 0.56. Las comunas de desigualdad anormalmente alta o baja en 1992 se encontraron en la Región de Aysén, la menos densamente poblada del país, y en otras zonas extremas. En general, ellas mostraron errores relativamente altos, lo que es esperable dado que la precisión del estimador de áreas pequeñas tiende a disminuir a menores tamaños poblacionales en la unidad de agregación (Elbers et al., 2003).

El año 2002, la desigualdad siguió siendo bastante variable entre comunas, aún cuando se redujeron los valores extremos. El índice GE(0) se mueve desde 0.12 en la comuna casi despoblada de Antártica (Región de Magallanes), hasta 1.56 en Colchane (Región de Tarapacá). El 90% de las comunas se encuentra entre 0.29 y 0.52. El índice GE(1) nuevamente presenta un rango menor, yendo desde 0.12 hasta 1.43 en las mismas comunas en los extremos de la distribución de GE(0). El 80% de las comunas está uniformemente distribuido en valores entre 0.34 y 0.55. Tal como en 1992, las comunas de más baja desigualdad en general se encontraron en el extremo sur del país (Regiones de Aysén y de Magallanes) y las de muy alta se encontraron en general en la antigua Primera Región (actuales Regiones de Arica y Parinacota y de Tarapacá), donde las estimaciones de área pequeña suelen tener problemas (p. ej. en Modrego et al., 2008). Estos surgen del uso de encuestas CASEN que en esta zona no permite buenas estimaciones incluso a nivel regional (Agostini y Brown, 2007).

En cuanto a los cambios en el tiempo, se observa que la distribución comunal cambia bastante poco. La media de la distribución se mantuvo estable en el período, en valores de 0.39 para GE(0) y 0.44 GE(1). Ambas medidas entregan resultados similares, siendo la correlación entre los valores comunales de GE(0) y GE(1) de 0.94 en ambos años.



4.2. Distribución espacial de la desigualdad

Una vez que los resultados son puestos en un mapa (Figuras 2 y 3), queda de manifiesto cómo la dimensión geográfica es un componente importante de la desigualdad. La Figura 2 muestra la desigualdad en 1992. Tanto la desviación media logarítmica como el índice de Theil refleja una predominancia de valores medios a altos de desigualdad (0.35 - 0.45) en gran parte del territorio nacional.

El índice de Theil, el indicador de la familia de medidas generalizadas de entropía de uso más frecuente, muestra a inicios de periodo importantes zonas de alta desigualdad (Figura 2 panel inferior). Grandes "hot spots" pueden encontrarse en la mayoría del país en 1992 (en café y rojo en la figura). En cambio, destaca la Región de O'Higgins por presentar varias comunas de baja concentración del ingreso (en verde en la figura), casi todas de vocación vitivinícola y frutícola.

Los valores comunales para la desviación media logarítmica se presentan en la Figura 2 panel superior, con las mismas categorías del mapa de desigualdad según GE(1). La medida GE(0) no muestra tantas comunas en tonalidades rojas y cafés, lo que de todas formas no es muy concluyente, pues los valores de GE(0) y GE(1) no son directamente comparables. En términos espaciales se observan conglomerados de mayor concentración del ingreso nuevamente en el extremo norte del país, en algunas zonas de la región Centro-Sur (Regiones del Maule, del Bío Bío y de la Araucanía, en café) y en la Región de Aysén. Tal como sucedía con el índice de Theil, según GE(0) sigue habiendo varias comunas de baja desigualdad en la Región de O'Higgins, ahora acompañadas por un cordón de municipios de baja concentración del ingreso que atraviesa la Región Metropolitana de Norte a Sur. Muchas de ellas son comunas que en 1992 seguían siendo altamente rurales y de base agrícola, pero que con el tiempo se han ido urbanizando e integrando cada vez más a las dinámicas de la capital nacional.

Cabe señalar que aunque en general hay una alta correlación entre los valores comunales y el ordenamiento de las comunas por ambos indicadores (coeficiente de correlación de GE(0) y GE(1) = 0.94; coeficiente de correlación de los rankings = 0.94), hay varias comunas que cambian fuertemente en su posición relativa. Por ejemplo la comuna de bajo ingreso de Freirina (Región de Atacama), ocupa el lugar 200 en desigualdad sobre 342 municipios según GE(0) y el lugar 82 según GE(1). Esta diferencia es descriptiva de una típica situación de desigualdad dada por unos pocos hogares muy



ricos en comparación con la generalidad de la población. El ejemplo contrario lo da la comuna de Combarbalá en la Región de Coquimbo, la número 62 en la escala nacional según GE(0) y la número 163 según GE(1). Este tipo de comunas en cambio, destacan por tener una desigualdad relativamente alta entre los hogares de menores ingresos, posiblemente por la existencia de muchos hogares extremadamente pobres.

Este ejemplo ilustra las complejidades asociadas a la interpretación de los tan populares rankings socioeconómicos municipales que periódicamente se dan a conocer en Chile, y muestra la conveniencia de contar con distintos indicadores para caracterizar de manera más exhaustiva fenómenos complejos como la pobreza y la desigualdad.

La figura 3 muestra los resultados para 2002, conservando las categorías utilizadas en el mapa de 1992. El índice de Theil (Figura 3 panel inferior) preserva los patrones generales de desigualdad media a alta observados en 1992, manteniendo a la Región de O'Higgins como un caso particular caracterizado por la presencia de diversas comunas de desigualdad de valores medios-bajos y bajos en un país en donde predomina una desigualdad más bien alta. Estas siguen siendo las comunas agrícolas de baja desigualdad identificadas en 1992. A ellas se suma un foco de baja concentración del ingreso en comunas poco pobladas de la Región de Magallanes en el extremo austral del país.

La desviación media logarítmica en 2002 (Figura 3 panel superior) sigue mostrando a la zona norte del país y a la Región de Aysén, tal como en 1992, como áreas de alta desigualdad, aunque ahora más comunas se agregan a las categorías de concentración del ingreso media-alta y alta. En la zona Centro-Sur se aprecian diversas comunas, ahora dispersas, en las dos categorías superiores de desigualdad. Por el otro lado, la Región de O'Higgins sigue marcando diferencias por el gran número de comunas de baja desigualdad. A ellas se suman algunas comunas de la Región contigua del Maule (Sur de O'Higgins) y las comunas de Magallanes.

Tal como sucedía en 1992, aunque la correlación de los valores y también del orden de las comunas según ambas medidas de desigualdad es alta (0.94 y 0.91 respectivamente) de nuevo hay diferencias notables en el ranking para algunas comunas según el índice que se considere. En 2002 destacan diversas comunas, particularmente de la Región del Maule, por estar más de cien puestos más abajo en un ordenamiento comunal por desviación media logarítmica comparado con su posición según el índice de Theil. En el



extremo opuesto, la comuna urbana de Conchalí (ciudad de Santiago) sería la vigésimo sexta más desigual según GE(0) y la número 304 según GE(1), lo que con posiblemente es el reflejo de una situación de desigualdad sin riqueza extrema, muy peculiar en Chile.

En síntesis, consistente con el patrón nacional, el análisis geográfico muestra una situación en donde para ambos años la mayoría de los municipios del país presenta elevada desigualdad. Sin embargo, este patrón es altamente variable en el espacio. En ambos años destacan las comunas frutícolas-vitivinícolas de la Región de O'Higgins como un aglomerado geográfico de bajas inequidades dentro de la norma nacional, al que en 2002 se suma Magallanes. Otras zonas como las regiones Metropolitana, o de La Araucanía presentan fuertes contrastes en su interior, con marcadas diferencias incluso entre municipios muy próximos.

4.3. Cambios en desigualdad

Una simple observación de los mapas de ambos años permite identificar zonas con distintas variaciones en la desigualdad, las que en algo se modifican según el indicador que se considere. Para obtener una caracterización más robusta de los patrones espaciales de cambio en el periodo, se determinó la significancia estadística de las diferencias en el periodo, a partir de las estimaciones comunales y sus errores de estimación. La Figura 4 describe estos cambios, diferenciando comunas con un aumento significativo (al 95% de confianza), aquellas sin cambios significativos y aquellas con reducciones significativas de la desigualdad del ingreso autónomo. Quedan de manifiesto algunos importantes cambios comunales, los cuales oculta la estabilidad de los valores de concentración del ingreso en el periodo, tanto nacionales (Contreras et al., 2001) como de varias de las regiones del país (MIDEPLAN, 2001).

Se observa que aún cuando los mapas de ambos indicadores varían bastante entre 1992 y 2002, muy pocas comunas experimentaron cambios significativos en la desigualdad del ingreso autónomo, sea en términos de aumento o reducción. Este resultado contrasta con lo obtenido por Modrego et al. (2008) a partir del análisis de los cambios comunales en el índice de Gini del ingreso total per cápita, que mostraba una gran cantidad de comunas con reducciones significativas en una situación de desigualdad nacional casi inalterada. La diferencia entre estos resultados podría constituir otro antecedente respecto de la importancia del incremento de los programas públicos de transferencias monetarias en cuanto a mejorar la distribución de los ingresos, como sugiere Bentancor et al. (2008) para el medio rural.



Los cambios en el índice de Theil (Figura 4 panel inferior) muestra zonas de importante incremento en la Región de Coquimbo, específicamente la capital regional y sus zonas aledañas. Estas eran inicialmente comunas de desigualdad media a baja, pasando a niveles altos en 2002. Aparte de las comunas urbanas de La Serena y Coquimbo, muchos de estos municipios tienen una alta población rural. Algo similar ocurre en el cinturón de municipios periurbanos en torno a la capital nacional, inicialmente de desigualdad media-alta a alta y pasando a entre las de mayor desigualdad en el país a fines de período. Estas comunas se caracterizan por ser cada vez menos rurales y por estar progresivamente más interconectadas a las dinámicas de la gran ciudad. También se observa la misma transición anterior en un grupo de comunas de la Región de la Araucanía, en áreas de fuerte expansión de la industria forestal y con importante presencia de población perteneciente a la etnia mapuche. En cambio, aparte de las comunas poco pobladas del extremo austral del país (Regiones de Aysén y Magallanes), no se observa otro grupo importante de comunas con reducciones significativas de la desigualdad del ingreso autónomo según GE(1). Estas comunas tenían originalmente una índice de Theil extremadamente alto en Aysén, que se redujo en el periodo dejándolas aún en niveles aún elevados de desigualdad en 2002. En Magallanes, pasan de niveles medios altos a bajos de concentración del ingreso

Según la desviación media logarítmica (Figura 4 panel superior) se mantienen los tres conglomerados anteriores de incremento de desigualdad, pero además aparecen algunas situaciones nuevas, como por ejemplo un nuevo grupo de comunas de diferente vocación productiva con incrementos significativos en este indicador. Ellas pasan de valores medios-bajos a medios-altos de GE(0) en el periodo. Algo similar sucede en algunas comunas precordilleranas del Valle Central y Precordillera de la Región de O'Higgins, que también pasan de desigualdad media-baja a media-alta. Tal como sus vecinas que reducen desigualdad, ellas también tienen una marcada orientación frutícola-vitivinícola. Es decir, hay algo más allá de los rubros económicos relevantes, que explica los cambios en distribución del ingreso en esta Región. Estos dos grupos no registrados por el cambio en el índice de Theil en la Figura 4 panel inferior, indican dinámicas particulares de concentración del ingreso autónomo, dadas principalmente por un incremento en la desigualdad en el segmento de menores ingresos. En términos de cambios favorables, no aparece ningún conglomerado importante con reducciones significativas de GE(0), aparte del ya identificado según los cambios en GE(1) en el extremo austral. Sin embargo,



aparecen algunas comunas dispersas con caídas significativas en las Regiones de O'Higgins, Maule y Bío Bío en el Centro-Sur del país.

4.4. La importancia de la desigualdad comunal

Para determinar la participación porcentual de la desigualdad comunal en la nacional, se llevó a cabo las descomposiciones de la desviación media logarítmica y del índice de Theil descritas en (3). La tabla 1 resume los valores de los componentes intra e inter-comunales y la proporción de la desigualdad total nacional explicada por cada uno de ellos en los años 1992 y 2002.

Se observa que la desigualdad nacional se mantiene prácticamente inalterada en el periodo 1992-2002 según GE(0) y se reduce cerca de un 7% del valor inicial según GE(1). Esta reducción en GE(1) es estadísticamente significativa ($p\text{-value} < 0.01$). La desigualdad intra comunal aumenta cerca de un 3% según GE(0) y la inter-comunal se reduce en alrededor de un 9%. Ambos cambios tienden a compensarse de forma de dejar inalterada la desigualdad total, aún cuando estos cambios son significativos sólo al 10%. Según GE(1) en cambio, ambos componentes se reducen en el período, siendo la caída de alrededor de un 2% en el componente intra (no significativo) y del 9% en el componente entre comunas (significativo al 5%).

En términos de la participación de cada uno de los componentes de la desigualdad total, las estimaciones dejan de manifiesto la importancia de la desigualdad comunal en la distribución del ingreso en Chile. Tomando como referencia la desviación media logarítmica, en 1992 cerca de un 27% de la desigualdad total es atribuible a diferencias comunales. En 2002, el componente inter-comunal explica alrededor del 24% del GE(0) nacional. Tomando como referencia el índice de Theil, en 1992 el componente comunal de la desigualdad es aún más importante, siendo de un 31% del total en 1992 y de un 27% en 2002. Esta reducción en el periodo de la participación del componente inter-comunal en la desigualdad nacional que indican ambos índices es estadísticamente significativa ($p\text{-value} < 0.01$ en ambos casos). De todas formas, las estimaciones para Chile muestran que a pesar que las comunas son unidades administrativas relativamente pequeñas, la desigualdad interna es todavía bastante alta (0.37 en 1992 y 0.38 en 2002 según GE(0) y 0.43 en 1992 y 0.42 en 2002 según GE(1)).



Tabla 1. Descomposición comunal de la desigualdad del ingreso autónomo, 1992 y 2002.

Resultado	Indicador			
	GE(0)		GE(1)	
	1992	2002	1992	2002
Desigualdad total	0.508 (0.006)	0.507 (0.005)	0.619 (0.010)	0.578 (0.008)
Desigualdad intra comunal	0.371 (0.004)	0.384 (0.004)	0.430 (0.007)	0.420 (0.006)
Desigualdad inter comunal	0.136 (0.004)	0.124 (0.003)	0.190 (0.006)	0.158 (0.006)
% intra comunal sobre el total	73.1	75.6	69.4	72.7
% inter comunal sobre el total	26.9	24.4	30.6	27.3

*Nota: errores estándar entre paréntesis.

Los resultados aquí presentados contrastan con aquellos obtenidos por MIDEPLAN (2001) a partir de descomposiciones de la desigualdad entre Regiones (unidades administrativas mayores que las comunas), que establecen que la desigualdad geográfica tiene una participación marginal en la desigualdad nacional (cerca al 2%). Sin embargo, esta contradicción es esperable dado que la desigualdad entre sub-poblaciones depende entre otras cosas del número de grupos sobre el cual se divida la población (Elbers et al., 2008). Así, es natural que una descomposición en 13 grandes regiones indique una importancia menor del componente geográfico que el obtenido a partir de más de 340 comunas. Por ende, se considera que una descomposición regional no puede entregar una estimación fidedigna de la importancia de las diferencias espaciales en la desigualdad total.

Finalmente, los resultados de la descomposición confirman lo que sugieren las estadísticas comunales. En general, en la mayoría de las comunas del país la elevada desigualdad de los ingresos autónomos se ha mantenido relativamente constante durante los años noventa, existiendo algunos focos de incremento particularmente en las Regiones de Coquimbo y de la Araucanía y en la periferia de la capital nacional. Como contraparte, existen algunas zonas localizadas de reducción de la desigualdad en la zona oriente de la ciudad de Santiago y en el extremo austral del país. En el balance, estos cambios parecen tender a compensarse y consecuentemente, la desigualdad general se mantiene alta y relativamente estable durante el periodo 1992-2002.



5. Conclusiones

En este trabajo se han aplicado métodos de reciente data en la literatura, para permitir estimaciones de desigualdad a nivel de las diferentes comunas de Chile. Los resultados contribuyen a profundizar el conocimiento de la dimensión territorial de la desigualdad, la cual es una arista del problema poco conocida y debatida en el país.

Se constataron marcadas diferencias en las dinámicas de cambio de la distribución del ingreso en Chile, identificándose algunos importantes focos localizados de incrementos significativos de la desigualdad. Entender las particularidades de los procesos de desarrollo en estas áreas surge como un importante desafío de investigación, y abordarlos con renovadas estrategias aparece como una prioridad de política.

Los resultados apoyan la hipótesis que una fracción considerable de la desigualdad en Chile es atribuible a diferencias geográficas. Aún cuando los datos sugieren que hay una ligera reducción de la desigualdad inter comunal de los ingresos autónomos durante los años 90, la magnitud de este componente es aún lo suficientemente importante como para no despreciar la importancia de la desigualdad territorial en Chile.

Chile ha sido y sigue siendo un país de alta desigualdad a los estándares mundiales. Por su parte, los acelerados procesos de crecimiento económico recientes en Chile no han ido acompañados de mejoras sustantivas en la distribución del ingreso. Esta elevada desigualdad limita el potencial del crecimiento para reducir la pobreza, y por ende debe ser abordada de forma decidida y oportuna. Sin embargo, y como se ha visto, las dinámicas nacionales de desarrollo ocultan marcadas diferencias en los procesos de redistribución del ingreso entre zonas del país. Todos estos antecedentes deben servir para sustentar el diseño de políticas de desarrollo inclusivas, diferenciadas territorialmente y que consideren las particularidades propias de las distintas zonas geográficas del país.



Referencias

- Agostini, C. A., Brown, P. 2007. Desigualdad Geográfica en Chile. *Revista de Análisis Económico* 22(1): 3-33.
- Braun J, LL. 1989. Localización espacial y política económica. *Cuadernos de economía*. 26(79).
- Contreras, D.; Larrañaga, O.; Lichtfield, J. y A. Valdés. 2001. Poverty and Income Distribution in Chile 1987-1998: New Evidence. *Cuadernos de Economía* 38(114): 191-208
- Cowell, F.A. and S.P. Jenkins. 1995. How Much Inequality can we Explain? A Methodology and an Application to the USA. *Economic Journal*, 105: 421-30.
- Elbers, C., Lanjouw, J. O., Lanjouw, P. 2003. Micro-level Estimation of Poverty and Inequality. *Econometrica* 71(1): 355-364.
- Elbers, C., Lanjouw, P., Mistiaen, J.A., Özler, B and K. Simler. 2004. On the Inequal Inequalities of Poor Communities. *The World Bank Economic Review* 18(3): 401-421.
- Elbers, C., Lanjouw, P., Mistiaen, J.A. and B. Özler. 2008. Reinterpreting between-group inequality. *Journal of Economic Inequality* 6(3): 231-245.
- Fujita, M. Thisse J-F. 2002. Economics of agglomeration. Cities, industrial location, and regional growth. Cambridge University Press. 446 p.
- Hentschel, J., Lanjouw, J. O., Lanjouw, P., Poggi, J. 1998. Combining Census and Survey Data to Study Spatial Dimensions of Poverty. Policy Research Working Paper No. 1928. The World Bank: Washington D.C.
- Delgadillo Maclas, J. 2008. Desigualdades territoriales en México derivadas del tratado de libre comercio de América del Norte. *Revista eure* (Vol. XXXIV, N° 101), pp. 71-98. Santiago de Chile.
- Larrañaga, O y R. Herrera. 2008. Los recientes cambios en la desigualdad y la pobreza en Chile. *Estudios públicos* N°109.
- Mistiaen, J., B. Ozler, T. Razafimanantena, and J. Razafindravonona. 2002. Putting welfare on the map in Madagascar. Africa Region Working Paper number 34, World Bank.
- MIDEPLAN, CASEN 2006. Distribución del Ingreso e impacto distributivo del gasto social. www.mideplan.cl
- MIDEPLAN, 2001. Pobreza, desigualdad y convergencia regional: Un análisis para el período 1990-1998. Unidad de Estudios Prospectivos.

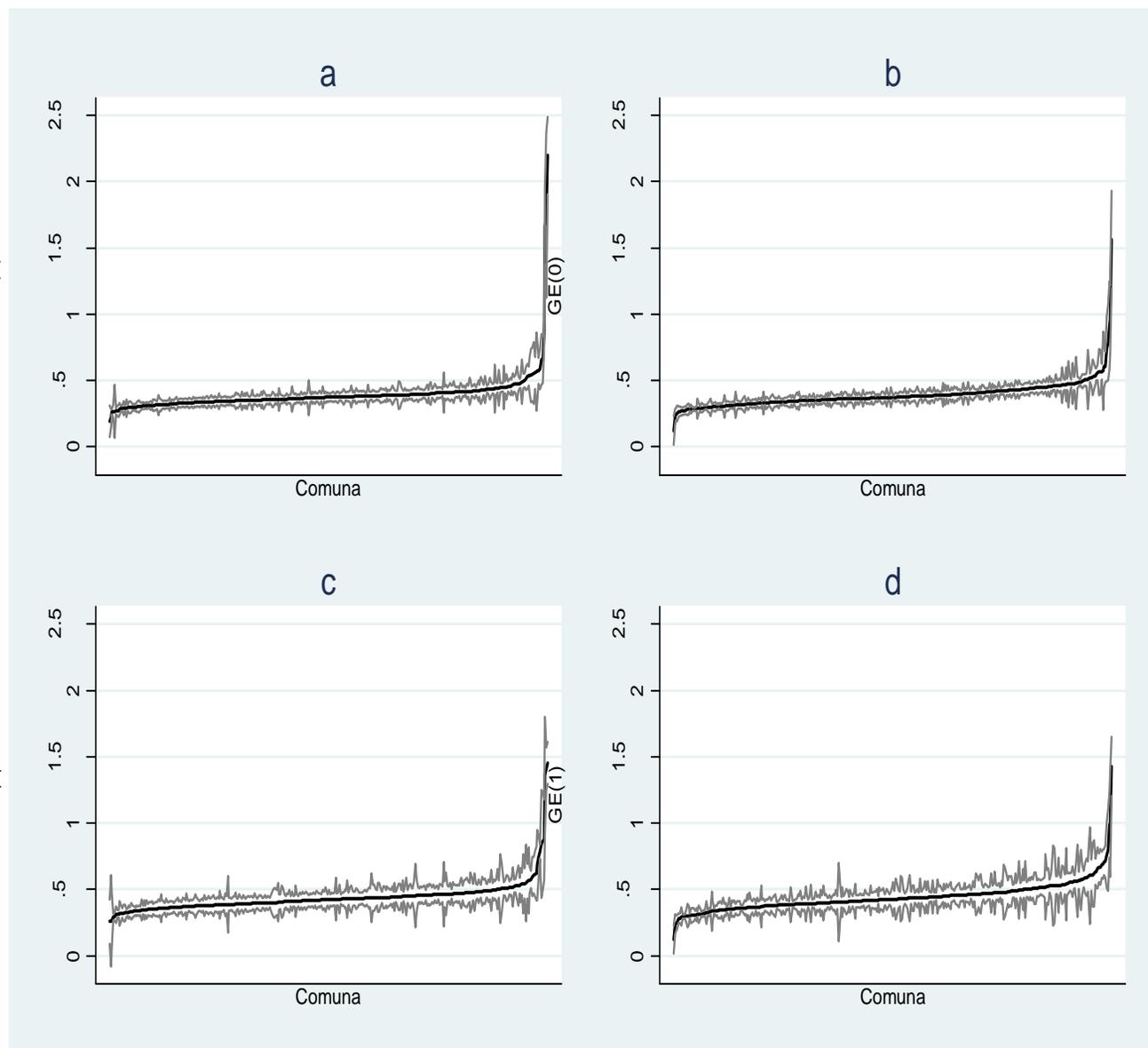


- Modrego, F., Ramírez E., Tartakowsky, A. 2008. La heterogeneidad espacial del desarrollo económico en Chile: radiografía a los cambios en bienestar durante la década de los 90 por estimaciones en áreas pequeñas. Documento de Trabajo N°9. Programa de Dinámicas Territoriales Rurales. Rimisp – Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural.
- Rodríguez-Pose, A., Gill, N. y Bertuzzi, M.D. 2005. ¿Existe una conexión generalizada entre las disparidades regionales y el traspaso de competencias?. Documentos Aportes Adm. Pública Gest. Estatal, no.6, p.7-40.
- Shorrocks, A.F. 1984. Inequality decomposition by population subgroups. *Econometrica* 52: 1369-1386.
- Theil, H. 1967. *Economics and Information Theory*. North Holland, Amsterdam.
- World Bank. 2008. *World Development Report 2009. Reshaping Economic Geography*.



Anexos

Figura 1. Estimaciones comunales de desigualdad



Panel a GE(0) 1992. Panel b GE(0) 2002. Panel c GE(1) 1992. Panel d GE(1) 1992. Línea negra representa estimación puntual y línea gris el intervalo de confianza al 95%.



Figura 2. Desigualdad comunal en Chile. Año 1992.

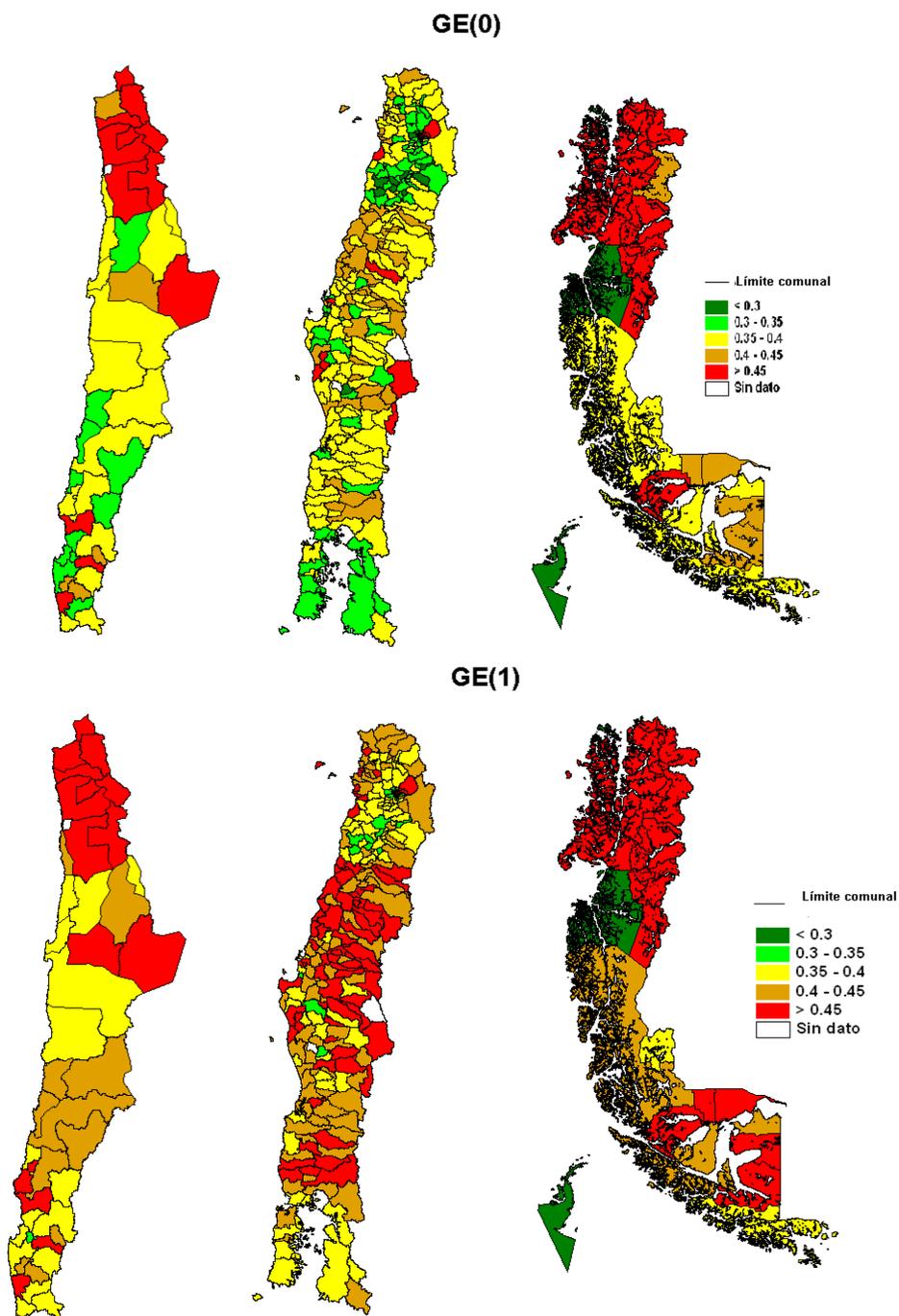


Figura 3. Desigualdad comunal en Chile. Año 2002.

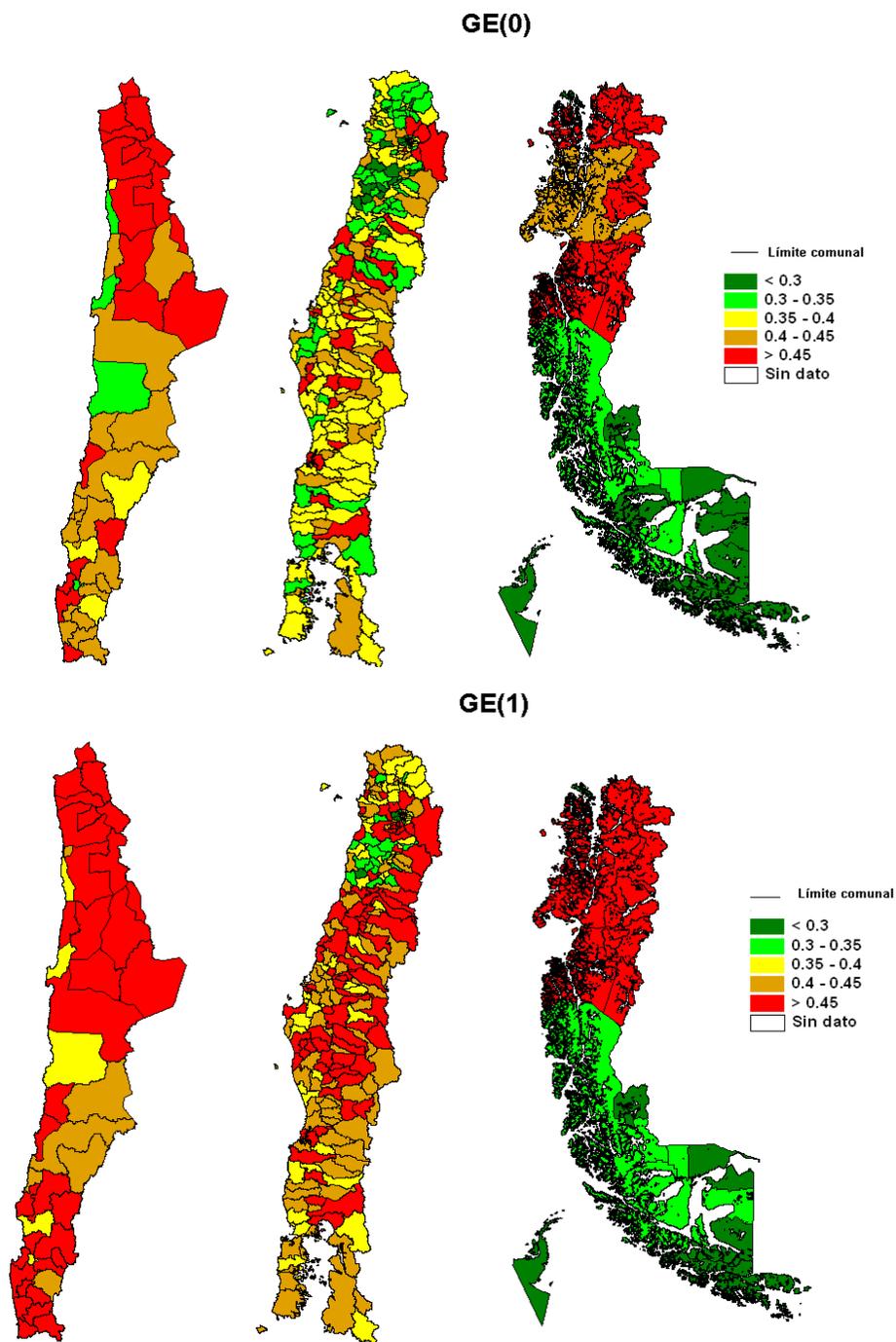
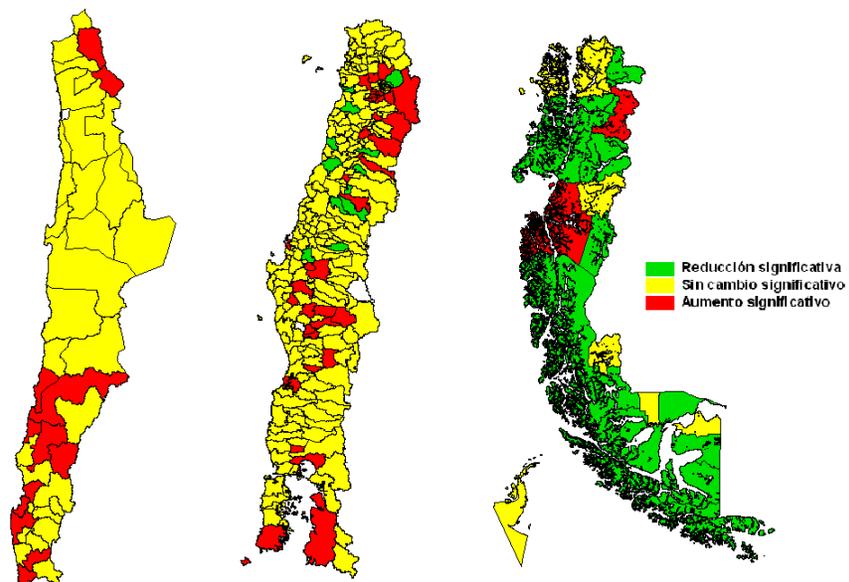


Figura 4. Significancia de los cambios en desigualdad. 1992-2002

GE(0)



GE(1)

