



Informe de mapeo de Dinámicas de Desarrollo Comunales en Chile 1992/2002

Félix Modrego¹, Eduardo Ramírez² y Andrea Tartakowsky³

¹ Investigador de Rimisp -Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural fmodrego@rimisp.org

² Investigador Principal de Rimisp -Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural eramirez@rimisp.org

³ Profesional Analista, Departamento Sistemas de Información Social, División Social, Ministerio de Planificación y Cooperación – MIDEPLAN atartakowsky@mideplan.cl

Este documento es un resultado del **Programa Dinámicas Territoriales Rurales**, que Rimisp lleva a cabo en varios países de América Latina en colaboración con numerosos socios. 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 a result of the **Rural Territorial Dynamics Program**, implemented by Rimisp in several Latin American countries in collaboration with numerous partners. 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:

Modrego, F.; Ramírez, E. y A. Tartakowsky. 2008. Informe de mapeo de Dinámicas de Desarrollo Comunes en Chile: 1992/2002. Informe del Programa Dinámicas Territoriales Rurales. Rimisp, Santiago, Chile.

© 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

Resumen Ejecutivo

Este trabajo muestra que el crecimiento, la pobreza y la distribución del ingreso presentan una alta heterogeneidad espacial en Chile. Este resultado, obtenido a través del análisis de evidencia empírica, pone de relieve que no solo el crecimiento de Chile ha sido excluyente desde la óptica de la comparación de hogares sino que el patrón de crecimiento arroja también marcadas diferencias espaciales.

Los resultados que se muestran en este trabajo tienen su origen en la aplicación del método de "Small Area Estimates" (SAE) propuesto por Elbers, Lanjouw y Lanjouw (2003) para datos de Chile. Se ha utilizado la información de los censos de población y vivienda de los años 1992 y 2002 y los datos de las encuestas de hogares levantadas por MIDEPLAN los años 1992 y 2003.

Al comparar las dinámicas de cambio de los ingresos a nivel de comunas se observa que sólo en un 26% de ellas el ingreso creció de manera significativa. Dentro de las regiones con mejor desempeño en términos de crecimiento relativo, destaca la Región IV, mostrando un incremento considerable de los ingresos en casi todas sus comunas. En contraste, las Regiones III, V y VII tienen pocas (o ninguna) comunas con crecimiento significativo. La nueva Región de los Ríos se caracteriza por no mostrar un crecimiento importante en la mayoría de sus comunas, mientras en la Región de los Lagos existen polos con crecimiento considerable de los ingresos, particularmente donde se ha consolidado la actividad salmonera (Puerto Montt, Ancud, Castro).

Otras regiones como la Metropolitana, la II, la VI y la IX muestran una situación mixta. En ellas, es posible identificar focos localizados de crecimiento que coexisten con áreas poco dinámicas. Destaca entre estas últimas, el cinturón peri-urbano de la ciudad de Santiago. En la VI Región se encuentra otro polo importante de comunas inicialmente de bajos ingresos que crecieron probablemente producto de la expansión vitivinícola (Litueche, Marchihue, Malloa, etc.). En la IX Región por su parte, existe otro conjunto de comunas que muestra un desarrollo similar. Estas comunas se caracterizan por estar inicialmente entre las más pobres del país, y cuyo crecimiento del ingreso está probablemente asociado a la expansión de la actividad forestal (Angol, Reinaco, Victoria, Traiguén, etc.). En la II Región destaca la comuna que mayor crecimiento del ingreso tuvo en el país según nuestras estimaciones, San Pedro de Atacama (132% de incremento), un caso muy particular de dinámica conducida por la valorización del patrimonio natural, histórico y cultural de la zona.

A diferencia del crecimiento del ingreso, el 71% de las comunas muestra reducciones significativas de la incidencia de pobreza. Las comunas que más redujeron pobreza en términos relativos al valor inicial de 1992 fueron comunas urbanas de muy baja pobreza inicial (Las Condes, La Reina, Providencia, etc.).

Las comunas inicialmente pobres que más lograron reducir la pobreza se encuentran en la VI Región (Palmilla, Pumanque, Codegua, Navidad y Paredones, y en la periferia de la ciudad de Santiago (Peñaflor, Pirque, Calera de Tango, Colina, etc.). Destacan sin embargo algunos conglomerados de comunas que no reducen significativamente la pobreza, por ejemplo las comunas al Sur de la III y Norte de la IV Región, al Occidente de la Región Metropolitana, al Centro-Norte de la ciudad de Santiago, en la Precordillera de la VIII y IX Regiones y en la actual Región de los Ríos (Norte de la antigua X Región) a excepción de Valdivia y Corral. El extremo austral también concentra diversas comunas sin cambios significativos en la incidencia de la pobreza, particularmente aquellas de muy baja densidad poblacional.

Respecto de los cambios en la distribución del ingreso se observa en primer lugar que el 55% de las comunas del país mejoraron estadísticamente este indicador. Sin embargo, unas pocas comunas de alta desigualdad son las que empujan la desigualdad nacional muy por sobre la mediana comunal. Por otro lado, el cambio en la distribución espacial de la desigualdad ha sido menor que el observado en ingreso y pobreza. Es decir, la desigualdad es una característica que se cambia muy lentamente comparada con la pobreza y al crecimiento económico.

A partir de los cambios en el ingreso, la pobreza y la distribución del ingreso se construyó una tipología con ocho posibles dinámicas, que van desde tipos de trayectorias en que los tres indicadores mejoran simultáneamente hasta tipos donde los tres indicadores no mejoran. Luego se clasificaron 323 comunas en cada uno de los tipos. Los resultados de dicho ejercicio muestran que dos de las ocho posibles dinámicas predominan, abarcando el 53% de las comunas. La primera se caracteriza por crecimiento con reducción de la pobreza pero sin mejoras en la distribución del ingreso. Este patrón corresponde a la tendencia nacional que revelan los análisis de los datos CASEN a nivel agregado (Lichtfield, 2001; Contreras et al, 2001). Geográficamente, este tipo de dinámica se concentra en conglomerados de comunas adyacentes, particularmente en las Regiones IV (fruticultura de exportación), en gran parte de las comunas en torno a la ciudad de Santiago (dinámicas de expansión urbana con cambio de uso del suelo fuera de la agricultura), el cordón ligado a la industria forestal de la IX Región y zonas de expansión salmonera de la X y XI Regiones.

La segunda dinámica relevante, la más frecuente en el país, es el de reducción de la pobreza y mejora en la distribución pero sin mayor crecimiento. Este patrón se observa en gran parte de la III, V y VII Regiones, junto con el centro de la VI y la zona poniente de la VIII Región. Esto muestra otra cara del país, aquella caracterizada por la existencia de zonas rezagadas que no logran sumarse a las dinámicas ganadoras, pero que a través del gasto social del gobierno logran disminuir pobreza y mejorar distribución en un ambiente de bajo o nulo crecimiento de los ingresos promedio de los hogares. Esto es lo que podríamos señalar como el resultado de una política social más orientada a cubrir las

falencias de la estrategia de desarrollo predominante en el país, antes que una estrategia que busque consolidar espacios de transformación productiva e institucional que generen dinámicas localizadas de crecimiento socialmente incluyente.

Las dinámicas virtuosas de crecimiento con reducción de pobreza y de la desigualdad son poco frecuentes (sólo 16 de las 323 comunas consideradas) y se encuentran dispersas entre las diferentes regiones del país. El único núcleo claro de comunas con este tipo de dinámica se observa en la zona centro-poniente de la VI Región (Litueche, La Estrella, Marchihue y Pumanque). Cabe señalar que nueve de las 16 comunas ganadoras en las tres dimensiones analizadas se encuentran en la VI Región.

Los resultados indican que no existe relación entre los cambios relativos en ingreso y pobreza respecto de los valores iniciales de cada comuna. Esto sugiere que las brechas de ingreso y pobreza entre comunas no muestran una tendencia a disminuir. En cambio, los datos sí muestran una relación, aunque débil, entre nivel inicial y dinámicas de cambio en la distribución del ingreso.

Las estimaciones comunales además confirman la relación teórica negativa entre cambio en ingreso y pobreza y positiva entre cambio en distribución y pobreza. Aún cuando en el caso del Gini de los ingresos la relación parece débil, los mecanismos por los cuales el crecimiento y la desigualdad operan sobre la pobreza son mucho más complejos y el efecto de una mejor distribución para la superación de la pobreza podría ser considerable, como sugieren los resultados de Bentancor, Modrego y Berdegué (2008), al menos para las comunas altamente rurales.

Por otra parte, no se observa relación entre el grado de ruralidad y el cambio relativo del ingreso ni del Gini. Sí se observa una relación positiva (aunque débil) con el cambio de la pobreza. Es decir, no hay razones para pensar que las comunas con mayor proporción de habitantes rurales crecieron más o menos que las comunas con mayor proporción de población urbana, ni que mejoraron más o menos la distribución del ingreso, aunque sí habría una débil evidencia de mayor rigidez de las comunas rurales a la reducción de la pobreza.

Además, el trabajo identifica tres situaciones importantes de destacar. En primer lugar la existencia de dinámicas diferenciadas a nivel de comunas. Estas dinámicas generan espacios geográficos con similares dinámicas relacionadas con las estrategias de desarrollo del país. Por ejemplo, espacios de crecimiento económico con cambios positivos en pobreza pero sin un correlato en la distribución de los ingresos. En el otro extremo se observan agrupaciones de comunas que a pesar de no crecer en términos de los ingresos de los hogares si logra disminuir pobreza y, a la vez, mejorar la distribución del ingreso. Este último patrón es el resultado de la acción del gobierno, a través de la aplicación de una política social focalizada hacia los hogares más pobres en las diferentes

comunas del país. Finalmente, se identifica un tercer grupo importante que muestra el menor impacto de las estrategias de desarrollo económico y de la política social lo que resulta en comunas en que los ingresos y la pobreza quedan estancados y lo que mejora es la distribución del ingreso.

Finalmente los resultados confirman que la estrategia de desarrollo de Chile y la consecuente aplicación de políticas nacionales y sectoriales tienen diferentes impactos en distintos tipos de comunas mostrando alta heterogeneidad de resultados en variables económicas como ingreso, pobreza y distribución del ingreso. Esta diversidad de resultados sugiere que existen factores territoriales, por sobre y más allá de las características de los hogares y sus miembros que condicionan las dinámicas locales de desarrollo, que deben ser identificados y comprendidos. Esto permitirá el diseño e implementación de políticas para el logro de un desarrollo territorialmente más homogéneo y socialmente más inclusivo.

Índice

Resumen Ejecutivo	1
Índice.....	5
I. Introducción.....	6
II. Contexto nacional.....	6
II. Material y Método.....	8
Método	8
Datos	9
III. Resultados.....	11
III.I Validación de las estimaciones.....	11
III.II Mapas de cambios a nivel comunal.....	14
IV. Conclusiones.....	32
Bibliografía	34
Anexo 1	37
Anexo 2.....	42
Anexo 3 Estimaciones SAE de ingreso per cápita, incidencia de pobreza y coeficiente de gini para las comunas de Chile, 1992 y 2002.	51

I. Introducción

Una de las preocupaciones de la política económica y social de los gobiernos en Chile durante los últimos 20 años ha sido la lucha contra la pobreza. Los resultados en términos de la caída de la incidencia de la pobreza tanto urbana como rural confirman que la estrategia seguida ha sido exitosa. Sin embargo ya hace un tiempo se crítica que no solo basta disminuir pobreza sino que consolidar procesos de desarrollo inclusivos, donde la distribución del ingreso sea mas igualitaria.

Por otro lado, nuevas evidencias, muestran la otra cara de los patrones de desarrollo seguido por Chile, la desigualdad espacial del crecimiento del país (Soto y Torche, 2004; Agostini y Brown, 2007). En efecto cada vez con mayor fuerza en el discurso de los diferentes actores nacionales se desprende una fuerte preocupación por el importante desequilibrio territorial, ya sea regional o a nivel comunal, del desarrollo económico y social en Chile.

De esta manera, la preocupación por diseñar políticas que den cuenta ya no solo de las diferencias entre los hogares sino que también de los territorios es creciente en Chile. Esta preocupación requiere de antecedentes empíricos que permitan dimensionar la magnitud de las diferencias entre los diferentes territorios en Chile, de manera de sustentar con información sólida la discusión y las decisiones de política pública que buscan corregir los desbalances observados en el país.

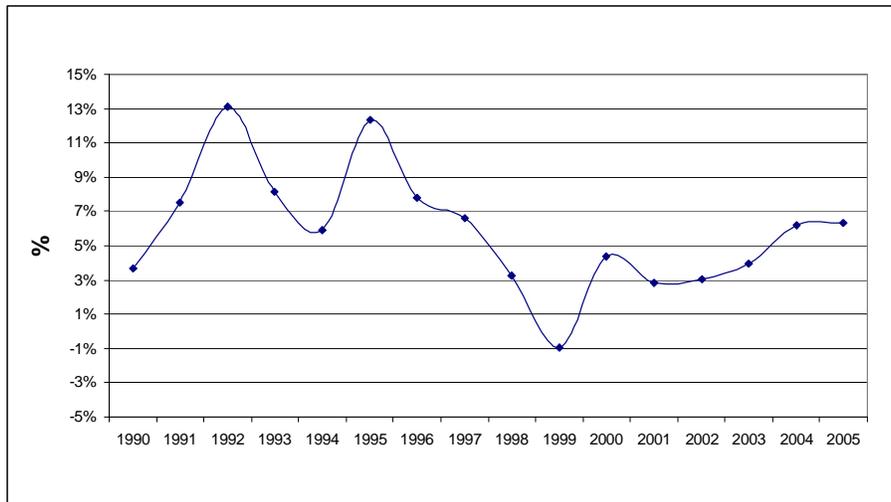
El objetivo de este trabajo es en consecuencia verificar si el desarrollo de Chile entre los años 1992 y 2002 fue territorialmente equilibrado o por el contrario, si existió heterogeneidad en los patrones locales de desarrollo. Para ello se comparan las dinámicas comunales de cambio del ingreso de los hogares, de la incidencia de pobreza y de la distribución del ingreso durante la denominada “década de oro” del país.

II. Contexto nacional

El producto interno bruto de Chile entre el año 1990 y 2005 muestra un crecimiento promedio anual de 5,9%. Dentro de este periodo se puede identificar tres períodos, el de expansión acelerada de la economía que finaliza en 1997, año de inicio de la crisis asiática que golpea fuertemente la economía nacional hasta el año 2000, y el período de recuperación a partir de entonces, el que muestra tasas de crecimiento menores a las previas a la crisis pero positivas y sostenidas en el tiempo (Figura 1).

El período en que se realiza la estimación de dinámicas a nivel de comunas entonces, contempla la fase de expansión acelerada de la economía en un primer momento, su caída y posterior recuperación. Esto implica que en términos generales las dinámicas son la expresión de un período de dinamismo económico con un incremento sustancial en el nivel de ingreso promedio de los hogares de Chile.

Figura 1. Tasas de crecimiento del PIB (1990-2005)



Fuente: elaborado por ODEPA con información del Banco Central de Chile (2006).

El resultado de un período de crecimiento económico prolongado en el tiempo sobre la disminución de pobreza se muestra significativo. Como se puede observar en el Cuadro 1, la incidencia de la pobreza de los hogares rurales desciende desde un 34% en 1992 hasta 12,3% en el 2006. Asimismo, la de los hogares urbanos cae desde un 33% hasta un 14%. Por otro lado, la proporción de indigencia rural pasa desde un 10% en 1992 a un 3,5% en 2006, mientras que la indigencia urbana cae desde un 9% a un 3% de los hogares.

En síntesis, el marco general del país en el período comprendido entre 1992 y 2003 es altamente positivo, tanto en el plano económico como en el social. Aunque el trabajo de definición de dinámicas de las comunas no alcanza a capturar el cambio importante ocurrido entre 2003 y 2006, especialmente en el medio rural, los resultados son una buena representación de lo ocurrido en Chile en lo que se ha llamado la década de oro, caracterizada por el importante incremento de los ingresos y la fuerte caída de la pobreza.

Cuadro 1. Pobreza e indigencia según zona en el período 1992-2006 (porcentaje de hogares)

	Indigentes						
	1992	1994	1996	1998	2000	2003	2006
URBANA	8,8	7,2	5,1	5,1	5,1	4,4	3,2
RURAL	10,3	9,8	9,4	8,6	8,4	6,2	3,5
PAIS	9,0	7,6	5,7	5,6	5,6	4,7	3,2
	Pobres						
URBANA	32,7	27,0	22,0	20,7	19,7	18,5	14,0
RURAL	33,9	31,0	30,3	27,5	23,7	19,9	12,3
PAIS	32,9	27,6	23,2	21,7	20,2	18,7	13,7

Nota: El porcentaje de hogares en situación de pobreza incluye a aquéllos en situación de indigencia
Fuente. MIDEPLAN, 2006.

II. Material y Método

Método

Para obtener estimaciones comunales del ingreso per cápita, incidencia de pobreza y coeficiente de Gini para los años 1992 y 2002, se utilizó la metodología de “Small Area Estimates” (SAE) (Elbers, Lanjouw y Lanjouw, 2003). El método SAE se basa en combinar información a nivel de microdatos obtenida de encuestas de medición de estándares de vida (EMEV), que el caso de Chile corresponde a las Encuestas de Caracterización Socioeconómica (CASEN), junto con información de Censos de Población, para obtener a partir de ellos indicadores de bienestar con altos niveles de desagregación espacial.

Las EMEV permiten una rica caracterización socioeconómica de los hogares y sus miembros, aunque presentan la limitante de su falta de representatividad estadística a nivel de regiones, municipios o comunidades. En Chile, la CASEN carece de cobertura para todas las comunas del país, dejando en 1992 una considerable proporción de ellas sin muestrear. Además, produce estimaciones considerablemente imprecisas a ese nivel de desagregación. Los Censos, en cambio, abarcan a toda la población, pero contienen poca información de los hogares, careciendo en particular de preguntas sobre el ingreso o consumo del hogar y sus miembros. Así, el método SAE aprovecha las fortalezas de ambas fuentes para lograr estimaciones con satisfactorios niveles de precisión, en áreas donde las EMEV no tienen cobertura o donde carecen de representatividad estadística.

La idea básica del método consiste en el ajuste de modelos de regresión a partir de los datos de la EMEV, relacionando el ingreso del hogar con un conjunto de características observables tanto en la encuesta como en el censo. Al estar presentes en ambos conjuntos de datos, es posible aplicar los parámetros de los modelos estimados a las observaciones censales, de forma de pronosticar el ingreso para todos o gran parte de los hogares en la población. Teniendo el ingreso esperado para las familias censadas, la metodología permite obtener indicadores al nivel de agregación que se desee. Sin embargo, dado que el método se basa en la estimación de parámetros aleatorios, existe un determinado nivel de error estadístico en los pronósticos de los ingresos familiares y por ende en sus agregados. Por esta razón, las posibilidades de desagregación espacial se ven en la práctica limitadas por el grado de precisión aceptable para las estimaciones.

Una explicación más detallada de la metodología pueden encontrarse en el Anexo 1.

Datos

Se utilizaron como fuentes de información la Encuesta Nacional de Caracterización Socioeconómica del año 2003, el Censo de Población y Vivienda del Año 2002, la encuesta CASEN de 1992 y el Censo de 1992. Los Censos en Chile se realizan durante el mes de Abril y las encuestas CASEN durante el mes de Noviembre. De esta manera, en el caso del año 2002/2003, existe un desfase de 1 año y 7 meses entre la encuesta y el Censo y en el año 2002, éste es de sólo 7 meses. Aún cuando existe un cierto lapso de tiempo entre el levantamiento de la información de ambas fuentes, esto no constituye un problema mayor para la aplicación del método, particularmente cuando este intervalo no es demasiado extenso y la situación económica del país es lo suficientemente estable como para suponer que los modelos ajustados con datos colectados en el momento de la encuesta siguen prediciendo adecuadamente los niveles de ingreso de los hogares al momento de realizarse el Censo (Hentschel et al., 1998 ; Demobynes et al.,2002).

La encuesta CASEN provee una completa caracterización socioeconómica de los hogares en Chile, entregando información de ingresos del hogar (segregado incluso por distintas fuentes como ocupación principal, ocupación secundaria, distintos tipos de transferencias gubernamentales, etc.) junto con un completo perfil demográfico, educacional, laboral del hogar y sus miembros, así como también características y equipamiento de las viviendas.

Los datos de ingreso recogidos por la encuesta son ajustados por la Comisión Económica para América Latina de las Naciones Unidas (CEPAL), de forma de corregir problemas de subdeclaración y omisión de ingresos por parte de las personas encuestadas (MIDEPLAN, 2005), así como también problemas de

sobre o subrepresentación de ciertas categorías de ingreso en la muestra (Agostini y Brown, 2007). Con posterioridad a la imputación de ciertas categorías de ingreso a los hogares, se realizan además otros ajustes para cuadrar los agregados CASEN con las cuentas nacionales reportadas por el Banco Central.

La encuesta CASEN del año 2003 consideró una muestra de 68.153 hogares, con 257.077 personas en total. El diseño muestral fue estratificado, por conglomerados y polietápico. En una primera etapa se definieron 553 estratos a partir de información político-administrativa y geográfica. Posteriormente, en los distintos estratos se definieron 302 comunas “autorrepresentadas” y 13 “correpresentadas”, quedando 31 comunas de las 346 que tenía el país en ese momento sin muestrear. La encuesta fue representativa a nivel comunal sólo en el caso de las comunas autorrepresentadas. En las comunas autorrepresentadas, se definieron Unidades Primarias de Muestreo (UPM) sobre la base de los Sectores de Empadronamiento Censal. Dentro de las UPM, se definieron posteriormente Unidades Secundarias de Muestreo (USM) que corresponden a las viviendas ocupadas. Para las comunas correpresentadas, se añadió una tercera etapa de muestreo aleatorio. En estas comunas, la UPM fue definida por la zona urbana de las comunas, según sea el estrato. Las USM, por su parte, correspondieron a los sectores de empadronamiento censal. La Unidad Terciara de Muestreo (UTM) estuvo constituida por las viviendas ocupadas (MIDEPLAN, 2005).

La CASEN de 1992 por su parte, incluyó 35.948 hogares y 143.459 personas. Ésta se basó en un muestreo estratificado aleatorio (MIDEPLAN, 1998). Aquí los estratos fueron definidos a partir del tamaño de las entidades pobladas. Aquellas de más de 40 mil habitantes fueron incluidas de manera obligatoria y aquellas de menos de 40 mil habitantes tuvieron selección aleatoria. En los distintos estratos se realizó una selección aleatoria de conglomerados de viviendas (manzanas). En estos conglomerados, cada vivienda tuvo igual probabilidad de selección. Ese año, la encuesta consideró 138 comunas autorrepresentadas, 80 correpresentadas y 138 de las 342 comunas existentes sin muestrear. Los niveles de representatividad de la encuesta se detallan en el Cuadro 2. Cabe señalar que aún siendo la encuesta considerada como representativa a escala comunal, los altos niveles de error asociado a dichas estimaciones han motivado críticas respecto de su uso para inferencia estadística a dicho nivel (Valdés, 1999; Contreras et al., 2001).

Cuadro 2. Niveles de representatividad de la encuesta CASEN.

	Total	Urbano	Rural
País	X	X	X
Región	X	X	X
Comunas autorrepresentadas	X	-	-

Fuente: MIDEPLAN, 2005.

En el caso de los Censos de Población y Vivienda, se utilizaron los dos últimos disponibles (años 1992 y 2002). Según datos obtenidos de REDATAM, el Censo del año 1992 reportó una población nacional de 13.348.401 personas mientras el de 2002 indicaba un total de 15.116.435. Estos censos contienen menos información de los hogares y personas que la encuesta CASEN, careciendo en particular de alguna medida de ingreso o consumo que permita calcular indicadores de bienestar tales como ingreso per cápita, coeficiente de Gini, incidencia de pobreza, etc. Sin embargo, en el caso de chileno el Censo provee bastante más información que la que se recoge en los Censos realizados en otros países. Por otra parte, en se cuenta además con la ventaja dada por el alto nivel de concordancia entre el Censo y la encuesta CASEN, tanto en términos de definiciones básicas, como del tipo de preguntas que incluyen ambos cuestionarios y de las categorías en las que se clasifica la información. Esto facilitó el proceso de homologación de variables entre ambas fuentes durante la etapa de preparación de los datos.

Los detalles de la implementación del método SAE para el caso de Chile se detallan en el Anexo 2.

III. Resultados

III.I Validación de las estimaciones

Se obtuvieron estimaciones de ingreso total per cápita, incidencia de pobreza y coeficiente de Gini para los niveles regional, comunal y de distrito censal en ambos años, utilizando el software especializado para la elaboración de mapas de pobreza PovMap 2.0 del Banco Mundial. Para la obtención de los valores de incidencia de pobreza y del coeficiente de Gini se utilizaron los ingresos totales per cápita del hogar. Para calcular la pobreza se utilizaron las líneas de pobreza oficiales construidas para los sectores urbano y rural en ambos años (MIDEPLAN; 1998; MIDEPLAN; 2005). Para determinar las tasas de cambio en los ingresos, estos fueron expresados en pesos reales de Diciembre de 1998 deflactando por el IPC entregado por el Banco Central de Chile. Para obtener los valores nacionales, los microdatos de los hogares y sus ingresos simulados fueron exportados a Stata 10 donde la base fue trabajada posteriormente. Los resultados en el Cuadro 3 muestran que las estimaciones SAE se acercaron bastante a las cifras obtenidas de CASEN, aún cuando en los tres indicadores la estimación SAE fue ligeramente inferior. En el caso de 1992, donde CASEN tiene un error mayor, las diferencias constatadas no fueron significativas, a excepción del Gini (al 5%). En el caso de 2002/2003 sí hubo diferencias significativas en pobreza y Gini, aún cuando el ingreso medio fue bastante cercano y no estadísticamente distinto en ambas estimaciones.

Aunque los resultados muestran diferencias estadísticamente significativas en algunos de los estimadores la magnitud de dichas diferencias no es muy alta y se explica por los bajos niveles de error de ambas estimaciones a niveles nacionales. Como se verá más adelante, en el caso de la pobreza la diferencia SAE_CASEN se explica básicamente por discrepancias entre ambos métodos en la Región Metropolitana.

Cuadro 3. Estimaciones nacionales SAE y CASEN

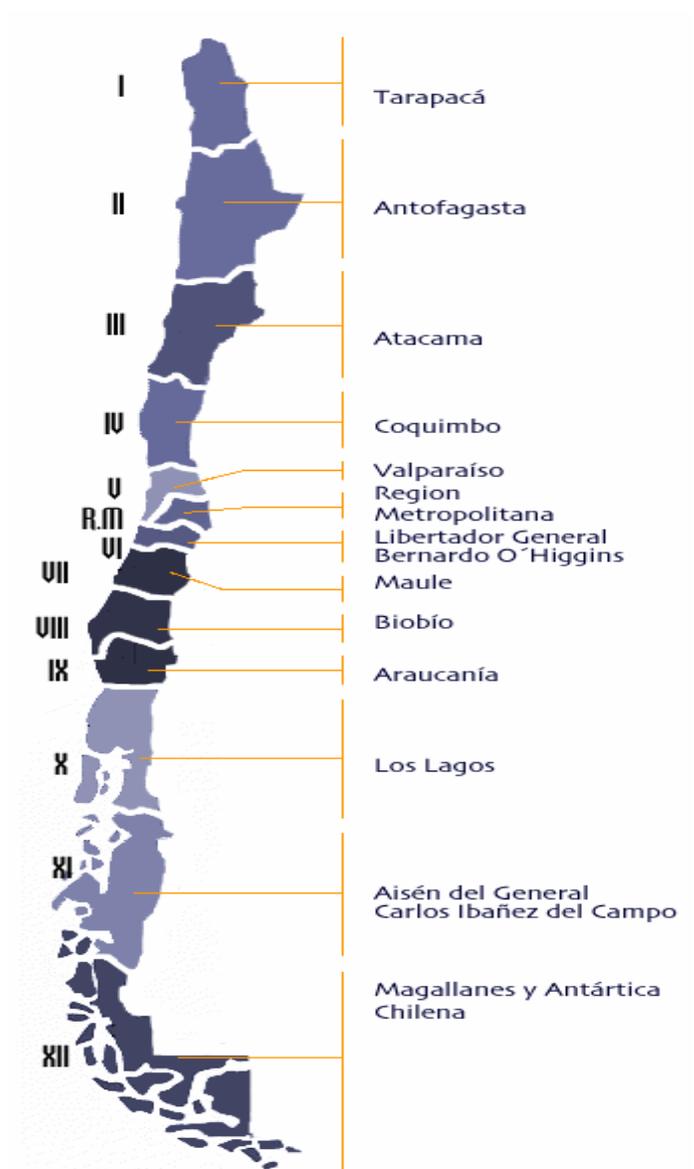
Indicador	Año			
	1992		2002	
	CASEN ¹	SAE	CASEN	SAE
Ingreso per cápita (\$ dic. 1998)²	108.539 (6548)	105.229 (4763)	135.737 (2668)	130.010 (2910)
Incidencia de pobreza (%)	0,324 (0,0097)	0,304 (0,0157)	0,186 (0,0032)	0,157*** (0,0053)
Coefficiente de Gini	0.557 (0,0100)	0.528** (0,0095)	0.558 (0,0093)	0.518*** (0,0058)

¹Errores estándar del Gini estimados por bootstrap. Ingresos expresados en pesos reales base Diciembre 1998. *** Diferencia SAE-CASEN significativa al 1%. ** Diferencia SAE-CASEN significativa al 5%.

Los indicadores regionales calculados fueron utilizados para la validación de las estimaciones, dado que éste es un nivel para el cual CASEN tiene niveles de error estadístico razonables. Para validar la simulación, se compararon los valores medios del ingreso, coeficiente de Gini y pobreza obtenidos a través del método SAE con los indicadores CASEN para cada año. Si las diferencias en los valores medios obtenidos para las variables de interés se encuentran dentro de los rangos de certeza estadística en el nivel geográfico de comparación, se considera que el método ha proporcionado estimaciones adecuadas a partir de la información de los hogares existentes en los censos. Para facilitar la identificación de las unidades geográficas, se presenta en la Figura 2 un mapa de Chile y sus Regiones de acuerdo a la antigua clasificación administrativa vigente en los años 1992 y 2002.

Cabe señalar que los estimadores SAE en general tienen menores niveles de error que los obtenidos de la encuesta CASEN cuando éstos últimos son ajustados en su cálculo por diseño muestral. Aún así, las ganancias que proporcionó el método SAE en términos de precisión de los estimadores no fueron tan altas a nivel regional. Sin embargo, al aumentar el nivel de desagregación, esta ventaja del método se hace cada vez mayor. En nuestro caso, las estimaciones comunales SAE sí fueron considerablemente más precisas que las CASEN en la gran mayoría de las comunas.

Figura 2. Chile y sus Regiones



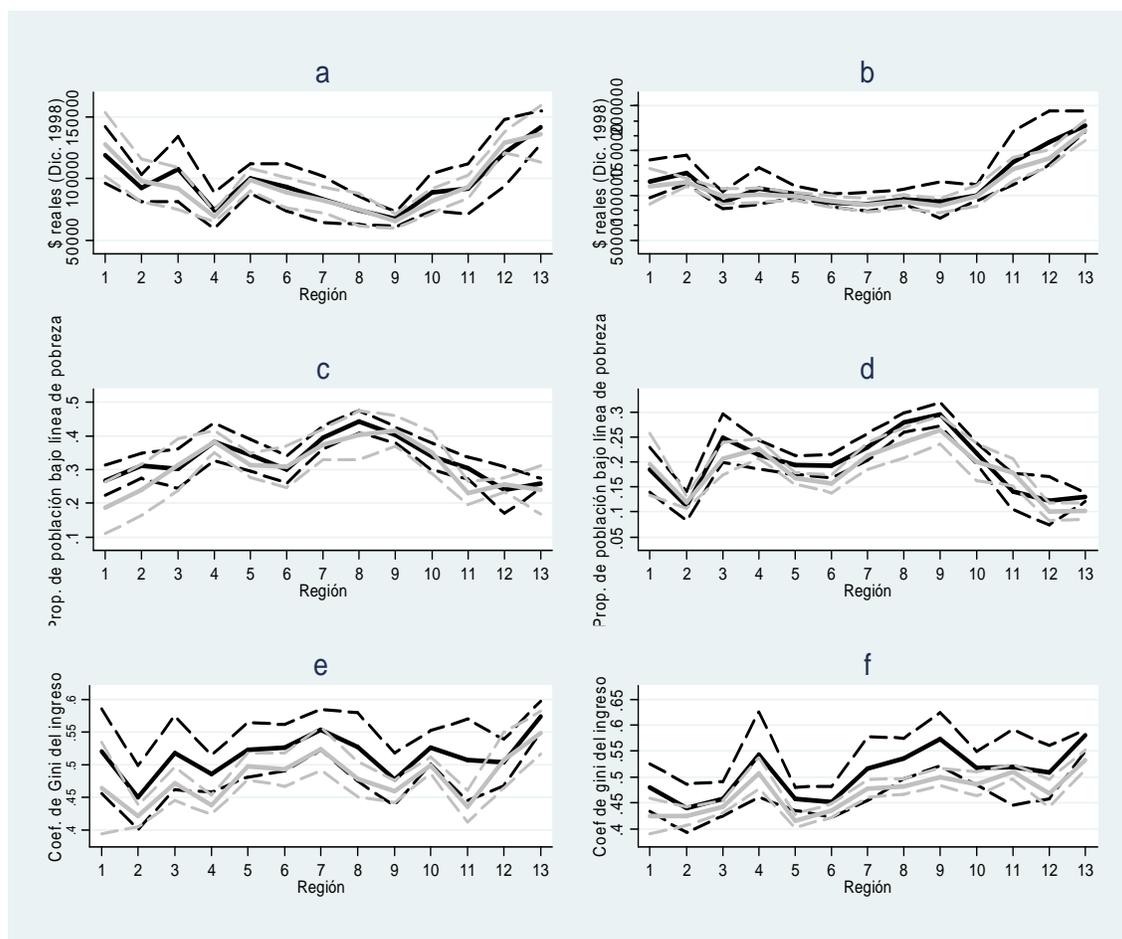
Fuente: http://www.vi-e.cl/internas/aprende/lo_mejor/regiones/indice.htm

Los resultados que se observan en la Figura 3 muestran que los intervalos de los valores obtenidos por el método SAE tienden a cruzarse con los de la encuesta CASEN en gran parte de los casos dados por el año, indicador y región. En las estimaciones del año 1992 sólo en la Región XI se genera valores fuera de rango entre CASEN y censo para la variable de pobreza. En las estimaciones del año 2002 en la Región XIII se observan diferencias considerables para la variable de pobreza y en la Región V para la variable de Gini.

En síntesis, la existencia de estimaciones fuera de rango en sólo tres casos de un total de 78 puntos de comparación posibles entre la estimaciones CASEN y

las simulaciones generadas por el método SAE, permite validar el uso del método para la definición de dinámicas comunales.

Figura 3. Validación de estimaciones SAE. Izquierda año 1992, derecha año 2003.



Panel (a) Ingreso per cápita año 1992. Panel (b) Ingreso per cápita año 2002. Panel (c) Incidencia de pobreza año 1992. Panel (d) Incidencia de pobreza año 2002. Panel (e) Coeficiente de Gini año 1992. Panel (f) Coeficiente de Gini año 2002. Línea sólida: estimación CASEN (negro) y Censal (gris). Línea punteada: Intervalo de confianza al 95% CASEN (negro) y Censal (gris). Ingresos per cápita expresados en \$ reales de 1998. Errores estándar CASEN ajustados por diseño muestral. Errores estándar del Gini en CASEN estimados por bootstrap.

III.II Mapas de cambios a nivel comunal

Una vez validados los modelos de predicción de variables de interés para cada hogar a nivel de censo, se procedió a la estimación de los indicadores locales de bienestar para los dos años en que se dispone de información censal. Cabe señalar que los estimadores distritales⁴, no fueron finalmente considerados,

⁴ El distrito Censal es una división geográfica operativa. Se define de manera tal que una persona pueda supervisar las actividades de levantamiento del Censo en un día de trabajo.

dada la escasa comparabilidad de estas unidades entre los años 1992 y 2002 en una considerable proporción de las comunas (alrededor de un tercio de las comunas cambiaron sus distritos en el período intercensal).

Con los resultados comunales fue posible construir mapas de cambios para gran parte de las comunas del país, identificándose las que tuvieron cambios positivos (crecimiento en ingreso, reducción en pobreza y reducción en Gini de ingreso) estadísticamente significativos (al 95% de confianza) como ganadoras y las que mantuvieron o empeoraron sus niveles iniciales como perdedoras⁵. Es importante destacar que lo que se muestra son cambios en base a la situación inicial de cada comuna. Es por esto que una comuna con cambios positivos puede tener por ejemplo, un ingreso promedio en el período final sustancialmente menor que una comuna que puede aparecer como perdedora. Esto implica que en este trabajo, lo que se destaca es la mejora en los indicadores de bienestar durante el período y no los niveles particulares en un determinado punto del tiempo.

Cabe señalar que de las 346 comunas existentes en 2002, 23 fueron excluidas del análisis, 4 de ellas por no existir en 1992⁶ y 19 por obtenerse estimaciones poco confiables (tasas de cambio poco verosímiles junto con elevados niveles de error)⁷. Cabe destacar que 9 de esas comunas están en la I Región, donde de acuerdo a Agostini y Brown (2007) la encuesta CASEN tiene altos niveles de error incluso a nivel regional. Otras 8 son de la XII Región, zona ubicada en el extremo austral del país, de difícil accesibilidad y donde CASEN tiene un tamaño muestral reducido y cuyo diseño deja un considerable número de comunas sin muestrear. No obstante lo anterior, es importante indicar que estas 19 comunas en conjunto representan una proporción muy baja de la población total (alrededor del 2,5% de la población el año 2002), por lo cual de todas formas se cuenta con una caracterización bastante amplia de la situación nacional. El Anexo 3 resume las estadísticas comunales de ingreso per cápita promedio, incidencia de pobreza y coeficiente de Gini para 1992 y 2002.

La distribución comunal de los ingresos per cápita (Figura 4) deja de manifiesto la heterogeneidad geográfica de esta dimensión del bienestar. Se observa en ambos años una distribución marcadamente asimétrica, con una media nacional bastante a la derecha de la moda comunal y, caracterizada por unas pocas comunas extremadamente ricas que empujan el promedio hacia arriba, como Las Condes, Providencia y Vitacura. En cambio, el grueso de las comunas muestra ingresos más bajos que la media nacional. Se observa que las diferencias comunales lejos de reducirse tienden a acentuarse en el período, con

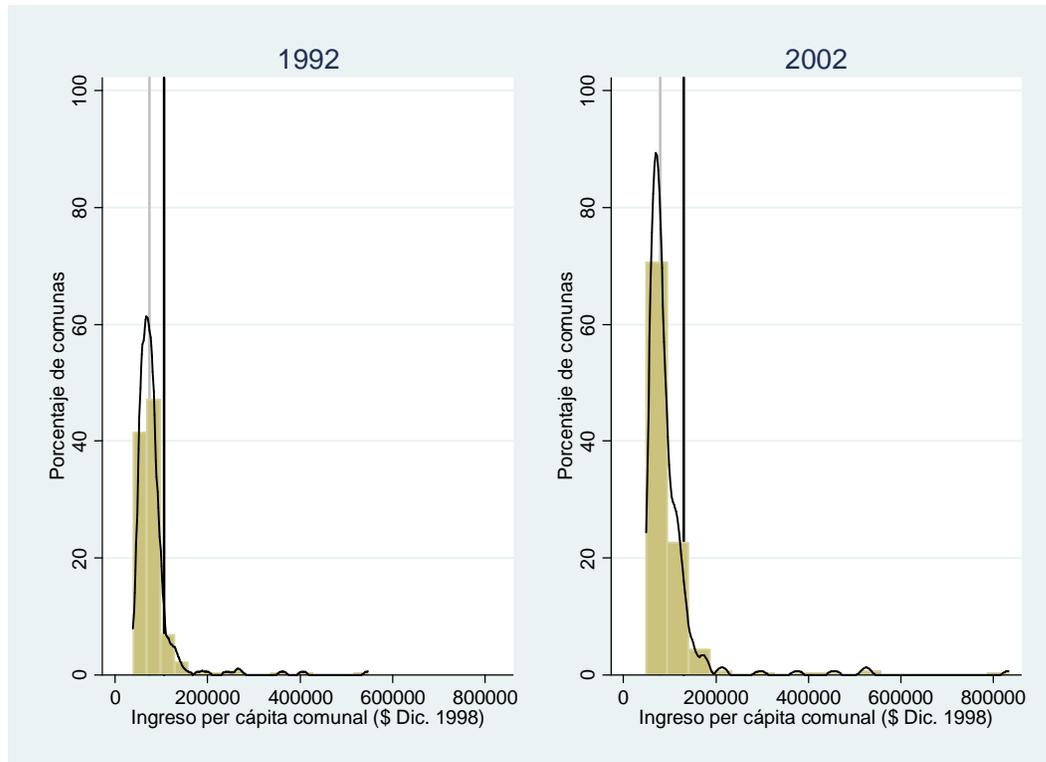
⁵ Siguiendo a Doudiche et al. (2008) la significancia de las diferencias fue evaluada utilizando un test convencional de diferencia de medias.

⁶ Alto Hospicio (I Región), Hualpén, Chol Chol, Alto Bio Bio (VIII Región).

⁷ General Lagos, Arica, Putre, Camarones, Huara, Camiña, Colchane, Pica, Pozo Almonte, (I región) San Pedro (Región Metropolitana), Palena (X Región), Torres del Paine, Laguna Blanca, San Gregorio, Primavera, Río Verde, Timaukel, Cabo de Hornos, Antártica Chilena (XII Región).

una distribución que tiende a alargarse hacia la cola derecha, es decir una situación en donde la disparidad comunal se polariza.

Figura 4. Distribución comunal del ingreso per cápita y estimación Kernel.



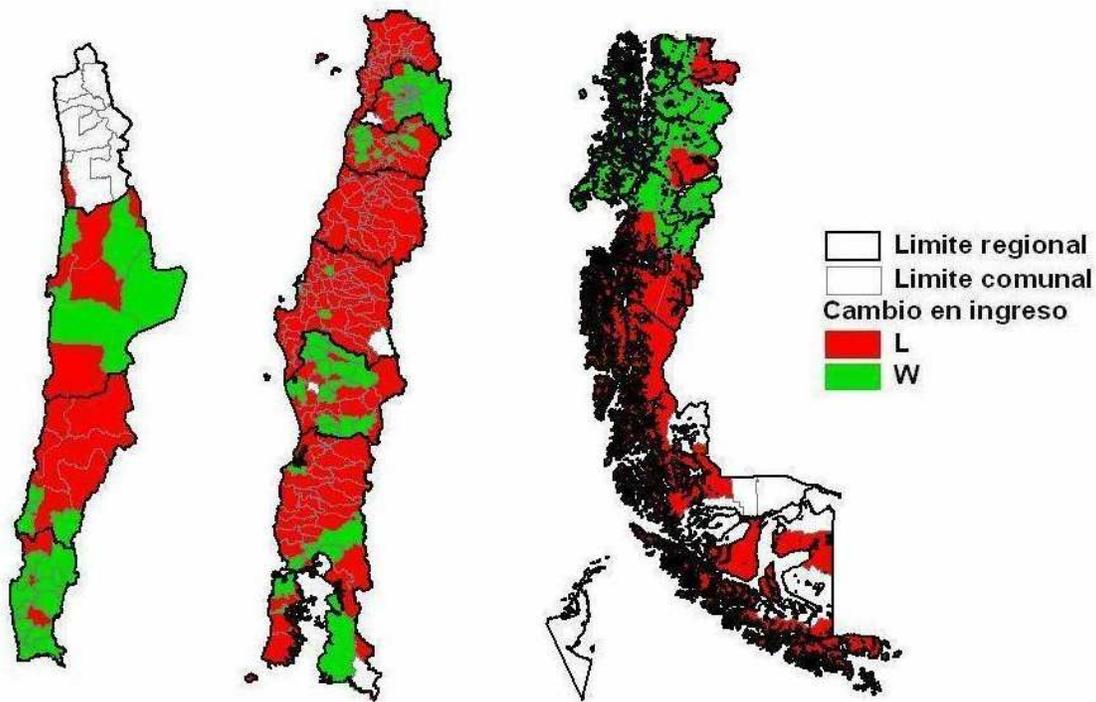
Línea negra indica media nacional, línea gris indica mediana de la distribución comunal

Los resultados indican que sólo alrededor de un cuarto de las comunas creció significativamente (es decir, más allá de los niveles de incertidumbre estadística). Esto a pesar de que el país en su conjunto mostró un incremento del ingreso per cápita en torno al 24% según nuestras estimaciones. Las Figuras 5a y 5b permiten identificar distintas situaciones en las diferentes regiones del país. Dentro de las regiones con mejor desempeño en términos de crecimiento relativo, destaca la Región IV, mostrando un crecimiento considerable en casi todas sus comunas. En contraste, las Regiones III, V y VII tienen muy pocas (o ninguna) comunas con crecimiento significativo. Destaca el marcado perfil longitudinal de la antigua X Región; el Norte de la región (actual Región de los Ríos) se caracteriza por no mostrar un crecimiento importante, mientras en el sur existen polos con crecimiento considerable de los ingresos, particularmente donde se ha consolidado la actividad salmonera (Puerto Montt, Ancud, Castro).

Otras regiones como la Metropolitana, la II, la VI y la IX muestran una situación mixta. En ellas, es posible identificar focos más localizados de crecimiento del ingreso que coexisten con áreas de estancamiento. Destacan entre estas zonas de crecimiento, el cinturón peri-urbano de la ciudad de Santiago, con varias de

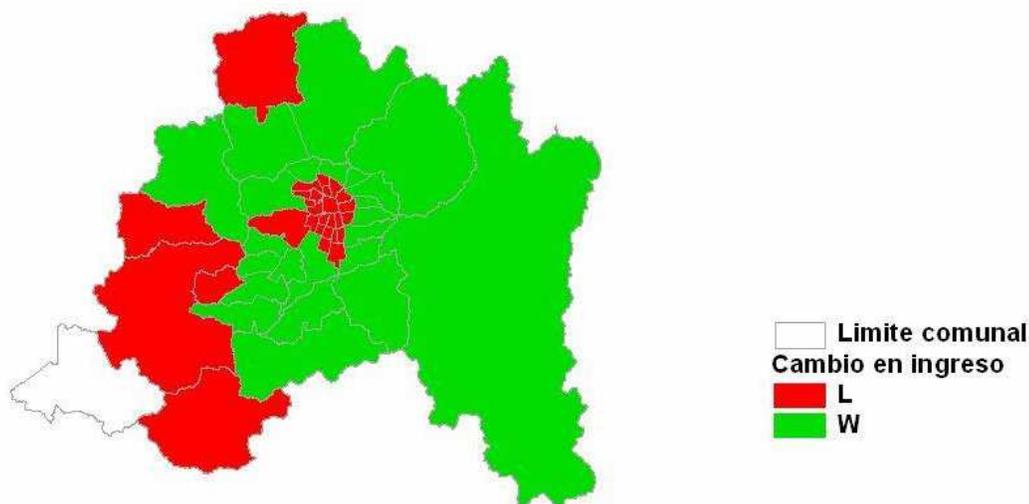
las comunas que más incrementaron sus ingresos en el país, como Calera de Tango (la de mayor incremento en el país con 141%), Pirque, Colina, Lo Barnechea, Buin, San José de Maipo entre otras. En la VI Región se encuentra otro polo importante de comunas inicialmente de bajos ingresos que crecieron probablemente producto de la expansión vitivinícola (Litueche, Marchihue, Malloa, etc.). En la IX Región, existe otro conjunto de comunas que muestran un desarrollo similar; estas comunas se caracterizan por estar inicialmente entre las más pobres del país, y cuyo crecimiento del ingreso se ve asociado probablemente a la expansión de la actividad forestal (Angol, Reinaco, Victoria, Traiguén, etc.). En la II Región destaca la segunda comuna que mayor crecimiento del ingreso tuvo en el país según nuestras estimaciones, San Pedro de Atacama (132% de incremento), un caso muy particular de dinámica conducida por la valorización del enorme patrimonio natural, histórico y cultural existente en la zona.

Figura 5a. Mapa de cambios en el ingreso per cápita 1992-2002



W (win o ganancia) indica crecimiento del ingreso estadísticamente significativo, L (loss o pérdida) crecimiento nulo o negativo.

Figura 5b. Mapa de cambios en el ingreso per cápita 1992-2002 (Región Metropolitana)⁸

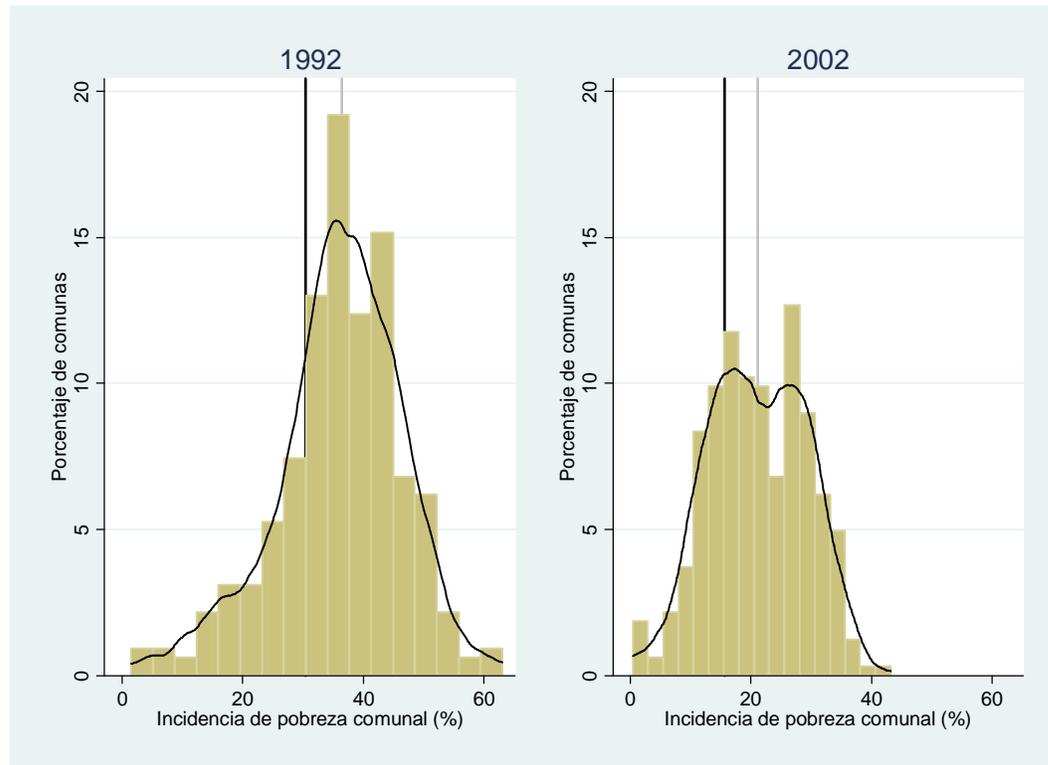


W (win o ganancia) indica crecimiento del ingreso estadísticamente significativo, L (loss o pérdida) crecimiento nulo o negativo.

La distribución comunal de la incidencia de pobreza (Figura 6) se aproxima más que la del ingreso a una distribución normal. A diferencia del ingreso, la media nacional se encuentra a la izquierda de la moda de la distribución comunal, lo que sugiere que la mayor incidencia de pobreza se tiende a concentrar en comunas de menor población. La reducción nacional de la incidencia de la pobreza (estimada por el método SAE en 48%) ha sido más homogénea espacialmente que el crecimiento del ingreso. Los histogramas muestran como la dispersión de la pobreza se ha reducido considerablemente, y el centro de la distribución se ha desplazado a la derecha entre 1992 y 2002.

⁸ Se destaca la Región Metropolitana en mapa separado por poseer numerosas comunas de pequeño tamaño, que no se aprecian en los mapas nacionales

Figura 6. Distribución comunal de la incidencia de pobreza y estimación Kernel



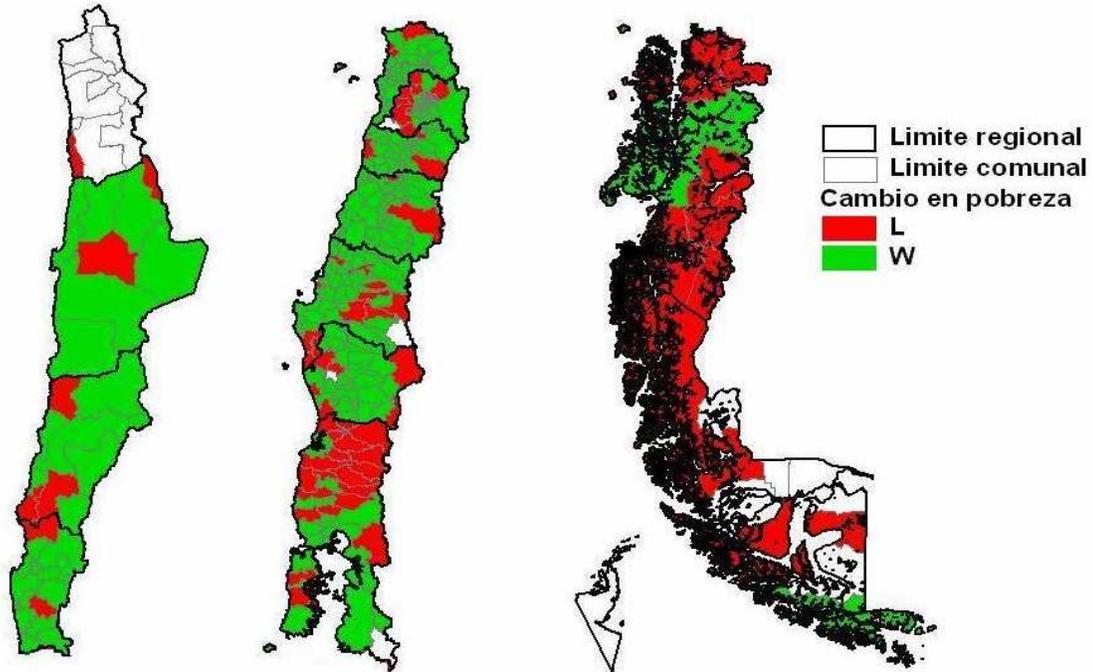
Línea negra indica media nacional, línea gris indica mediana de la distribución comunal

Las Figuras 7a y 7b muestra como, a diferencia del ingreso, una considerable proporción de las comunas (71%) ha tenido reducciones significativas de la incidencia de pobreza. Las comunas que más redujeron pobreza en términos relativos al valor inicial fueron comunas urbanas de muy baja pobreza inicial (Las Condes, La Reina, Providencia, etc.), donde por supuesto un pequeño descenso absoluto de la incidencia tiene mucho mayor peso en términos porcentuales. Las comunas inicialmente pobres que más lograron reducir la pobreza se encuentran en la VI Región (Palmilla, Pumanque, Codegua, Navidad y Paredones), y en la periferia de la ciudad de Santiago (Peñaflor, Pirque, Calera de Tango, Colina, etc.) con reducciones superiores a un 70% de sus elevados valores iniciales. Cabe señalar que muchas de estas comunas fueron identificadas como parte de dos de los principales “clusters” de crecimiento del ingreso identificados por el método.

A pesar del patrón generalizado de reducción de pobreza del país en el período, se identifican algunos conglomerados de comunas que no mostraron caídas significativas de la pobreza, al sur de la III Región y Norte de la IV (Freirina, Huasco y La Higuera), al Occidente de la Región Metropolitana (Til Til, Lampa, María Pinto, El Monte, etc.), al Centro-Norte de la ciudad de Santiago, en la Precordillera de la VIII y IX Regiones (Antuco, Lonquimay, Curarrehue) y en la

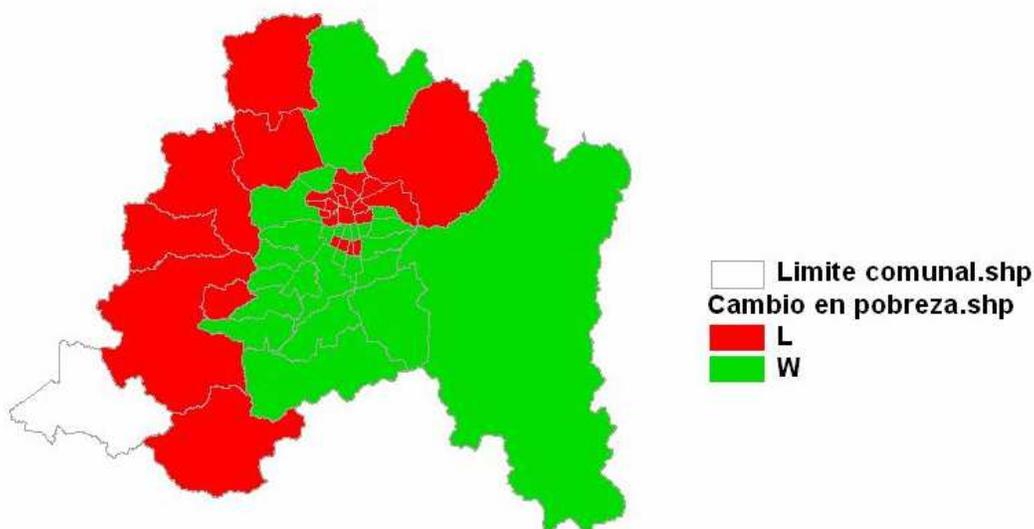
actual Región de los Ríos (Norte de la antigua X Región) a excepción de Valdivia y Corral. El extremo austral también concentra diversas comunas sin cambios significativos en pobreza, particularmente aquellas de muy baja densidad poblacional. Aún pudiendo corresponder ésta a la verdadera dinámica experimentada por estas zonas aisladas, estos resultados deben tomarse con cautela, dado que la escasa población en estas áreas hace que las estimaciones tiendan a tener mayores niveles de error.

Figura 7a. Mapa de cambios en la incidencia de pobreza 1992-2002



W (win o ganancia) indica reducción estadísticamente significativa de la pobreza, L (loss o pérdida) reducción nula o aumento.

Figura 7b. Mapa de cambios en la incidencia de pobreza 1992-2002 (Región Metropolitana)⁹



W (win o ganancia) indica reducción estadísticamente significativa de la pobreza, L (loss o pérdida) reducción nula o aumento.

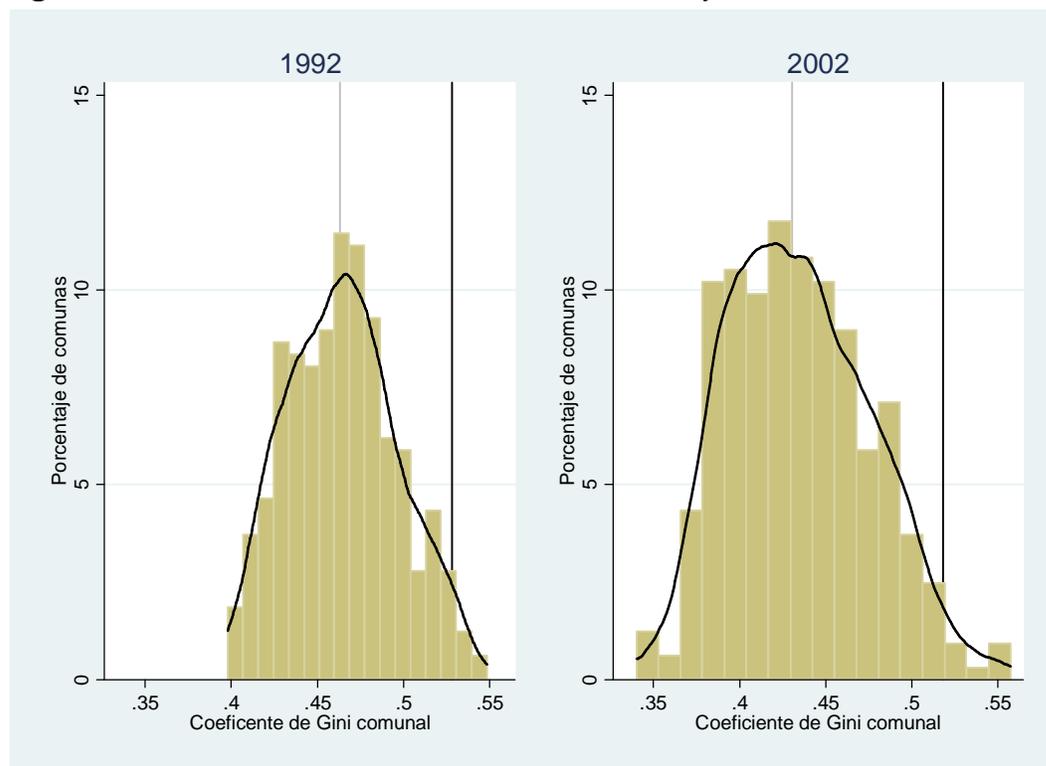
En un contexto de persistente desigualdad a nivel nacional, cabe preguntarse respecto de posibles diferencias geográficas en este indicador. Agostini y Brown (2007) ponen de manifiesto la considerable heterogeneidad espacial de la concentración de los ingresos. Nuestros resultados indican niveles de desigualdad en general menores que los de estos autores para el año 2002, no obstante también dan cuenta de la considerable disparidad geográfica.

Los histogramas en la Figura 8 muestran que consecuentemente con lo observado en los ingresos, unas pocas comunas de alta concentración del ingreso son las que empujan la desigualdad nacional muy por sobre la mediana comunal. Cabe señalar que a diferencia del ingreso medio y de la incidencia de pobreza, el coeficiente de Gini nacional no corresponde al promedio ponderado por población de los Ginis comunales. Por ende, aún cuando los valores más altos no se encuentran tan alejados de los valores centrales de la distribución comunal, la alta desigualdad en estas pocas comunas tiene un fuerte impacto sobre la desigualdad nacional. Es importante destacar sin embargo, que las comunas extremadamente ricas no resultaron ser las más desiguales. En efecto, estas comunas muestran cierta igualdad interna en la riqueza. Las comunas de alta desigualdad tienden a ser aquellas en donde coexisten situaciones muy dispares, ejemplificadas principalmente por las comunas semi-urbanas pero aún

⁹ Se destaca la Región Metropolitana en mapa separado por poseer numerosas comunas de pequeño tamaño, que no se aprecian en los mapas nacionales

con fuerte identidad rural en torno a la ciudad de Santiago. La comparación entre histogramas, por su parte, es una confirmación a nivel local de lo observado a nivel nacional durante el período. El cambio en la distribución espacial de la desigualdad ha sido menor que el observado en ingreso y pobreza.

Figura 8. Distribución comunal del Índice de Gini y estimación Kernel

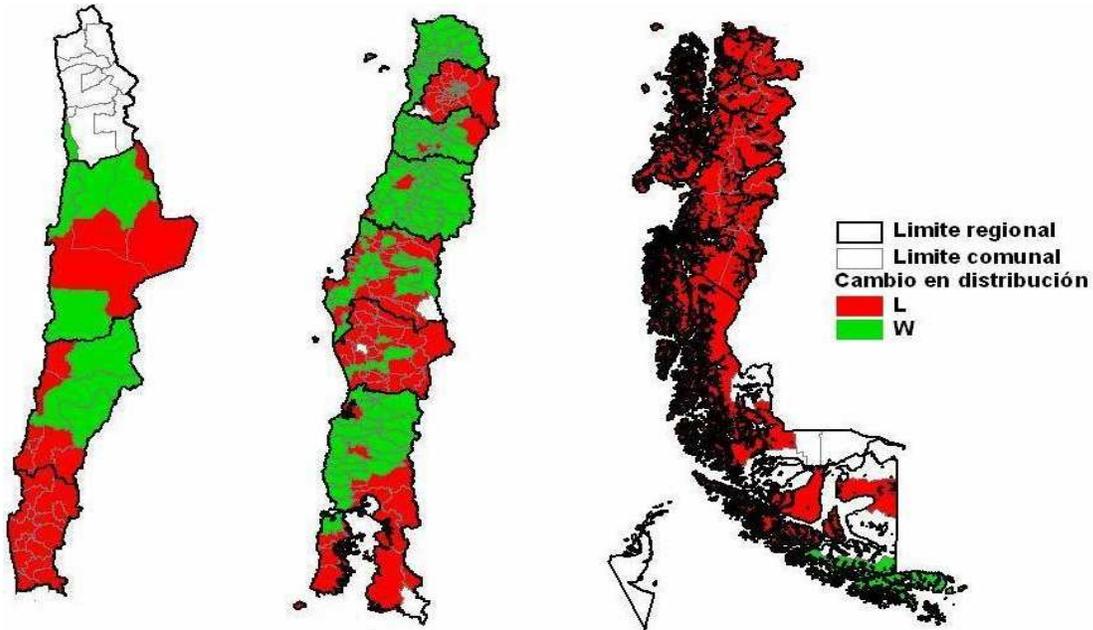


Nota: Línea negra indica media nacional, línea gris indica mediana de la distribución comunal

La distribución espacial de los cambios en la desigualdad del ingreso per cápita (Figuras 9a y 9b) muestra que 55% de las comunas mejoraron estadísticamente la distribución del ingreso. Un resultado digno de destacar es el hecho que las zonas de mal desempeño en crecimiento del ingreso medio, como la V, VII y Norte de la X Región (actual Región de los Ríos) tuvieron mejoras sustantivas en la distribución del ingreso per cápita. Las comunas que mostraron mayores reducciones de desigualdad en el período se encuentran tanto en la costa de la V Región (El Tabo y Papudo, por ejemplo) como en el Norte de la VII Región (Río Claro y Curepto, por ejemplo), con reducciones porcentuales del 20 al 30%. En cambio, las zonas de alto crecimiento (como la IV Región) en general no tuvieron reducciones importantes del Gini, más bien tuvieron incrementos en gran parte de sus comunas. Las que más aumentaron la desigualdad fueron comunas inicialmente equitativas, que en su mayoría mostraron un importante aumento de los ingresos medios como Colina (Región Metropolitana), Paihuano

(IV Región) y Cochrane (XI región), con incrementos porcentuales del Gini superiores al 20%. Esta evidencia pasa a engrosar el cúmulo de estadísticas que reflejan la naturaleza excluyente del crecimiento económico en las últimas décadas en Chile.

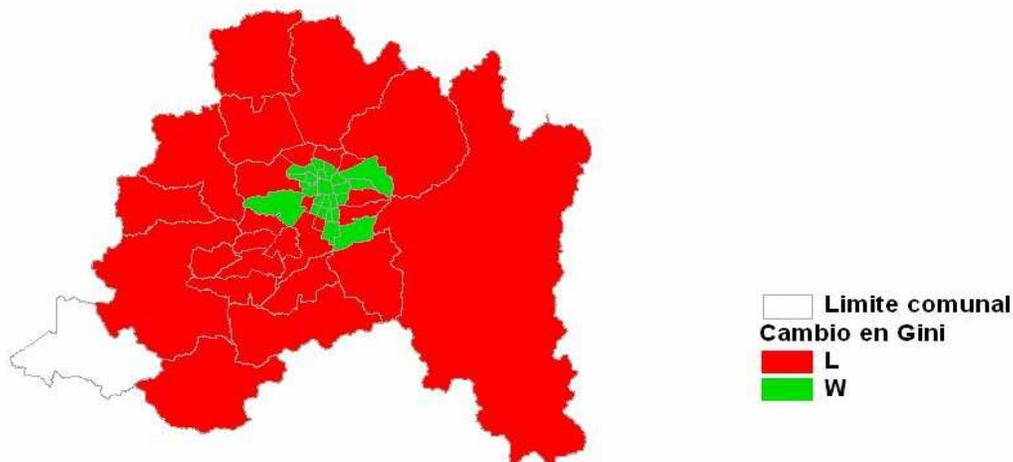
Figura 9a. Mapa de cambios en la distribución del ingreso 1992-2002



W (win o ganancia) indica reducción estadísticamente significativa del coeficiente de Gini, L (loss o pérdida) reducción nula o incremento.

Figura 9b. Mapa de cambios en la distribución del ingreso 1992-2002 (Región Metropolitana)¹⁰

¹⁰ Se destaca la Región Metropolitana en mapa separado por poseer numerosas comunas de pequeño tamaño, que no se aprecian en los mapas nacionales



W (win o ganacia) indica reducción estadísticamente significativa del coeficiente de Gini, L (loss o pérdida) reducción nula o incremento.

A partir de estos mapas de cambios, se construyó un cuarto mapa de síntesis, sobre la base de una tipología que contempla en las tres dimensiones del desarrollo económico aquí analizadas. El Cuadro 4 y las Figuras 10a y 10b muestran los resultados de esta clasificación. Se observa el predominio de dos de las ocho posibles dinámicas, abarcando en conjunto el 53% de las comunas y de la población. La primera se caracteriza por crecimiento con reducción de la pobreza pero sin mejoras en la distribución del ingreso (Tipo 2), la cual se observó en 17,6% de las comunas abarcando el 24% de la población considerada. Este patrón corresponde a la tendencia que revelan los análisis de los datos CASEN a nivel nacional (Lichtfield, 2001; Contreras et al, 2001, por mencionar algunos). Geográficamente, este tipo de dinámica se presenta en conglomerados de comunas adyacentes, particularmente en las Regiones IV (fruticultura de exportación), en gran parte de las comunas en torno a la ciudad de Santiago (dinámicas de expansión urbana con cambio de uso del suelo fuera de la agricultura), el cordón ligado a la industria forestal de la IX Región y zonas de expansión salmonera de la X y XI Regiones.

El segundo tipo de dinámicas relevante, el más frecuente en el país con el 35% de las comunas y el 30% de la población considerada, es el de reducción de la pobreza y mejora en la distribución pero sin crecimiento del ingreso per cápita (Tipo 5). Este patrón se observa en gran parte de la III, V y VII Regiones, en el centro de la VI y en la zona poniente de la VIII Región. Esto muestra otra cara del país, aquella caracterizada por la existencia de zonas rezagadas que no logran sumarse a las dinámicas ganadoras, pero que a través de una fuerte inversión del gasto social del gobierno logran disminuir la pobreza y mejorar la distribución del ingreso en un ambiente de bajo o nulo crecimiento de los ingresos promedio de los hogares. Esto es lo que podríamos entender como el resultado de una política social más exitosa en suplir las falencias de la

estrategia de desarrollo predominante, que en consolidar espacios de transformación productiva e institucional que generen dinámicas localizadas de crecimiento socialmente incluyente.

Cuadro 4. Tipología y demografía de los cambios en los indicadores comunales de bienestar.

Tipo de dinámica	Cambio en ingreso, pobreza y distribución del ingreso ¹	Porcentaje de comunas	Porcentaje de población total ²
1 (mejora significativa en todo)	W-W-W	5.0	6.2
2 (mejora significativa en ingreso y pobreza solamente)	W-W-L	17.6	23.6
3 (mejora significativa en ingreso y distribución del ingreso solamente)	W-L-W	0.3	1.6
4 (mejora significativa sólo ingreso)	W-L-L	3.4	2.7
5 (mejora significativa pobreza y distribución del ingreso solamente)	L-W-W	35.0	29.8
6 (mejora significativa sólo en pobreza)	L-W-L	13.0	11.7
7 (mejora significativa sólo en distribución del ingreso)	L-L-W	14.6	18.5
8 (nada mejora significativamente)	L-L-L	11.1	5.9

¹W indica cambio favorable estadísticamente significativo al 5% de significancia y L cambios nulos o negativos. ²Porcentaje de población en hogares particulares para el año 2002 en las 323 comunas consideradas

Las dinámicas virtuosas de crecimiento con reducción de pobreza y de la desigualdad (tipo 1) son poco frecuentes (sólo 16 de las 323 comunas consideradas abarcando a sólo el 6% de la población total) y se encuentran dispersas entre las diferentes regiones del país. El único conglomerado observado de comunas contiguas con este tipo de desarrollo, se encuentra en la zona centro-poniente de la VI Región (Litueche, La Estrella, Marchihue y Pumanque). Cabe señalar que nueve de las 16 comunas ganadoras en las tres dimensiones analizadas se encuentran en la VI Región.

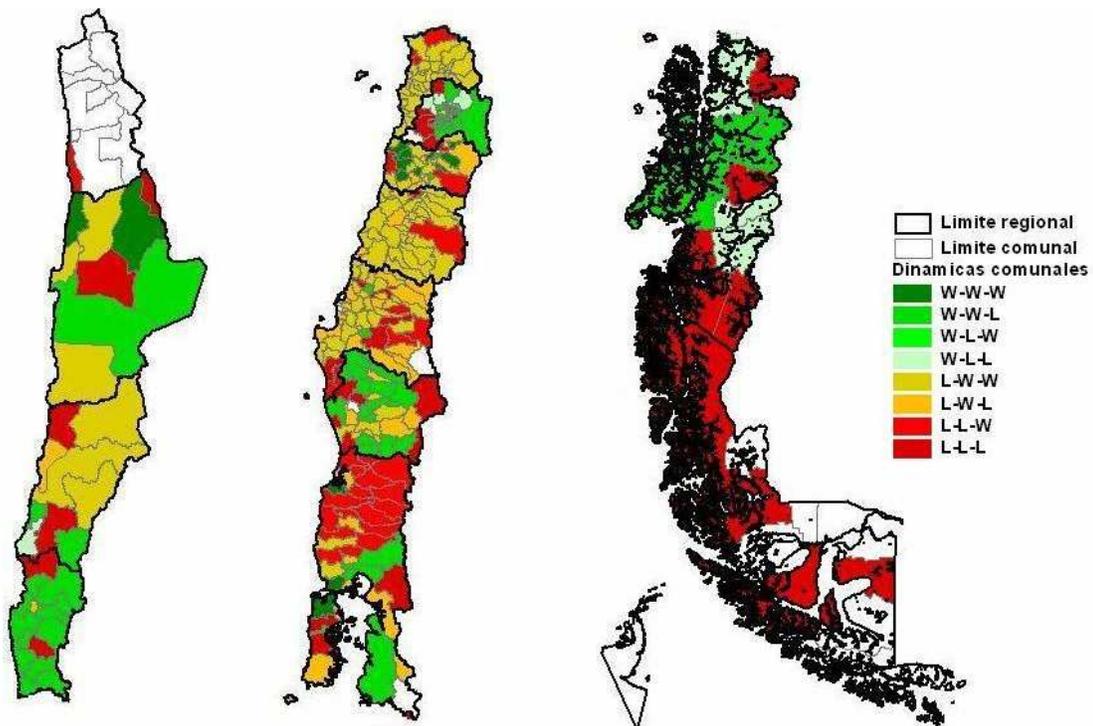
El extremo opuesto de estancamiento simultáneo en ingreso, pobreza y distribución (Tipo 8) tampoco es demasiado frecuente (11% de las comunas y 6% de la población total), y también está constituido por unidades administrativas espacialmente dispersas. Las excepciones son el conglomerado de comunas agrícolas en el sur poniente de la Región Metropolitana (Melipilla, María Pinto, Alhué y El Monte) y un grupo de comunas en el extremo austral del país (Regiones XI y XII). La dinámica de este último grupo sin embargo, puede

ser el resultado más bien de los mayores errores de estimación (comunas aisladas y de muy baja población) antes que de su bajo desarrollo en el período.

Otras dinámicas observadas con cierta frecuencia son las de reducción de pobreza, sin mejora en la distribución ni crecimiento del ingreso (Tipo 6); y de mejora en la distribución sin crecimiento ni reducción de la pobreza (Tipo 7). La primera tiende a observarse en la VIII y centro de la IX Región, formando algunos conglomerados de comunas adyacentes. La segunda se encuentra altamente polarizada en tres focos principales: centro-norte de la ciudad de Santiago, en algunas comunas pobres del sur de la misma ciudad y particularmente en el norte y centro de la antigua X Región (gran parte de la actual Región de los Ríos).

Dinámicas peculiares, poco comunes y dispersas, son las de crecimiento con mejor distribución y sin reducción de la pobreza¹¹ (Tipo 3; sólo en la comuna extremadamente rica y de muy baja pobreza inicial de Las Condes).y la dinámica de crecimiento sin reducción de la pobreza ni reducción de la desigualdad (Tipo 4) al Norte de la Ciudad de Santiago y en zonas aisladas de la XI Región.

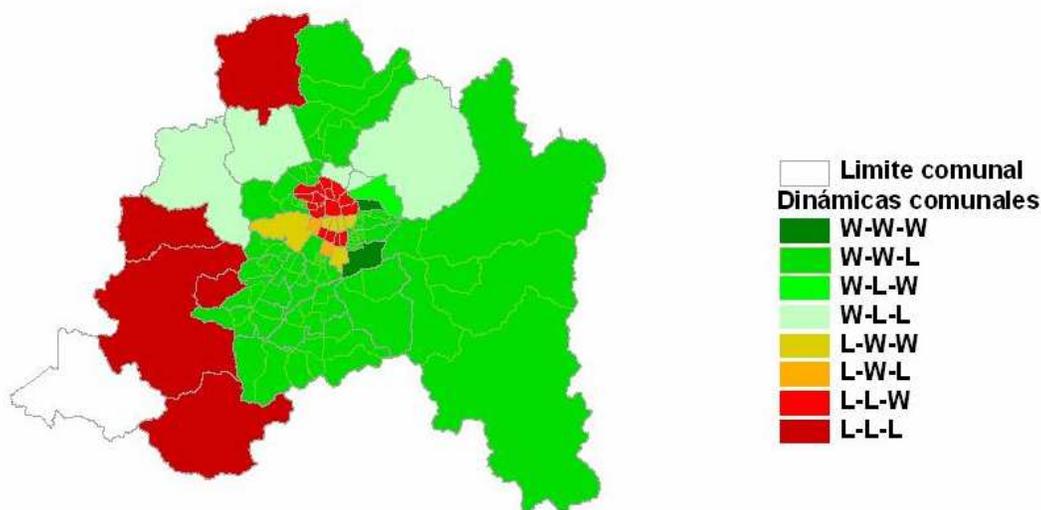
Figura 10a. Mapa de dinámicas comunales de desarrollo 1992-2002



Tipología de acuerdo al Cuadro 4.

¹¹ Esta dinámica puede ser el resultado de una mejora de la distribución del ingreso en los deciles superiores del ingreso

Figura 10b. Mapa de dinámicas comunales de desarrollo 1992-2002 (Región Metropolitana)¹²



Tipología de acuerdo al Cuadro 4.

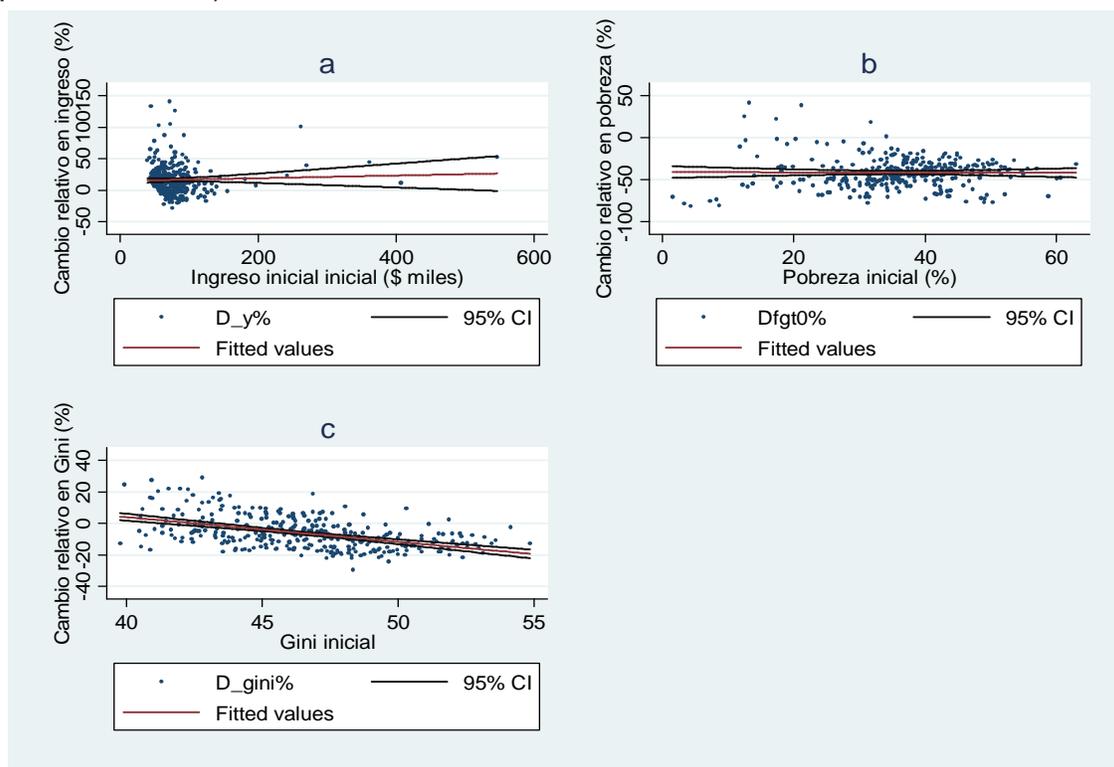
III.III Análisis de las dinámicas

Varias de las comunas identificadas como de alto crecimiento se caracterizan por sus bajos niveles de ingreso iniciales. Resulta por tanto importante explorar un posible patrón de convergencia de los indicadores de bienestar en las comunas de Chile.

El interés por la convergencia surge de los modelos neoclásicos de crecimiento (Solow, 1956; Swan, 1956), lo cuales fueron formulados para el estudio del crecimiento económico (generalmente medido como PIB per cápita) de las economías nacionales. Aún cuando existen diversos estudios empíricos de convergencia del PIB per cápita en un contexto sub-nacional (por ejemplo, en Chile, Díaz y Meller, 2004; Duncan y Fuentes, 2006), no existe un fundamento teórico fuerte para suponer que los ingresos de los hogares, la pobreza y la desigualdad comunal deba converger en el tiempo. De hecho, la movilidad de los factores de producción hace que los ingresos comunales puedan no reflejar necesariamente el dinamismo de la actividad económica local (comunal). De todas formas, resulta de interés explorar si las brechas geográficas de desarrollo tienden a cerrarse o acentuarse en el tiempo. La Figura 11 muestra la relación entre los niveles iniciales y los cambios en los tres indicadores calculados.

¹² Se destaca la Región Metropolitana en mapa separado por poseer numerosas comunas de pequeño tamaño, que no se aprecian en los mapas nacionales

Figura 11. Cambios en bienestar versus niveles iniciales (Panel a ingreso, b pobreza, c Gini).



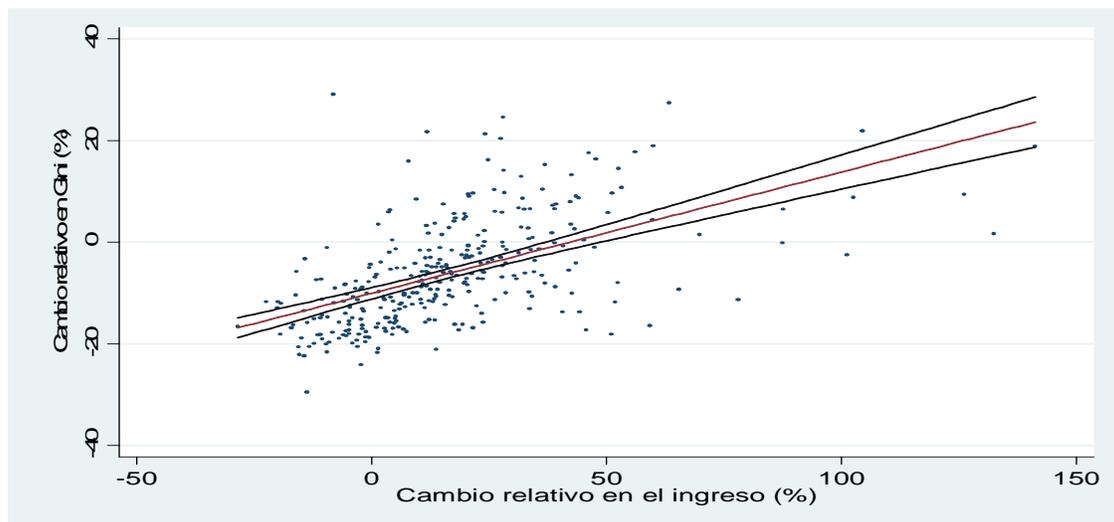
Panel (a) Coef = 0,02138 (p-value = 0,083), R2 = 0,0016. Panel (b) Coef = -0,0140237 (p-value = 0,885), R2 = 0,0001. Panel (c) Coef = -1,5696 (p-value < 0,01) R2 = 0,2332.

Los resultados de la estimación SAE muestran una falta de relación entre los cambios relativos en ingreso y pobreza respecto de los niveles observados en 1992. Sí existe una débil relación en el caso de los cambios en la distribución del ingreso per cápita. Un desarrollo que preserve estas características seguirá incrementando los ingresos medios y continuará reduciendo la pobreza en términos absolutos. En este escenario, los ingresos absolutos de las comunas más ricas continuarían divergiendo aún más de los de las comunas pobres. La incidencia de pobreza en cambio debiera mostrar diferencias absolutas menores, dado que las comunas que actualmente tienen una baja incidencia alcanzarían niveles de pobreza casi nulos y las comunas de pobreza media y alta tenderían a descender a niveles bajos y medios respectivamente. Las diferencias relativas entre comunas sin embargo, no deberían reducirse en estos dos indicadores, sino más bien preservarse.

Respecto de la concentración del ingreso, aparentemente las comunas de mayor desigualdad interna la estarían reduciendo más rápido por lo cual ese efecto empujaría a una menor desigualdad nacional. No obstante, al mismo tiempo el crecimiento de los ingresos medios comunales habría estado aparejado de un incremento de la desigualdad (Figura 12). Por otra parte, las crecientes brechas absolutas en ingresos medios ya descritas, empujarían hacia una mayor desigualdad entre comunas. Dado que la desigualdad global es una

combinación de los efectos intra e inter comunales, el resultado neto de un desarrollo como el observado durante el periodo es ambiguo y probablemente tendería a preservar la desigualdad general, como muestran los análisis nacionales y también los regionales (Soto y Torche, 2004) para las últimas décadas; o incluso a aumentarla, presionado por esta creciente disparidad geográfica. Estos pronósticos son sin embargo de carácter más bien especulativo, y para llegar a ser concluyentes debieran sustentarse en herramientas metodológicas más robustas que las simples correlaciones aquí presentadas.

Figura 12. Relación entre cambios en ingresos medios y su distribución en las comunas de Chile.

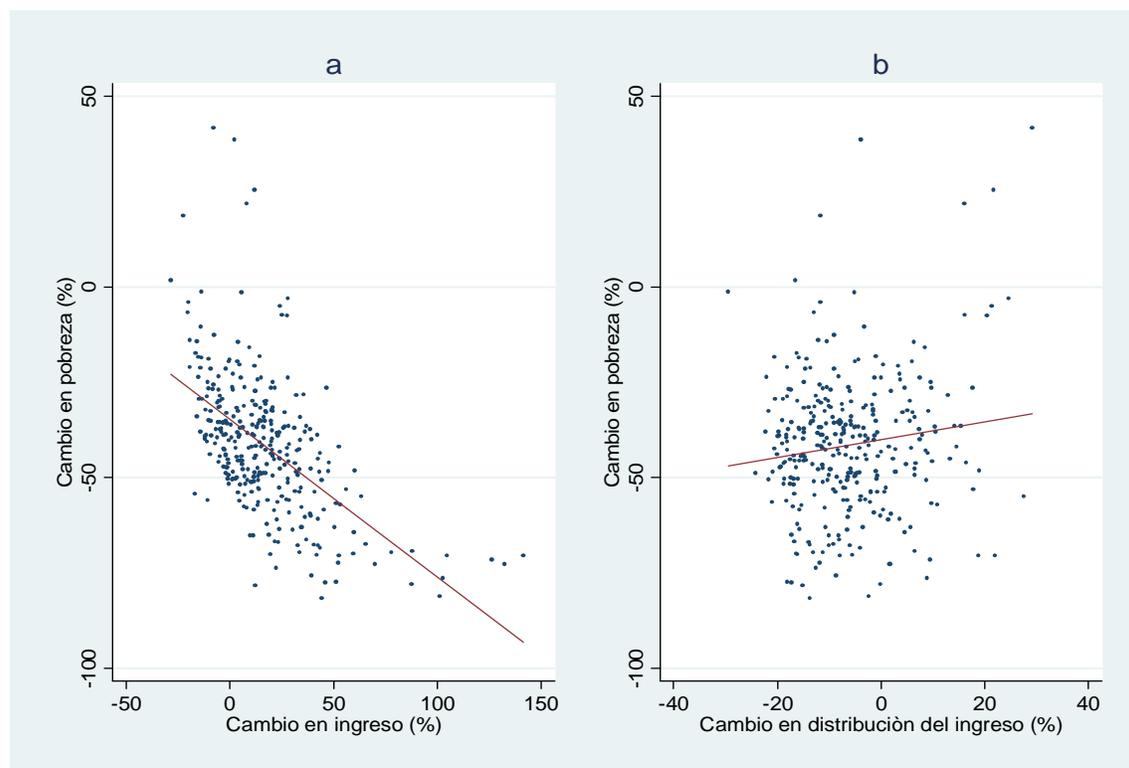


Coef. = 0.2385 (p -value < 0,01), $R^2 = 0.3149$. Línea negra indica intervalo de confianza al 95% del pronóstico.

Estudios recientes han puesto el foco sobre las relaciones entre los cambios en el ingreso, su distribución y la respuesta de la pobreza (Bourguignon, 2002; Bourguignon, 2004, Klassen y Misselhorn, 2006). Bentancor, Modrego y Berdegué (2008) utilizando datos de CASEN muestran como la elasticidad del cambio en la pobreza al crecimiento y redistribución ha sido muy dispar en las comunas con altos niveles de ruralidad en los últimos años. Las estimaciones SAE (Figura 13) confirman la relación teórica negativa entre cambio en ingreso y pobreza (mayor crecimiento reduce más la pobreza) y positiva entre cambio en distribución del ingreso per cápita y pobreza (mayor aumento de la desigualdad a ingreso constante genera más pobreza). Aún cuando en el caso del Gini la relación parece débil, los mecanismos por los cuales el crecimiento y la desigualdad operan sobre la pobreza son mucho más complejos que los aquí expuestos¹³ y la importancia de una mejor distribución podría ser mucho mayor, como sugieren los resultados de Bentancor, Modrego y Berdegué (2008) para las comunas rurales del país.

¹³ Ver Buoringnon (2003) y Klassen y Misselhor (2006).

Figura 13. Relación cambio en la pobreza respecto del cambio en el ingreso (panel a) y del cambio en la distribución (panel b)



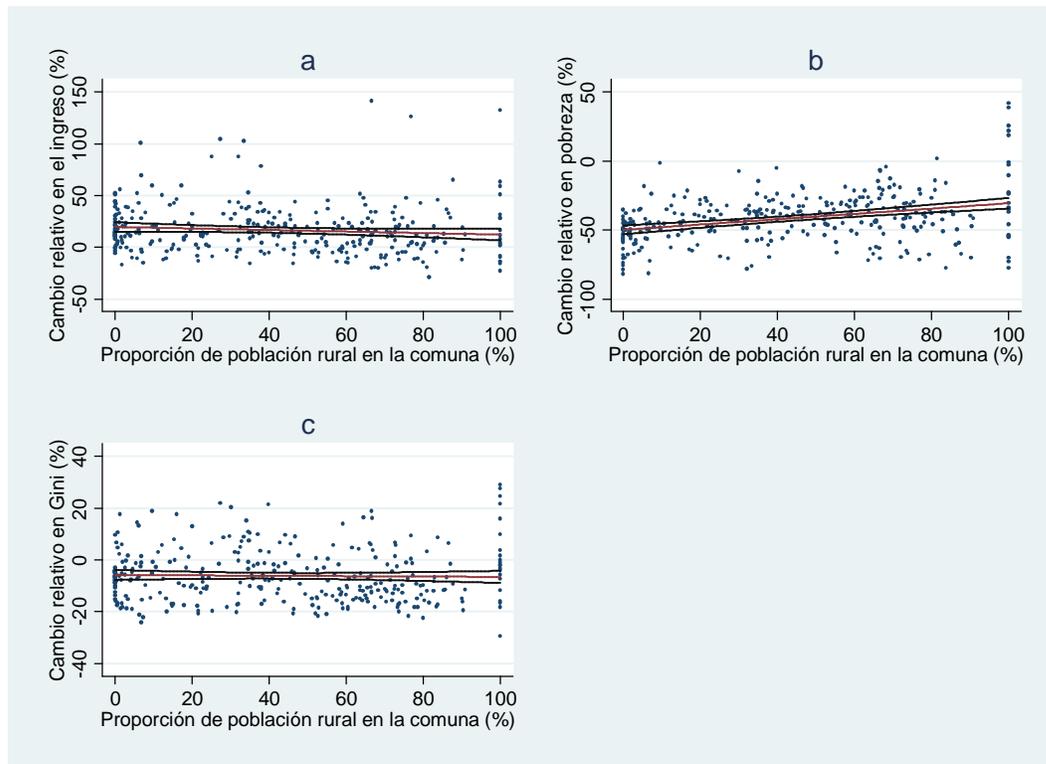
Panel (a) Coef = -0.4144 (p-value < 0.01). R2 = 0,31. Panel (b) Coef = 0.2356 (p-value = 0.016), R2 = 0,02

En este contexto de crecimiento del ingreso, con reducción de la incidencia de la pobreza, sin mejoras en la distribución del ingreso per cápita con alta heterogeneidad espacial, resulta de interés analizar la situación de la ruralidad en las dinámicas de desarrollo observadas en las comunas de Chile.

En la Figura 14 se muestra la relación entre el cambio del ingreso, pobreza y Gini en el período 1992-2002 respecto de los niveles iniciales de ruralidad (porcentaje de población rural) de las distintas comunas. Un análisis de este tipo se sustenta en los nuevos enfoques que plantean la ruralidad ya no bajo una mirada dicotómica (urbano/rural), sino como un gradiente continuo de distintos niveles de ruralidad (Chomitz et al., 2004). En nuestras estimaciones no se observa relación entre el grado de ruralidad y el cambio relativo del ingreso ni del Gini. Sí se observa una relación positiva (aunque débil) con el cambio en la pobreza. Es decir, no hay razones para pensar que las comunas más rurales crecieron más o menos que las más urbanas, ni que mejoraron más o menos la distribución del ingreso. Sí habría una débil evidencia de una mayor rigidez a la reducción de la pobreza por parte de las comunas más rurales. Este análisis sin embargo, no permite discernir las dinámicas de cambio en el bienestar de la población urbana y rural al interior de las distintas comunas. Esta información permitiría indagar de mejor manera si la población rural se ha visto favorecida o

relegada por las dinámicas de desarrollo respecto de su contraparte urbana, e identificar en qué lugares se muestra en mayor o menor medida este fenómeno. Responder ese tipo de preguntas supone un trabajo adicional al aquí hecho con los microdatos generados, lo cual es materia de futuras investigaciones.

Figura 14. Relación entre niveles de ruralidad a inicios de periodo y cambios en ingreso per cápita (panel a), incidencia de pobreza (panel b) y coeficiente de gini (panel c).



Panel (a) Coef. = -0.0740 (p-value = 0,086), R2 = 0,0091. b) Coef. = 0.1926 (p-value < 0,01), R2 = 0.1112. c) Coef. = -0.0074 (p-value = 0.686), R2 = 0.0005. Línea negra indica intervalo de confianza de los pronósticos al 95%.

Dado que el patrón de crecimiento constatado en Chile genera dinámicas económicas y sociales heterogéneas a nivel de las comunas, donde unas pocas de ellas muestran crecimiento económico, disminución de la pobreza y mejoramiento de la distribución del ingreso, se hace necesario pensar en el diseño y aplicación de políticas diferenciadas que tengan como objetivo explícito un desarrollo más armónico entre las diferentes comunas del país.

La identificación de territorios con similares características económicas y sociales es un paso necesario para el diseño y ejecución de políticas diferencias territorialmente. En este trabajo se propone esta selección sobre la base de los resultados tanto económicos como sociales logrados en el nivel comunal.

Adicionalmente este trabajo muestra que no es suficiente la acción del estado a través de políticas de transferencias monetarias a poblaciones

pobres. Este tipo de acción pública debería ser acompañada con procesos de mejoramiento de las capacidades y potencialidades de las personas y de los territorios generando con ello círculos virtuosos entre política pública y desarrollo económico y social.

La continuación de políticas macroeconómicas no diferenciadas sectorial ni territorialmente seguirá profundizando las diferencias entre comunas y territorios dentro del país estimulando procesos de polarización que finalmente se pueden transformar en trabas al desarrollo global del país.

Finalmente, es necesario profundizar respecto de dos aspectos que aparecen en este estudio como importantes para la orientación de políticas diferenciadas territorialmente. La primera es la referida a las diferencias urbano-rurales y la relación entre ruralidad y diferenciación de dinámicas comunales. La segunda tiene que ver con los procesos de convergencia geográfica del desarrollo, en el sentido de establecer bajo que condiciones este proceso se desencadena.

IV. Conclusiones

1. Los resultados confirman la necesidad de complementar las políticas macroeconómicas no diferenciadas aplicadas en Chile, con políticas multi-sectoriales y de desarrollo de capacidades locales, con una especificidad territorial. Esto con el objetivo de incentivar procesos de desarrollo económico y social más homogéneos espacialmente.
2. Se ha encontrado que sólo el 26% de las comunas muestran cambios positivos significativos en los ingresos medios de los hogares. Hay regiones del país que muestran un balance positivo dado que la mayoría de sus comunas crecen desde el punto de vista de los ingresos (IV Región). Otras regiones por el contrario tienen muy pocas comunas que muestran una dinámica positiva (Regiones III, V y VII).
3. El comportamiento de la pobreza es más satisfactorio que el del ingreso. El 71% de las comunas muestra una caída estadísticamente significativa de los indicadores de pobreza. Dos grupos de comunas presentan las mayores caídas relativas de pobreza. Primero, las comunas de muy baja pobreza inicial (Las Condes, La Reina, Providencia, etc.) básicamente por la menor base de comparación. Un segundo grupo se encuentra en comunas de muy alta incidencia de pobreza inicial que se localizan en la VI Región del país y en la zona periférica de Santiago. La dinámica de este conjunto de comunas se relaciona con la expansión de la fruticultura de exportación y el crecimiento de la viticultura por un lado y la expansión de la metrópoli en el otro.

4. El comportamiento de la distribución del ingreso a nivel comunal muestra que aunque más de la mitad de las comunas mejoraron los indicadores de distribución (55% de las comunas), a nivel nacional este indicador no mejora. Esto se explica por la existencia de pocas comunas donde los niveles de desigualdad son muy altos y desplazan la media nacional por sobre la mediana de la distribución comunal.
5. Con los valores de ingreso, pobreza y distribución del ingreso se pudo identificar tipos de dinámicas diferenciadas a nivel de comunas. Una vez clasificadas las comunas en los diferentes tipos se visualizaron espacios geográficos con similares dinámicas. Por ejemplo, espacios de crecimiento económico con cambios positivos en pobreza pero sin un correlato en la distribución de los ingresos, en este grupo se clasificó el 18% de las comunas del país. Por otro lado, en el 35% de las comunas se observa que a pesar de no crecer en términos de los ingresos de los hogares si logran disminuir pobreza y, a la vez, mejorar la distribución del ingreso. Este es el resultado de la acción del gobierno a través de la aplicación de una política social focalizada en los hogares más pobres de cada una de las comunas. Finalmente, se ha identificado que sólo el 5% de las comunas del país ha experimentado crecimiento económico, caída de la pobreza y cambios positivos en distribución del ingreso. No se ha verificado una regularidad espacial de dichas comunas.
6. Finalmente, el método de estimación SAE ha permitido obtener resultados razonablemente precisos de ingreso, pobreza y distribución del ingreso para una fracción muy importante de las comunas del país en dos momentos del tiempo (1992 y 2002). Esto posibilita llevar a cabo análisis más precisos que los posibles con la información de las encuestas de hogares disponibles en el país.

Bibliografía

Agostini, C. A., Brown, P. 2007. Desigualdad Geográfica en Chile. Revista de Análisis Económico 22(1): 3-33.

Araujo, M.C.; Ferreira, F.H.; Lanjouw, P. and Berk Özler. 2007. Local Inequality and Project Choice: Theory and Evidence from Ecuador. Journal of Public Economics 92(5-6): 1022-1046.

Banco Central de Chile. 2006. Serie de datos estadísticos. Disponible en: www.bcentral.cl

Bentancor A.; Modrego, F. y J.A. Berdegué. 2008. Sensibilidad de la Pobreza al Crecimiento y a los Cambios Distributivos en las Comunas Rurales de Chile. Documento de Trabajo. Rimisp – Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural.

Bourguignon, F. 2002. The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods." Working Paper Number 2002-03. Delta. Département et laboratoire d'économie théorique et appliquée.

Bourguignon, F. 2004. The poverty-growth-inequality triangle. Paper prepared for a Conference on Poverty, Inequality and Growth. Paris, November 13, 2003.

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

Chomitz, K.M., P. Buys, and T.S. Thomas. 2004. Quantifying the Rural/Urban Gradient in Latin America and the Caribbean. Background paper for the World Bank Flagship 2004 report, World Bank, Washington, DC.

Deaton, A. 1997. The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy. Washington, D.C. The Johns Hopkins University Press for the World Bank.

Demombynes, G., Elbers, C., Lanjouw, J. O., Lanjouw, P., Mistiaen, J., Özler, B. 2002. Producing an Improved Geographic Profile of Poverty. WIDER Discussion Paper No. 2002/39. The United Nations.

Díaz, R., y P. Meller. 2004. Crecimiento económico regional en Chile: ¿Convergencia?". Working Paper 180. Universidad de Chile, Departamento de Ingeniería Industrial.

Doudiche, M.; Ezzrari, A.; Ferré, C. and P. Lanjouw. 2008. Poverty Dynamics in Morocco's Rural Communes: Tracking Change via Small Area Estimates. Mimeo

Duncan, R. y R. Fuentes. 2006. Regional Convergence in Chile: New Tests, Old Results. Cuadernos de Economía 43: 81-112.

Elbers, C., Lanjouw, J. O., Lanjouw, P. 2003. Micro-level Estimation of Poverty and Inequality. Econometrica 71(1): 355-364.

Elbers, C., Lanjouw, J. O., Lanjouw, P. and P.G. Leite. 2003b. Poverty and Inequality in Brazil: New Estimates from Combined PPV-PNAD Data. Development Research Group, World Bank, Washington, DC.

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.

Hausman, J. A. 1978. Specification Tests in Econometrics. Econometrica 46: 1251-1272.

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.

Litchfield, J. 2001. Updated Income Distribution and Poverty Measures for Chile: 1987 – 1998” Background Paper No. 1, in World Bank. 2001. Poverty and Income Distribution in a High Growth Economy: The Case of Chile 1987 – 1998, Washington, D.C.

Klassen, S. y M. Misselhorn 2006. Determinants of the growth semi-elasticity of poverty reduction. Working Paper. Department of Economics. University of Göttingen.

Lanjouw, P. 2003. Estimating Geographically Disaggregated Welfare Levels and Changes. The World Bank. Washington D.C.

MIDEPLAN, 1998. Metodología Encuesta CASEN 1987-1998.

MIDEPLAN, 2005. Marco metodológico Encuesta de Caracterización Socioeconómica CASEN 2003.

MIDEPLAN, 2006. Resultados Encuestas CASEN 90, 92, 94, 96, 98, 2000 y 2003, 2006. Disponibles en: www.mideplan.cl

ODEPA. 2005. CIFRAS DE LA AGRICULTURA CHILENA. www.odepa.gob.cl .

Solow, R. M. 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 70: 65-94.

Swan, T. W. 1956. Economic Growth and Capital Accumulation. *American Economic Review* 32: 334-361.

Soto R y A. Torche. 2004. Spatial Inequality, Migration and Economic Growth in Chile. *Cuadernos de Economía* 41: 401-424.

Valdés, A. 1999. Pobreza y Distribución del Ingreso en una Economía de Alto Crecimiento: Chile 1987-1995. *Estudios Públicos* 75: 5-47.

Anexo 1

El Método de Small Area Estimates

Para generar perfiles geográficos de bienestar con un mayor grado de precisión y detalle, se ha desarrollado el método denominado “estimaciones de pequeña área” (small area estimates, SAE). La idea detrás del método es bastante intuitiva. En términos generales, éste se basa en cruzar datos de encuestas de medición de estándares de vida (EMEV), con información censal. Esta primera fuente de información otorga un acabado perfil socioeconómico del hogar, pero al carecer de representatividad estadística no permite inferir parámetros poblacionales a una escala espacial reducida. Los Censos en cambio, tienen suficiente tamaño para permitir la desagregación pero generalmente carecen de información de indicadores de ingreso y/o consumo del hogar y sus miembros. Así, la combinación de ambas fuentes posibilita una caracterización socioeconómica a un nivel de desagregación no factible de obtener sólo a partir de las encuestas.

El método requiere en primera instancia del ajuste de un modelo de ingreso/consumo del hogar a partir de los datos de las EMEV, utilizando como covariantes variables también medidas u homologables a partir del censo. Elbers, Lanjouw y Lanjouw (2003) (ELL) generalizan la formulación original del método (Hentschel et al, 1998) para incorporar la correlación espacial de las perturbaciones, con lo que se busca capturar potenciales efectos de localización que se manifiestan en determinados niveles de agregación geográfica (*clusters*). De esta forma se evita subestimar los errores de estimación de los indicadores de bienestar y sesgar hacia arriba las estimaciones de desigualdad (Demombynes et al., 2002).

En esta primera etapa, se busca estimar los parámetros de la función de ingreso/consumo del hogar y de la distribución del error. Los autores proponen una aproximación lineal a la distribución condicional del ingreso/consumo:

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

donde y_{ch} es el ingreso (consumo) del hogar h en la unidad de agregación (*cluster*) c , x_{ch} es un vector de variables explicativas (sociodemográficas, educacionales, etc) comunes tanto a la encuesta como al Censo y u_{ch} un término de error. Adicionalmente, el vector de regresores puede contener información anexa de variables agregadas a distintos niveles administrativos (ej, infraestructura, gasto público, geográficas, etc.). Además, se sugiere también el uso de agregados censales que son incorporados como variables en la encuesta, como otra forma de aproximar efectos de localización relevantes (ej. nivel de ruralidad de la comuna, diversidad étnica, etc.) (Lanjouw, 2003).

Este modelo propone la siguiente descomposición para permitir correlación intra-cluster de las perturbaciones:

$$\mu_{ch} = \eta_c + \varepsilon_{ch},$$

Donde μ_{ch} se descompone en un término común al cluster (η_c) y un término específico al hogar dentro del cluster o componente idiosincrásico (ε_{ch}), ambos independientes y no correlacionados con los regresores. El componente común del error (η_c) es una medida de efectos residuales de localización, que reducen la precisión de las estimaciones (Demombynes et al., 2002). Por ende, es importante explicar tanto como sea posible la variación en el ingreso/consumo debido a la localización, mediante una adecuada elección y construcción de las variables del hogar en cada cluster (\mathbf{x}_{ch}) (Elbers, Lanjouw y Lanjouw., 2003).

Teniendo una estimación inicial de los parámetros β a partir del modelo (1), Elbers, Lanjouw y Lanjouw (2003) proponen modelar la varianza del componente idiosincrásico bajo una forma logística, la cual permite heteroscedasticidad¹⁴ en este componente del error:

$$\sigma^2(z_{ch}, \alpha, A, B) = \left[\frac{Ae^{z_{ch}^T \alpha} + B}{1 + e^{z_{ch}^T \alpha}} \right],$$

donde \mathbf{z}_{ch} es un vector de variables del hogar, α es un vector de parámetros que puede ser estimado conjuntamente con las cotas A y B mediante procedimientos de pseudo máxima verosimilitud. Además es necesario testear si los términos de error distribuyen de forma normal, lo cual se hace a partir del residuo estimado de los clusters ($\hat{\eta}_c$) y los residuos estandarizados del hogar:

¹⁴ Elbers, Lanjouw y Lanjouw (2003) proponen la siguiente regresión logística para determinar la varianza del error idiosincrásico, acotando la predicción entre 0 y un valor máximo de $(1.05) \max \{e_{ch}^2\}$:

$$\ln \left[\frac{e_{ch}^2}{A - e_{ch}^2} \right] = z_{ch}^T \hat{\alpha} + r_{ch}, \text{ donde } r_{ch} \text{ es un término de error.}$$

Utilizando el método delta, se obtiene el siguiente estimador de la varianza:

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon_{ch}}^2 = \left[\frac{AB}{1+B} \right] + \frac{1}{2} Var(r) \left[\frac{AB(1-B)}{(1+B)^3} \right],$$

donde $B = e^{z_{ch}^T \hat{\alpha}}$. Elbers et al. (2003) señalan que esta aproximación más simple permite estimaciones similares de los parámetros α y que por ende puede ser usada como un método práctico para la selección inicial del modelo de varianza del error idiosincrásico.

$e_{ch}^* = \frac{e_{ch}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_{ch}}} - \left[\frac{1}{H} \sum_{ch} \frac{e_{ch}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_{ch}}} \right]$, donde H es el número de hogares en la encuesta¹⁵. De rechazarse la hipótesis de normalidad, otras distribuciones pueden ser utilizadas para simular los errores en la siguiente etapa del procedimiento.

Antes de proceder con la simulación, la matriz de varianza-covarianza de la primera estimación por MCO ($\hat{\Sigma}$) es utilizada para obtener estimaciones MCG de los estimadores del modelo (1) y sus varianzas.

La segunda etapa del método consiste en obtener indicadores de bienestar basados en individuos: $W(m_v, X_v, \beta, u_v)$, que son función del tamaño de los hogares (m_v), sus características (X_v), el vector de parámetros estimados en el modelo de ingreso/consumo y en los modelos de los errores (β) y un vector de perturbaciones para la población objetivo (u_v), y donde el subíndice v hace referencia a la unidad de agregación espacial (en nuestro caso comuna). Este último vector es desconocido, pero puede ser estimado a partir de las características de los hogares y del vector de parámetros del modelo de ingreso/consumo (ζ_v) ($\mu_v = E[W | m_v, X_v, \zeta_v]$).

Dado que esta expresión es inmanejable como para obtener analíticamente su estimador ($\hat{\mu} = E[W | m_v, X_v, \hat{\zeta}_v]$), se utiliza métodos de *bootstrap* y simulaciones de Monte Carlo para computar su estimador empírico ($\tilde{\mu}_v$). Este estimador empírico se calcula como el promedio de R simulaciones:

$$\tilde{\mu} = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \hat{W}_r, \quad (2)$$

donde $\hat{W}_r = W(m, \hat{t}, \hat{u}^r)$ es el resultado de cada corrida particular (r), el cual depende de $\hat{t} = \mathbf{x}\hat{\beta}$, la parte predicha del ingreso/consumo según el modelo de la primera etapa y de un vector de perturbaciones simuladas (\hat{u}). Éste último puede ser determinado de manera paramétrica o semi-paramétrica. La primera implica tomar una corrida a partir de una distribución estandarizada M_v -variada y premultiplicar este vector simulado por una matriz T definida de tal forma que $TT^T = \hat{\Sigma}$. Para la segunda se proponen dos aproximaciones que permiten un ajuste por heteroscedasticidad en el error. La primera se basa en obtener de un muestreo aleatorio y con reemplazo el componente de localización ($\hat{\eta}_{ch}^r$) del set de toda la muestra ($\hat{\eta}_c$). Después se genera el componente idiosincrásico para

¹⁵ El segundo término aplica sólo en caso de tenerse estimaciones con datos ponderados en la primera etapa.

cada hogar $\kappa(e_{cK}^{*r})$ a partir del set de todos los residuos estandarizados. En la segunda (semi-paramétrica jerárquica), el componente idiosincrásico es extraído sólo a partir de los residuos estandarizados del cluster desde donde se derivaron los efectos de localización para ese hogar. Este segundo método permite relaciones no lineales entre variables no observables de localización y del hogar (Elbers, Lanjouw y Lanjouw, 2003).

La varianza del estimador de bienestar debido a su componente idiosincrásico (V_I) puede ser estimada como la varianza dada por las R simulaciones:

$$\tilde{V}_I = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R (\hat{W}_r - \tilde{\mu})^2. \quad (3)$$

Por su parte, la varianza del estimador de bienestar debido al efecto de localización (V_M) puede estimarse de la siguiente manera:

$$\tilde{V}_M = \nabla^T V(\hat{\zeta}) \nabla,$$

donde $\nabla = [\partial\mu/\partial\zeta]_{\hat{\zeta}}$ es el vector gradiente del estimador del valor esperado del indicador de bienestar respecto del vector de parámetros estimados en la primera etapa (incluidos los de los modelos del error, $\hat{\zeta}$) y $V(\hat{\zeta})$ es la matriz de varianza-covarianza asintótica de los estimadores de la primera etapa. La generación de gradientes numéricos simulados se realiza creando perturbaciones sobre el estimador de un determinado parámetro $\hat{\beta}_k$, tanto positivas (sumando $\delta|\hat{\beta}_k|$) como negativas (del mismo tamaño). Con ambas, se obtiene un \hat{t}^+ y un \hat{t}^- y con ellos un $W^+(m, \hat{t}^+, \hat{\mu}^r)$ y el correspondiente \hat{W}^- y finalmente con ellos un $\tilde{\mu}^+$ ($\tilde{\mu}^-$). El estimador del gradiente simulado ($[\partial\mu/\partial\zeta]_{\hat{\zeta}}$) es $(\tilde{\mu}^+ - \tilde{\mu}^-)/(2\delta|\hat{\beta}_k|)$.

Elbers, Lanjouw y Lanjouw (2003) muestran que la diferencia entre el estimador propuesto y el valor esperado del indicador comunal de bienestar ($W - \tilde{\mu}$) consta de tres componentes:

- Error idiosincrásico ($W - \mu$): Producto de la desviación del indicador de bienestar respecto del valor esperado para la comuna por componentes no observados del ingreso. Como señalan los autores, este componente de error se incrementa al disminuir el tamaño de la población objetivo, limitando así la posibilidad de desagregación espacial del análisis.

- Error del Modelo ($\mu - \hat{\mu}$): Este componente del error depende de las propiedades de los estimadores de la primera etapa, por lo cual no varía sistemáticamente ante cambios en el tamaño de la población objetivo. Al ser una función de estimadores consistentes de los parámetros del modelo ($\hat{\zeta}$), $\hat{\mu}$ es a su vez un estimador consistente de μ .
- Error Computacional ($\hat{\mu} - \tilde{\mu}$): depende del método de cómputo utilizado y en el caso de las simulaciones, puede hacerse tan pequeño como lo permitan los recursos computacionales, incrementando el número de replicaciones.

Esta descomposición del error puede servir como una herramienta de diagnóstico durante el proceso de estimación, de forma de identificar las principales fuentes que contribuyen al error total y corregir así el proceso de forma de aumentar la precisión de las estimaciones.

De no requerirse una descomposición del error de predicción, los autores proporcionan una alternativa más eficiente desde el punto de vista computacional. Ésta se basa en obtener valores simulados del ingreso/consumo (y_{ch}^r) simulando el vector de parámetros a partir de las distribuciones muestrales de $\hat{\zeta}$ y de los errores η_c^r y ε_{ch}^r condicionales a los valores simulados ζ^r . Los valores esperados del indicador de bienestar y su varianza, pueden ser obtenidos por (2) y (3), sólo que ahora (3) entrega la suma de los componentes $\tilde{V}_I + \tilde{V}_M$.

Anexo 2

Implementación del Método SAE para el caso de Chile (1992-2002)

Dado que la metodología se basa en la estimación del ingreso de los hogares a partir de sus características, el primer paso para la obtención de los indicadores de bienestar fue el de homologar los hogares en la base censal al concepto de hogar utilizado en CASEN (grupo de personas compartiendo un presupuesto de alimentación común). Para esto y tomando como referencia los cuestionarios censales, se filtró la población eliminando aquellas viviendas que se encuestan en el CENSO pero no en CASEN como hogares colectivos (cárceles, hospitales, residenciales, regimientos, etc.) y viajeros (no considerados como viviendas). Además, se eliminó tanto de la base del Censo como de la base de la encuesta el servicio doméstico puertos adentro, dado que sus ingresos no se incluyen en el cómputo del agregado familiar en CASEN, y que sus características educacionales, laborales, etc. no se consideran para la construcción de las variables descriptivas de los hogar usadas para el ajuste de los modelos de ingreso. La aplicación de estos filtros generó una base de 3,268,317 hogares y 12,882,575 personas para 1992 y 4,141,427 hogares y 14,735,644 de personas para 2002

Una vez obtenidas las cuatro bases definitivas (CASEN 1992 y 2003 y Censo 1992 y 2002), se procedió a determinar aquellas variables comunes u homologables a partir de ambas fuentes, para su uso como regresores en los modelos de ingreso del hogar. La variable dependiente utilizada fue el ingreso total per cápita del hogar, la cual siguiendo a Elbers, Lanjouw y Lanjouw. (2003) se expresó en logaritmos. El cuadro A.2.1 resume las variables utilizadas en cada año. Como puede observarse, el set de variables explicativas del año 2003 es más completo, dado que la encuesta CASEN recogió ese año más información de los hogares (como por ejemplo etnia, acceso a teléfono celular, acceso a Internet, etc.). El set de datos utilizado difiere del de Agostini y Brown (2007) en cuanto incluye menos variables de equipamiento del hogar y la vivienda (las cuales consideramos pueden ser reducidas a unos pocos indicadores clave) e incorpora otras relativas a las características demográficas del hogar, indicadores de género y composición de la fuerza laboral.

Para las variables continuas se obtuvieron también términos de órdenes superiores (cuadráticos y cúbicos), de forma de permitir relaciones no lineales entre ciertas características del hogar y sus ingresos. Aún cuando se evaluó también el uso de términos de interacción entre variables binarias, en la práctica éstos tendieron en muchas situaciones a originar modelos sobre-especificados, con parámetros contra intuitivos y con muchas de las variables binarias originales perdiendo su significancia estadística. Por estas razones y atendiendo al principio de parsimonia en la especificación, se optó por su exclusión de los modelos definitivos.

Para suplir en parte la carencia de información auxiliar que permitiera incorporar variables *proxies* de efectos de localización, incluimos agregados censales a nivel de comunas de variables que se consideraron como instrumentos plausibles de algunos de estos efectos, los cuales fueron incorporados también a la encuesta. En particular consideramos el nivel de ruralidad promedio de la comuna (*proxy* de densidad poblacional, composición sectorial de la economía y de la fuerza de trabajo, etc), los niveles de desempleo comunal (como una *proxy* de dinamismo económico local), la proporción de miembros ocupados con estatus laboral de empleadores o independientes (para intentar capturar el efecto de entornos más o menos propensos al emprendimiento), la proporción de miembros ocupados en el sector silvoagropecuario primario y la proporción de miembros ocupados en el sector secundario y terciario en la comuna. Respecto de estas dos últimas variables, se construyeron ambas de forma de contar con dos alternativas para aproximar el mismo fenómeno (niveles de industrialización local). Dado que su correlación es alta pero no perfecta (pues ninguna considera el sector minero), se tomó la precaución de incluir sólo la que más contribuyó a mejorar la significancia y bondad de ajuste del modelo en cada situación.

Una vez homologadas las variables entre ambas fuentes, estas fueron sometidas a un proceso de chequeo que consideró una inspección a sus distribuciones tanto en el Censo como en la encuesta, junto con pruebas formales de similitud de las distribuciones¹⁶. Esto permitió descartar aquellas que mostraron distribuciones muy disímiles, y por ende de las cuales no se tenía tanta confianza respecto de su comparabilidad ni de la ausencia de errores de procesamiento de los datos.

Tal como Agostini y Brown (2007), se estimaron modelos separados para las distintas regiones. En particular se estimaron 26 modelos, 13 para el año 1992 y otros 13 para el 2002. La estimación de modelos regionales es una práctica frecuente en aplicaciones empíricas del método (Hentschel et al., 1999, Elbers et al., 2003b; Elbers et al., 2004; Araujo et al., 2006), que permite máxima flexibilidad al modelador en cuanto a permitir efectos diferenciales de las variables explicativas en cada zona (región) y también en términos de qué variables incluir en los distintos modelos. Alternativamente podría haberse estimado un único modelo nacional que incorporara la dimensión regional mediante el uso de variables *dummies* e interacciones de éstas con los regresores, manteniendo el mismo set de regresores en todo el país. Aún cuando suponer que una determinada variable afecta en una cierta región y en otra no puede ser un supuesto fuerte (y discutible), cabe tener presente que estos modelos constituyen un mero análisis de correlaciones con una finalidad netamente predictiva, y que por ende se permiten criterios un tanto más laxos respecto de las consideraciones teóricas asociadas al proceso de especificación.

¹⁶ Test de Chi-cuadrado para variables discretas y de Kolmogorov-Simornov de dos colas para las continuas

Para determinar la conveniencia de utilizar regresiones ponderadas por los factores de expansión de la encuesta, se realizó una variante del test de especificación de Hausman (1978) descrita en Deaton (1999), cuyos resultados avalaron el uso de ponderadores en las regresiones. Los modelos fueron especificados por un procedimiento de estimación paso a paso (*stepwise single step*), el cual va escogiendo las variables condicional a un umbral mínimo de significancia individual, eligiendo secuencialmente aquellas que van teniendo más poder explicativo de la variabilidad remanente de la variable dependiente. El hecho que sea una estimación paso a paso permitió evaluar el *trade-off* entre potenciales problemas de sobre-especificación (*overfitting*) y la contribución incremental del regresor a la bondad de ajuste global del modelo.

El cuadro A.2.2 muestra los resultados de la estimación de los modelos de ingreso de la primera etapa (modelo beta según la nomenclatura ELL). Se obtuvieron modelos con una adecuada bondad de ajuste (R^2_{aj} . Desde 0.44 hasta 0.62), en el caso de 2003 similar o algo mayor a las reportadas por Agostini y Brown (2007). Aún cuando son modelos con un considerable número de regresores, y potencialmente sobre-especificados, se asumió ese riesgo en post de aumentar la bondad de ajuste y reducir así el error del modelo (*model error* según ELL). Sin aventurarse a especular sobre posibles causalidades, destaca el hecho que en casi todas las regiones y en ambos años, la variable de educación superior de miembros mayores de 24 años fue sistemáticamente la que más contribuyó a explicar la variabilidad del ingreso de los hogares, mostrando una correlación positiva con el ingreso. La segunda variable en importancia tendió a ser la proporción de menores de 15 años (relación negativa con el ingreso) y en tercer lugar la proporción de desempleados en el hogar (relación negativa). Otra variable relevante fue la condición de empleador o independiente del jefe de hogar, la cual se mostró asociada a mayores niveles de ingreso.

Los efectos de localización (*cluster effects*) fueron modelados a nivel de comuna, es decir la mínima unidad de agregación común entre el Censo y CASEN. Esta decisión respondió a un criterio conservador que buscó maximizar la varianza de este componente por agregación sobre unidades más pequeñas (Lanjouw, comunicación personal). La inclusión o no de un término de error específico a nivel de comuna fue evaluada mediante el ratio de la varianza de este error sobre el error cuadrático medio residual del modelo de ingreso consumo. Esta razón entrega una medida de cuánto de la variabilidad puede ser interpretada por el efecto de localización. En general, aún cuando este estadístico reveló una escasa contribución de los efectos de cluster a explicar la variación de los ingresos, se optó por incluir de todos modos este término de error, dado que en la práctica mejoró las estimaciones finales en cuanto a su capacidad de discriminar comunas pobres y ricas de las más cercanas a los niveles medios de ingreso. Adicionalmente, se realizaron pruebas de verosimilitud entre la distribución empírica del error de cluster contra distintas

distribuciones teóricas de forma de determinar la que se ajustaba mejor en cada caso a los errores observados (*likelihood statistic*).

Posteriormente se estimaron los modelos de error heteroscedástico del hogar (modelo alfa según ELL), para lo cual se usó el mismo set de variables utilizado para la estimación de los modelos de ingreso del hogar, más el ingreso pronosticado por el modelo beta, junto con términos de orden superior para el pronóstico e interacciones de éstos con el resto de los regresores. Tal como en el caso del error de cluster, se comparó la distribución empírica con diversas distribuciones teóricas para determinar la más apropiada para la etapa de simulación. Con la estimación de una nueva matriz de varianza-covarianza de los errores, considerando heteroscedasticidad y correlación al interior de cada cluster, los modelos beta fueron nuevamente estimados por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), obteniéndose así nuevos parámetros para la distribución de los betas de las variables asociadas a la estimación de los modelos de ingreso del hogar.

Finalmente utilizando métodos de *bootstrap* y simulaciones de Monte Carlo, se corrieron 100 simulaciones variando los componentes estocásticos del modelo (parámetros del modelo de ingreso/consumo y del modelo idiosincrático, y errores de cluster y hogar) a partir de los parámetros estimados y de las distribuciones especificadas.

De esta manera, se obtuvieron 100 corridas de ingresos esperados para los distintos hogares en la base censal. Por agregación de los hogares en cada corrida, se pudo determinar 100 valores estimados para cada unidad administrativa del ingreso total per cápita, incidencia de pobreza (FGT0) y coeficiente de Gini, de forma de obtener un valor medio como el promedio de las 100 simulaciones y sus errores empíricos como la desviación estándar de las mismas. Las agregaciones fueron obtenidas a los niveles regional, comunal y de distrito censal.

Cuadro A.2.1. Variables homologadas entre CASEN y Censo.

Variable	Definición	Año	
		1992	2002
ACC_MOV	Hogar con acceso a teléfono celular (al menos un miembro)		X
alcant	Hogar con acceso a alcantarillado	X	X
asal	Hogar con jefe asalariado	X	X
basica	Proporción de miembros del hogar > 14 años con enseñanza básica	X	X
CABLE	Hogar con TV cable		X
COMPUTA	Hogar con acceso a PC		X
dependiente	Proporción de miembros del hogar mayores a 64 y menores de 15 años	X	X
discapacitado	Hogar con al menos un miembro discapacitado	X	X
DORMIR	Número de dormitorios en la vivienda	X	X
EDAD_jefe	Edad del jefe de hogar	X	X
electri	Hogar dispone de electricidad	X	X
emp_indep	Hogar con jefe empleador o independiente	X	X
esc_jefe	Años de escolaridad básica del jefe de hogar	X	X
esc_media	Años de escolaridad básica promedio de los miembros del hogar > de 14 años	X	X
EXTENSO	Hogar extenso (multinuclear)	X	X
INTERNET	Hogar con acceso a Internet		X
jefa_hog	Hogar con jefa mujer	X	X
jefe_basica	Hogar con jefe con enseñanza básica	X	X
jefe_indigena	Hogar con jefe indígena		X
jefe_lee	Hogar con jefe alfabeto	X	X
jefe_media	Hogar con jefe con enseñanza media	X	X
jefe_superior	Hogar con jefe con enseñanza superior	X	X
lee	Proporción de miembros del hogar > de 14 años alfabetos	X	X
m_soltera	Hogar con jefa madre soltera	X	X
media	Proporción de miembros del hogar > 17 años con enseñanza media	X	X
muj	Proporción de mujeres en el hogar	X	X
muj_desemp	Proporción de mujeres en edad activa desempleadas	X	X
NUMPER	Número de personas en el hogar	X	X
prop_15	Proporción de miembros del hogar menores de 15 años	X	X
prop_15m	Proporción de miembros del hogar mujeres menores de 15 años	X	X
prop_65	Proporción de miembros del hogar mayores de 64 años	X	X
prop_65m	Proporción de miembros del hogar mujeres mayores de 64 años	X	X
prop_asal	Proporción de miembros del hogar ocupados que son trabajadores asalariados	X	X
prop_desemp	Proporción de miembros del hogar en edad activa desempleados	X	X
prop_desemp_clust	Proporción de personas en edad activa desocupados en la comuna (según Censo)	X	X
prop_indep	Proporción de miembros del hogar ocupados que son empleadores o independientes	X	X
prop_indep_clust	Proporción de personas ocupadas con estatus de empleador o independiente en la comuna (según Censo)	X	X
prop_sec	Proporción de miembros del hogar ocupados en sector secundario y terciario	X	X
prop_sec_clust	Proporción de personas ocupadas trabajando en sectores secundario y terciario en la comuna (según Censo)	X	X
rural	Hogar residiendo en zona rural	X	X
rural_clust	Proporción de personas rurales en la comuna (según Censo)	X	X
silvoag	Proporción de miembros del hogar ocupados empleados en sector silvoagropecuario (y pesca)	X	X
silvoag_clust	Proporción de personas ocupadas trabajando en sector silvoag. en la comuna (según Censo)	X	X
superior	Proporción de miembros del hogar > 24 años con enseñanza superior	X	X
TEL_FIJO	Hogar con teléfono fijo		X
viv_propia	Hogar residiendo en vivienda propia	X	X
viv_solida	Hogar residiendo en vivienda con paredes de material sólido (1)	X	X
viv1	Hogar residiendo en casa o departamento en edificio	X	X
viv3	Hogares en vivienda precaria (3)	X	X
water	Hogar con acceso a fuentes de agua mejorada (2)	X	X

Cuadro A.2.2. Resultados de la estimación de los modelos de ingreso de la primera etapa (modelos beta)

Año 1992

VARIABLE	Región												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII
INTERCEPTO	12.1394***	11.1912***	11.6919***	10.7263***	11.8570***	11.6568***	11.4169***	11.265***	11.4831***	11.3248***	10.0034***	11.442***	9.7181***
ALCANT							0.3788***	0.1701***	0.18467***	0.2720***	0.2317***		
ASAL	-0.3381***			-0.3103***	-0.3346***		-0.3369***	-				-	
DEPENDIENTE				-0.229*			-1.6248***	-0.8647					
EDAD_JEFE	0.014***		0.0190***	0.0110***	0.0490***	0.0119***		0.0056***			0.0180***	0.014***	0.0089***
EDAD_JEFE ²					-0.0001***						-0.0008*		
ELECTRI										0.1112**			0.3759***
EMP_INDEP									0.2678**	0.17146**			0.3224***
EXTENSO	0.2432***										0.2141*		
JEFA_HOG					-0.1645**			-		-0.14039*			
JEFE_MEDIA	0.2812***					0.3485***		0.1092***	0.1131*				
JEFE_SUPERIOR										0.2291**			0.4415***
LEE											2.4026**		
LEE ²											-1.2371*		
MEDIA		0.2600***	0.4201***	0.3094***	1.3934***		0.4248***		0.2439***	0.2843**	0.2949***	0.581***	0.2244***
MEDIA ²					-0.8474***								
MUJ_DESEMP								0.3465***					
NUMPER	-0.0946***	-0.2060***	-0.1444***		-0.531***	-0.2735***	-0.3872***	-	-0.4952***	-0.4537***	-0.1748***	-	-
NUMPER ²		0.0099***			0.0586***			0.0293***	0.0507**	0.0522**			
NUMPER ³					-0.0022**			-					
PROP_15	-0.7695***	-0.8787***	-0.6880***	-0.0714***	-0.4036***	-0.7380***	-2.6556***	-	-1.4593**	-0.8435***	-0.4048**	-	-
								1.6700***				1.0659***	

VARIABLE	Región												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII
PROP_15 ²									4.5787**				
PROP_15 ³									-5.2372**				
PROP_65					1.0148***				0.6628**				
PROP_ASAL	-0.2769**	0.4681**	0.4347***	0.4553**	0.4271***	0.3231***	0.3127***		0.7986***	0.6937***	0.4783***		0.2522***
PROP_ASAL ²		-0.7063***		-0.6382***						-0.7830**			
PROP_DESEMP	-	-1.3047***	-2.0948**		-0.5459***		-0.8318***	-	-0.8181**				-
PROP_INDEP	1.2353***				-0.4805***			1.1444***					1.0811***
PROP_INDEP_CLUST			-2.4582***		-1.0089**		-1.3451***	0.4791***		-0.5338**			3.0571***
PROP_SEC		-0.0411*			-0.3756***								
PROP_SEC_CLUST								0.2698***					
RURAL	-0.1518**				0.1375**			0.1069***	0.1884**	0.2483***			
RURAL_CLUST						-0.8507***			0.4017*	0.8787**			
SILVOAG	-	0.7686***		-0.1413**				1.0553***		0.2775*			
SILVOAG ²								-		-0.3561**			
SILVOAG_CLUST							-1.1014***		-0.8356***				
SUPERIOR	0.9068***	1.0206***	0.8875***	0.8081***	0.9345***	1.0682***	0.8016***	1.5264***	1.2923***	0.6750***	0.7385**	0.8778***	1.3474***
SUPERIOR ²								-	-0.7514*		-0.0694*		-
VIV_PROPIA		0.2272***			0.1916***	0.2438***		0.1332***	0.1385***	0.1349***	0.3412***		0.1729***
VIV_SOLIDA		0.2617***	0.2471***	0.1141***	0.1836***		0.4151***	0.2324***	0.1556**	0.3266***			0.2321***
VIV_3	-0.2262**								-0.1279***				
WATER									0.1077*				
R ² aj	0.55	0.47	0.54	0.48	0.54	0.56	0.56	0.55	0.50	0.55	0.47	0.44	0.61
F	61.79	61.95	130.55	54.53	85.42	151.23	119.90	265.32	43.29	58.70	25.92	67.73	657.46
N	1082	1662	1663	1191	2542	1612	1847	9101	1717	2082	619	828	8828

*** Significativo al 1%, **significativo al 5%, *significativo al 10%

Año 2002

VARIABLE	Región												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII
INTERCEPTO	10.0994***	11.3964***	12.5217***	12.2382***	12.9860***	11.9020***	10.4637***	11.3667***	10.3471***	11.1120***	10.5271***	12.2549***	10.1480***
ALCANT	0.1861**							0.0516***					
ASAL		0.2347***					0.1001***				0.5292***	0.2946***	
CABLE	0.135***	0.1764***	0.1434***	0.1620***	0.1742***	0.1252***	0.3195***	0.2022***	0.2678***		0.1756***		0.2349***
COMPUTA		0.1639***	0.3151***	0.2742***		0.1628***	0.1733***	0.2410***		0.3619***	0.2143***		0.1166***
DEPENDIENTE				-0.6327***		-0.9082*	0.4840***	0.4797***					
DEPENDIENTE ²								-0.9741***					
DISCAPACITADO				-0.1186***	-0.0635***			0.0350*				-0.6834***	
DORMIR	0.0574***	0.0869***	0.0865***	0.0924***		0.1057***	0.1101***	0.1201***	0.1359***	0.0779***			0.1055***
EDAD_JEFE					-0.0268*				0.0001*	0.0012***	0.0026***		
EDAD_JEFE ²					0.0006***								
ELECTRI						0.2177*		0.1681***					
EMP_INDEP	0.2591***	0.5235***	0.3410***	0.3325***	0.4209***	0.4432***	0.2500***	0.2820***	0.3782***	0.3641***	0.9673***	0.9004***	0.4674***
EXTENSO			0.2378***	0.1094***	0.0734***	0.0735**	0.1273***	0.1101***			0.2269***		
INTERNET	0.2209***	0.1863***		0.3466***	0.1599***	0.1377***	0.3738***	0.1695***				0.3831***	0.2433***
JEFE_INDIGENA	-0.0867*				-0.1219*			-0.1169***		-0.1198***			
JEFE_LEE	0.4473***			0.1926***									
JEFE_SUPERIOR			0.1751**	0.2701***							0.4803***		
LEE	4.2255***	0.3266***								0.3704***	0.3276***	1.1894***	
LEE ²	-												
LEE ³	10.3277***												
MEDIA	0.5414***	0.1840***	1.3686***	0.4555***	0.4471***	0.1979***	0.2961***	0.1645**	0.3446***	0.3746***	0.5097***	0.3834***	0.1698***
MEDIA ²			-2.2561*										
MUJ			0.2389***	-0.9919***	-0.3255***								
MUJ_DESEMP			-0.5191**	-0.5862***				-0.2369***					
NUMPER	-0.2330***	-0.1067***	-0.7052***	-0.6137***	-0.4496***	-0.3853***	-0.1514***	-0.5016***	-0.1269***	-0.1117***	-0.0971***	-0.2898***	-0.0118**
NUMPER ²			0.0787***	0.0711***	0.0428***	0.0344***		0.0528***				0.0204**	
NUMPER ³			-0.0031***	-0.0028***	-0.0014***	-0.0012*		-0.0020***					
PROP_15		-0.8656***	-0.6914***		-1.0359***	-1.5649***	-1.1482***	-2.1267***	-0.7020***	-0.6406***	-1.0569***	-1.2290***	

VARIABLE	Región												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII
PROP_15 ²						3.5853**							
PROP_15 ³						-3.1768*							
PROP_65			-0.5994**			0.7416***							
PROP_DESEMP	-1.2374***	-0.6548***	-0.7486***	-1.3238***	-0.8520***	-1.1942***	-0.5658***	-0.7704***	-0.7871***	-0.6443***	-1.2035***		
PROP_DESEMP_CLUST				-3.8887***	-1.9936***		-4.3810***		4.2355***	-5.3137***			
PROP_INDEP							0.7698***					-10.9611**	
PROP_INDEP ²							-0.5405***						
PROP_INDEP_CLUST	2.0249*	-6.2128***			0.4359***	-1.7633***							3.2557***
PROP_SEC_CLUST			-0.3133*										
RURAL	0.395***			0.1068**	0.0970***			0.0442**					0.1545***
RURAL_CLUST	0.3846**												
SILVOAG	-1.3881***		-0.0923**	-0.2352***	0.5676***	0.2533***	1.8471***	-0.1528***					
SILVOAG ²							-3.9836***						
SILVOAG ³							2.0315**						
SILVOAG_CLUST	-1.8568***	7.9930***											
SUPERIOR	0.7836***	0.4744***	0.7715***	0.3547***	0.5854***	0.5504***	0.7238***	0.6233***	0.6384***	0.7518***	0.3992**	0.6057***	0.8067***
TEL_FIJO	0.1231***	0.0997***	0.1681***	0.2381***	0.1575***	0.2034***	0.2017***	0.1749***	0.2179***	0.1898***	0.3009***		0.1737***
VIV_PROPIA	0.1813***			0.1928***		0.0454*		0.0642***				0.3097***	0.1606***
VIV_SOLIDA	0.1289***		0.1639***		0.0954***			0.0990***			-0.2526***		0.1232***
WATER	0.2052***			0.1495***								-0.2554***	
R ² aj	0.62	0.47	0.61	0.59	0.58	0.59	0.56	0.58	0.59	0.47	0.59	0.54	0.61
F	92.06	75.48	87.58	104.48	205.44	117.32	244.50	297.58	512.03	385.11	72.14	51.81	1182.73
N	2231	1845	1894	3193	7433	3284	6392	11373	6461	8375	926	818	13690

*** Significativo al 1%, **significativo al 5%, *significativo al 10%

Anexo 3 Estimaciones SAE de ingreso per cápita, incidencia de pobreza y coeficiente de gini para las comunas de Chile, 1992 y 2002.

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Iquique	139182 (37596)	147178 (45742)	0.1391 (0.082)	0.0757 (0.0629)	0.4437 (0.0128)	0.3699 (0.0066)	5.7	-45.6	-16.6
Camíña	94971 (49592)	17071 (16981)	0.2489 (0.2011)	0.8425 (0.2088)	0.4884 (0.0366)	0.3852 (0.0614)	-82.0	238.5	-21.1
Colchane	72936 (38654)	12501 (11553)	0.3502 (0.2392)	0.909 (0.1346)	0.4892 (0.0385)	0.394 (0.0655)	-82.9	159.6	-19.5
Huara	122583 (61079)	270217 (204820)	0.2026 (0.1576)	0.0706 (0.1664)	0.5205 (0.0258)	0.3784 (0.0377)	120.4	-65.2	-27.3
Pica	132551 (39803)	19610 (41171)	0.207 (0.1128)	0.9109 (0.1752)	0.4994 (0.0184)	0.4345 (0.0969)	-85.2	340.1	-13.0
Pozo Almonte	118115 (39529)	45069 (34614)	0.19 (0.1161)	0.5997 (0.2601)	0.455 (0.0141)	0.3898 (0.0315)	-61.8	215.6	-14.3
Alto Hospicio		88308 (23196)		0.17 (0.1293)		0.3387 (0.0071)			
Arica	131313 (36342)	84674 (38416)	0.1623 (0.0924)	0.2867 (0.167)	0.4507 (0.0118)	0.3992 (0.0141)	-35.5	76.6	-11.4
Camarones	120042 (60714)	102250 (89891)	0.1994 (0.1594)	0.2654 (0.2519)	0.4968 (0.0406)	0.4261 (0.0238)	-14.8	33.1	-14.2
Putre	112578 (43975)	36909 (15124)	0.2749 (0.1283)	0.624 (0.1547)	0.5067 (0.0268)	0.4604 (0.0385)	-67.2	127.0	-9.1
General Lagos	83929 (42442)	28437 (7947)	0.3193 (0.2268)	0.6287 (0.1231)	0.5154 (0.0474)	0.4419 (0.0263)	-66.1	96.9	-14.3
Antofagasta	101917 (3502)	120134 (2788)	0.2235 (0.0143)	0.1199 (0.0074)	0.4175 (0.0095)	0.4375 (0.0106)	17.9	-46.4	4.8
Mejillones	78235	83894	0.314	0.1424	0.3979	0.3473	7.2	-54.6	-12.7

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(3858)	(2035)	(0.0208)	(0.011)	(0.0141)	(0.0118)			
Sierra Gorda	93341	80123	0.118	0.1057	0.4335	0.4194	-14.2	-10.4	-3.3
	(6166)	(6332)	(0.029)	(0.0211)	(0.0226)	(0.0398)			
Taltal	(75631)	(67422)	(0.3422)	(0.257)	(0.4056)	(0.3452)	-10.9	-24.9	-14.9
	(3236)	(2450)	(0.0216)	(0.0199)	(0.0119)	(0.0165)			
Calama	107326	114868	0.2097	0.1058	0.4248	0.4031	7.0	-49.6	-5.1
	(3173)	(2218)	(0.0115)	(0.0063)	(0.0086)	(0.0088)			
Ollagüe	116823	107238	0.1327	0.188	0.4281	0.5528	-8.2	41.7	29.1
	(10460)	(28512)	(0.0494)	(0.0624)	(0.0237)	(0.0797)			
San Pedro de Atacama	44443	103341	0.4919	0.1342	0.4622	0.4702	132.5	-72.7	1.7
	(2378)	(6349)	(0.0304)	(0.0159)	(0.016)	(0.0262)			
Tocopilla	79456	87429	0.3206	0.1569	0.4073	0.3757	10.0	-51.1	-7.8
	(3250)	(2376)	(0.0218)	(0.0108)	(0.01)	(0.0114)			
María Elena	123663	102459	0.1369	0.0626	0.4088	0.3401	-17.1	-54.3	-16.8
	(6356)	(2983)	(0.0169)	(0.0105)	(0.0096)	(0.0145)			
Copiapó	93714	103883	0.3203	0.2049	0.4715	0.4444	10.9	-36.0	-5.7
	(10261)	(6609)	(0.0502)	(0.0245)	(0.0129)	(0.0064)			
Caldera	77811	93958	0.3878	0.2168	0.4536	0.4401	20.8	-44.1	-3.0
	(8342)	(6576)	(0.0537)	(0.0298)	(0.0158)	(0.0139)			
Tierra Amarilla	75554	74056	0.3878	0.2382	0.4378	0.3991	-2.0	-38.6	-8.8
	(8930)	(5818)	(0.0588)	(0.0383)	(0.0164)	(0.0107)			
Chañaral	72736	83303	0.3403	0.278	0.4444	0.4395	14.5	-18.3	-1.1
	(8710)	(4960)	(0.0626)	(0.0317)	(0.0154)	(0.0092)			
Diego de Almagro	(122262)	(109094)	(0.4155)	(0.1828)	(0.4624)	(0.4287)	-10.8	-56.0	-7.3
	(19460)	(6213)	(0.0493)	(0.02)	(0.0164)	(0.008)			
Vallenar	91556	96556	0.2031	0.2004	0.4607	0.4372	5.5	-1.3	-5.1
	(10348)	(5389)	(0.0499)	(0.0226)	(0.014)	(0.0065)			
Alto del Carmen	56418	74105	0.3006	0.1394	0.428	0.4194	31.4	-53.6	-2.0
	(7310)	(6449)	(0.0613)	(0.0312)	(0.0183)	(0.0161)			

COMUNA	Ingreso		FGTO		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Freirina	55255	74947	0.3232	0.232	0.4276	0.422	35.6	-28.2	-1.3
	(8134)	(4990)	(0.0791)	(0.0317)	(0.0201)	(0.0143)			
Huasco	77874	95512	0.4726	0.1843	0.4272	0.4329	22.6	-61.0	1.3
	(8885)	(5920)	(0.0535)	(0.0235)	(0.0201)	(0.0122)			
La Serena	80482	128752	0.3422	0.1775	0.4341	0.5163	60.0	-48.1	18.9
	(4111)	(7166)	(0.0283)	(0.0141)	(0.0081)	(0.0158)			
Coquimbo	72635	103491	0.3994	0.2191	0.4302	0.4871	42.5	-45.2	13.2
	(4063)	(5508)	(0.0333)	(0.016)	(0.0079)	(0.0163)			
Andacollo	65590	64135	0.4493	0.3528	0.4439	0.4034	-2.2	-21.5	-9.1
	(3844)	(4063)	(0.0281)	(0.0352)	(0.0216)	(0.0224)			
La Higuera	62993	48845	0.3174	0.3764	0.46	0.4062	-22.5	18.6	-11.7
	(5544)	(4259)	(0.0428)	(0.0428)	(0.0488)	(0.0297)			
Paiguano	53658	87689	0.3419	0.154	0.4094	0.522	63.4	-55.0	27.5
	(2699)	(8393)	(0.0311)	(0.0252)	(0.0166)	(0.0334)			
Vicuña	55928	82634	0.3956	0.213	0.4089	0.4761	47.8	-46.2	16.4
	(2651)	(3184)	(0.0314)	(0.0157)	(0.0129)	(0.0166)			
Illapel	70260	88661	0.3732	0.2366	0.4416	0.4873	26.2	-36.6	10.4
	(3636)	(4036)	(0.0291)	(0.0173)	(0.0152)	(0.0191)			
Canela	62863	83332	0.3614	0.1831	0.4713	0.5017	32.6	-49.3	6.5
	(4896)	(5941)	(0.0365)	(0.0237)	(0.036)	(0.0255)			
Los Vilos	68706	79159	0.3963	0.302	0.4512	0.4849	15.2	-23.8	7.5
	(3547)	(4922)	(0.0281)	(0.0255)	(0.0203)	(0.0202)			
Salamanca	63249	81037	0.355	0.2257	0.4223	0.4819	28.1	-36.4	14.1
	(3442)	(3907)	(0.0315)	(0.0185)	(0.0121)	(0.019)			
Ovalle	64490	88319	0.4061	0.2585	0.4348	0.5015	37.0	-36.4	15.3
	(3049)	(3990)	(0.0268)	(0.0175)	(0.0079)	(0.0161)			
Combarbalá	63611	66129	0.3596	0.3077	0.4412	0.4695	4.0	-14.4	6.4
	(3001)	(3277)	(0.0259)	(0.0207)	(0.0162)	(0.0186)			
Monte Patria	49699	56426	0.4544	0.3441	0.4053	0.4207	13.5	-24.3	3.8

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(2485)	(2227)	(0.028)	(0.0213)	(0.0096)	(0.019)			
Punitaqui	54619	65433	0.4099	0.2661	0.4316	0.4559	19.8	-35.1	5.6
	(3707)	(4067)	(0.0398)	(0.0231)	(0.0147)	(0.0246)			
Río Hurtado	56466	72462	0.3503	0.1901	0.4398	0.4827	28.3	-45.7	9.8
	(3448)	(5056)	(0.0266)	(0.0196)	(0.0201)	(0.0299)			
Valparaíso	(95816)	(98769)	(0.3236)	(0.1622)	(0.4778)	(0.3944)	3.1	-49.9	-17.5
	(8353)	(4236)	(0.0419)	(0.014)	(0.0103)	(0.0071)			
Casablanca	77803	81419	0.3598	0.1735	0.4819	0.4004	4.6	-51.8	-16.9
	(6874)	(4076)	(0.0461)	(0.0197)	(0.0148)	(0.0097)			
Concón	100784	114445	0.3202	0.1368	0.4959	0.42	13.6	-57.3	-15.3
	(9920)	(5345)	(0.0437)	(0.0145)	(0.0136)	(0.0098)			
Juan Fernández	96521	83156	0.1749	0.1729	0.4836	0.3411	-13.8	-1.1	-29.5
	(15554)	(7881)	(0.0578)	(0.0433)	(0.0463)	(0.0284)			
Puchuncaví	75000	80614	0.4145	0.2007	0.4703	0.3878	7.5	-51.6	-17.5
	(7729)	(3872)	(0.0507)	(0.0202)	(0.017)	(0.0141)			
Quilpué	109472	114297	0.2699	0.1185	0.4844	0.3964	4.4	-56.1	-18.2
	(11485)	(5073)	(0.0426)	(0.0133)	(0.0117)	(0.0083)			
Quintero	84767	87384	0.3631	0.2013	0.4766	0.4063	3.1	-44.6	-14.8
	(8039)	(4529)	(0.0488)	(0.0207)	(0.0141)	(0.0116)			
Villa Alemana	106296	105801	0.2743	0.1325	0.4789	0.389	-0.5	-51.7	-18.8
	(9866)	(5275)	(0.0401)	(0.0154)	(0.0114)	(0.0081)			
Viña del Mar	122144	123975	0.2605	0.1295	0.5077	0.4268	1.5	-50.3	-15.9
	(13341)	(5450)	(0.0439)	(0.013)	(0.0109)	(0.009)			
Isla de Pascua	95566	117915	0.3112	0.1028	0.4683	0.4028	23.4	-67.0	-14.0
	(12816)	(14856)	(0.0613)	(0.0274)	(0.0266)	(0.0207)			
Los Andes	(105449)	(100417)	(0.2615)	(0.1453)	(0.4732)	(0.4001)	-4.8	-44.4	-15.4
	(10329)	(4901)	(0.0428)	(0.0163)	(0.0122)	(0.0079)			
Calle Larga	74849	71819	0.3462	0.2178	0.4752	0.4045	-4.0	-37.1	-14.9
	(8144)	(3868)	(0.0527)	(0.0248)	(0.02)	(0.0146)			

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Rinconada	72825	66775	0.4221	0.3089	0.4741	0.3898	-8.3	-26.8	-17.8
	(7180)	(3558)	(0.0514)	(0.0298)	(0.0216)	(0.0137)			
San Esteban	79604	78609	0.3224	0.1605	0.495	0.4026	-1.2	-50.2	-18.7
	(7364)	(4729)	(0.0471)	(0.0231)	(0.0164)	(0.0144)			
La Ligua	81422	79191	0.3725	0.2129	0.4916	0.4027	-2.7	-42.8	-18.1
	(7384)	(4070)	(0.0422)	(0.0231)	(0.0162)	(0.0071)			
Cabildo	76719	71479	0.3438	0.2157	0.4617	0.3891	-6.8	-37.3	-15.7
	(6999)	(3094)	(0.0458)	(0.0212)	(0.0139)	(0.0076)			
Papudo	73477	62204	0.4369	0.3337	0.4737	0.369	-15.3	-23.6	-22.1
	(8027)	(4050)	(0.0544)	(0.0409)	(0.0238)	(0.0122)			
Petorca	74114	61717	0.3159	0.2609	0.4669	0.3913	-16.7	-17.4	-16.2
	(7826)	(4020)	(0.0501)	(0.0333)	(0.0235)	(0.0174)			
Zapallar	85467	72259	0.3053	0.2493	0.4862	0.3859	-15.5	-18.3	-20.6
	(7048)	(3612)	(0.039)	(0.026)	(0.0203)	(0.0153)			
Quillota	96461	99054	0.3184	0.1583	0.4997	0.4151	2.7	-50.3	-16.9
	(9044)	(4567)	(0.0435)	(0.0166)	(0.0127)	(0.007)			
Calera	85597	84987	0.3752	0.2016	0.4779	0.3886	-0.7	-46.3	-18.7
	(9027)	(3807)	(0.0525)	(0.0194)	(0.0128)	(0.007)			
Hijuelas	67223	65228	0.4074	0.2346	0.4829	0.3836	-3.0	-42.4	-20.6
	(6698)	(3162)	(0.0493)	(0.0234)	(0.0195)	(0.0118)			
La Cruz	88035	86873	0.3505	0.1848	0.5001	0.4021	-1.3	-47.3	-19.6
	(8644)	(4191)	(0.047)	(0.0194)	(0.0168)	(0.0113)			
Limache	90852	89832	0.3477	0.1903	0.4983	0.4107	-1.1	-45.3	-17.6
	(9271)	(3563)	(0.0487)	(0.0152)	(0.013)	(0.0074)			
Nogales	82479	71536	0.3425	0.2418	0.4646	0.3693	-13.3	-29.4	-20.5
	(8586)	(3587)	(0.051)	(0.0256)	(0.0148)	(0.0083)			
Olmué	76556	72883	0.4103	0.2649	0.5033	0.4164	-4.8	-35.4	-17.3
	(8075)	(3676)	(0.0475)	(0.0237)	(0.0178)	(0.0126)			
San Antonio	89010	79725	0.3483	0.2266	0.4753	0.3851	-10.4	-34.9	-19.0

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(6916)	(4065)	(0.0397)	(0.0231)	(0.0128)	(0.0057)			
Algarrobo	76953	87474	0.4015	0.1983	0.478	0.4289	13.7	-50.6	-10.3
	(9114)	(5117)	(0.055)	(0.0217)	(0.0213)	(0.0155)			
Cartagena	76292	73250	0.4274	0.2653	0.4875	0.3907	-4.0	-37.9	-19.9
	(9567)	(4078)	(0.0598)	(0.0303)	(0.0173)	(0.0097)			
El Quisco	74739	85017	0.4587	0.1997	0.4941	0.3902	13.8	-56.5	-21.0
	(9501)	(4490)	(0.0613)	(0.0224)	(0.0192)	(0.0105)			
El Tabo	(81311	(79493	(0.4188	(0.2144	(0.4965	(0.3768	-2.2	-48.8	-24.1
	9639)	4279)	(0.0523)	(0.0263)	(0.0232)	(0.0124)			
Santo Domingo	90862	96376	0.2792	0.1456	0.5201	0.4567	6.1	-47.9	-12.2
	(9488)	(5937)	(0.0441)	(0.0237)	(0.0208)	(0.0179)			
San Felipe	95102	93222	0.3132	0.1745	0.4909	0.4077	-2.0	-44.3	-16.9
	(8755)	(4489)	(0.0432)	(0.0178)	(0.0122)	(0.0076)			
Catemu	75190	69970	0.3563	0.2101	0.4817	0.3904	-6.9	-41.0	-19.0
	(6961)	(3609)	(0.0475)	(0.025)	(0.017)	(0.0141)			
Llailay	79749	72515	0.3645	0.2223	0.4792	0.385	-9.1	-39.0	-19.7
	(7202)	(3366)	(0.0462)	(0.0233)	(0.0135)	(0.0078)			
Panquehue	75251	72980	0.3105	0.1902	0.4632	0.4108	-3.0	-38.7	-11.3
	(7764)	(3889)	(0.0513)	(0.0221)	(0.0223)	(0.0214)			
Putendo	78236	73959	0.3401	0.1837	0.4901	0.3998	-5.5	-46.0	-18.4
	(7033)	(3598)	(0.0388)	(0.0195)	(0.0186)	(0.0134)			
Santa María	77993	70630	0.339	0.2284	0.4931	0.3866	-9.4	-32.6	-21.6
	(7731)	(3521)	(0.05)	(0.0218)	(0.0194)	(0.0124)			
Rancagua	126122	122005	0.1871	0.1208	0.4721	0.4361	-3.3	-35.4	-7.6
	(15742)	(7894)	(0.0538)	(0.0184)	(0.0125)	(0.0061)			
Codegua	49754	75604	0.4851	0.1346	0.4204	0.3707	52.0	-72.3	-11.8
	(5574)	(4791)	(0.0683)	(0.0255)	(0.0188)	(0.0096)			
Coinco	(61931	(76541	(0.3798	(0.2091	(0.4331	(0.4086	23.6	-44.9	-5.7
	7300)	4478)	(0.0668)	(0.029)	(0.0185)	(0.0105)			

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Coltauco	43057	71208	0.5213	0.1696	0.4208	0.3818	65.4	-67.5	-9.3
	(7162)	(4613)	(0.104)	(0.0269)	(0.0214)	(0.0088)			
Doñihue	82134	91520	0.331	0.1624	0.4538	0.3954	11.4	-50.9	-12.9
	(9959)	(5386)	(0.0664)	(0.0224)	(0.0129)	(0.0088)			
Graneros	87698	89973	0.2909	0.173	0.4541	0.4044	2.6	-40.5	-10.9
	(9058)	(5597)	(0.0592)	(0.0242)	(0.0101)	(0.0073)			
Las Cabras	60044	70643	0.4241	0.1604	0.4553	0.382	17.7	-62.2	-16.1
	(7695)	(4118)	(0.0764)	(0.0239)	(0.0218)	(0.0086)			
Machalí	100147	120772	0.2525	0.1278	0.457	0.4537	20.6	-49.4	-0.7
	(11720)	(7476)	(0.0617)	(0.0195)	(0.0126)	(0.0077)			
Malloa	57133	70708	0.4337	0.1583	0.4471	0.3767	23.8	-63.5	-15.7
	(6066)	(4309)	(0.0597)	(0.025)	(0.0208)	(0.0086)			
Mostazal	80890	83119	0.3215	0.1856	0.4494	0.3987	2.8	-42.3	-11.3
	(7546)	(4725)	(0.0564)	(0.0248)	(0.0125)	(0.0078)			
Olivar	73774	78778	0.3728	0.1578	0.4616	0.3829	6.8	-57.7	-17.1
	(7597)	(4894)	(0.0582)	(0.0244)	(0.0178)	(0.0082)			
Peumo	67625	77118	0.3625	0.1697	0.4509	0.4091	14.0	-53.2	-9.3
	(6409)	(4372)	(0.0547)	(0.0255)	(0.016)	(0.0092)			
Pichidegua	55826	66180	0.4251	0.1491	0.4454	0.3686	18.5	-64.9	-17.2
	(7598)	(4495)	(0.076)	(0.0266)	(0.022)	(0.0076)			
Quinta de Tilcoco	63076	66233	0.404	0.2197	0.4495	0.3825	5.0	-45.6	-14.9
	(6754)	(4305)	(0.0605)	(0.0309)	(0.0173)	(0.0096)			
Rengo	81788	88999	0.3155	0.1645	0.4664	0.42	8.8	-47.9	-9.9
	(7973)	(5147)	(0.0558)	(0.0237)	(0.0103)	(0.0058)			
Requínoa	58788	80503	0.4155	0.1398	0.4356	0.4004	36.9	-66.4	-8.1
	(5723)	(5297)	(0.0631)	(0.0237)	(0.0156)	(0.008)			
San Vicente	66623	82318	0.3704	0.1755	0.462	0.4287	23.6	-52.6	-7.2
	(7971)	(5642)	(0.0681)	(0.0279)	(0.0157)	(0.0062)			
Pichilemu	90768	76192	0.3004	0.2575	0.482	0.432	-16.1	-14.3	-10.4

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(8900)	(5385)	(0.046)	(0.0354)	(0.0174)	(0.0143)			
La Estrella	50944	81118	0.4343	0.1304	0.455	0.3805	59.2	-70.0	-16.4
	(9925)	(5266)	(0.1001)	(0.0271)	(0.0381)	(0.0137)			
Litueche	56648	76029	0.4384	0.162	0.4421	0.3951	34.2	-63.1	-10.6
	(7138)	(5001)	(0.068)	(0.027)	(0.0227)	(0.013)			
Marchihue	54149	72332	0.4354	0.1323	0.4352	0.3785	33.6	-69.6	-13.0
	(6874)	(4423)	(0.0785)	(0.0227)	(0.0242)	(0.0101)			
Navidad	66002	78791	0.3011	0.0899	0.4402	0.3691	19.4	-70.1	-16.1
	(11862)	(4895)	(0.0826)	(0.0191)	(0.0383)	(0.014)			
Paredones	(57465)	(69882)	(0.4244)	(0.1411)	(0.4427)	(0.3683)	21.6	-66.8	-16.8
	(8535)	(4046)	(0.0793)	(0.0208)	(0.0286)	(0.0121)			
San Fernando	97336	97984	0.2606	0.1663	0.4744	0.4419	0.7	-36.2	-6.9
	(10579)	(6188)	(0.0567)	(0.0238)	(0.0101)	(0.0072)			
Chépica	62006	62862	0.4416	0.228	0.4761	0.3767	1.4	-48.4	-20.9
	(6954)	(4139)	(0.0616)	(0.0337)	(0.0185)	(0.0104)			
Chimbarongo	60266	63474	0.4121	0.2286	0.4515	0.3816	5.3	-44.5	-15.5
	(6967)	(3441)	(0.069)	(0.0279)	(0.0196)	(0.0069)			
Lolol	59861	66782	0.4237	0.1759	0.4658	0.3925	11.6	-58.5	-15.7
	(7715)	(4794)	(0.0717)	(0.0292)	(0.0249)	(0.0127)			
Nancagua	65968	72872	0.3847	0.1879	0.4395	0.3901	10.5	-51.2	-11.2
	(6658)	(4340)	(0.0609)	(0.0285)	(0.0133)	(0.0081)			
Palmilla	47563	69301	0.4905	0.1104	0.44	0.3641	45.7	-77.5	-17.2
	(7760)	(4138)	(0.0949)	(0.0221)	(0.026)	(0.0087)			
Peralillo	75121	73658	0.3384	0.1785	0.4599	0.3849	-1.9	-47.3	-16.3
	(7241)	(4468)	(0.0518)	(0.0266)	(0.0181)	(0.0086)			
Placilla	46304	66059	0.4946	0.1592	0.424	0.3816	42.7	-67.8	-10.0
	(6353)	(3996)	(0.0838)	(0.0248)	(0.0237)	(0.0105)			
Pumanque	42399	64060	0.5036	0.1142	0.4356	0.3569	51.1	-77.3	-18.1
	(7762)	(3873)	(0.0991)	(0.0228)	(0.0303)	(0.0162)			

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Santa Cruz	(81434	(84740	(0.3041	(0.1845	(0.4702	(0.445	4.1	-39.3	-5.3
	(8375)	(5460)	(0.0535)	(0.0263)	(0.0142)	(0.0083)			
Talca	99922	117011	0.3496	0.179	0.5199	0.4873	17.1	-48.8	-6.3
	(12946)	(10721)	(0.0572)	(0.0322)	(0.0167)	(0.0098)			
Constitución	76836	87154	0.447	0.2347	0.5203	0.4623	13.4	-47.5	-11.1
	(7416)	(6478)	(0.0462)	(0.0352)	(0.0168)	(0.0089)			
Curepto	64907	65752	0.4257	0.2112	0.5237	0.4103	1.3	-50.4	-21.7
	(6767)	(4019)	(0.0448)	(0.029)	(0.0298)	(0.0155)			
Empedrado	58854	55651	0.4809	0.3515	0.4719	0.3896	-5.4	-26.9	-17.4
	(6016)	(4274)	(0.0482)	(0.0396)	(0.029)	(0.0182)			
Maule	64459	65436	0.3829	0.2795	0.4923	0.4445	1.5	-27.0	-9.7
	(6299)	(4906)	(0.046)	(0.034)	(0.0247)	(0.0133)			
Pelarco	59374	58426	0.4159	0.2674	0.4842	0.4183	-1.6	-35.7	-13.6
	(7428)	(3955)	(0.0623)	(0.0338)	(0.0231)	(0.0182)			
Pencahue	60117	62857	0.3973	0.2435	0.4834	0.4273	4.6	-38.7	-11.6
	(7272)	(4342)	(0.0588)	(0.0331)	(0.0311)	(0.018)			
Río Claro	65546	56116	0.3591	0.2231	0.483	0.3752	-14.4	-37.9	-22.3
	(7441)	(3429)	(0.0549)	(0.0348)	(0.0211)	(0.0161)			
San Clemente	65537	60240	0.389	0.2897	0.4894	0.4313	-8.1	-25.5	-11.9
	(7568)	(5624)	(0.053)	(0.0441)	(0.0206)	(0.0196)			
San Rafael	(61524	(60429	(0.4462	(0.2982	(0.4888	(0.423	-1.8	-33.2	-13.5
	(6867)	(4480)	(0.0528)	(0.0371)	(0.029)	(0.0175)			
Cauquenes	83347	81669	0.4016	0.2607	0.5343	0.4647	-2.0	-35.1	-13.0
	(7792)	(5295)	(0.0448)	(0.0306)	(0.0188)	(0.009)			
Chanco	58694	59276	0.4722	0.2862	0.4929	0.4106	1.0	-39.4	-16.7
	(6334)	(4190)	(0.0442)	(0.0339)	(0.0282)	(0.0138)			
Pelluhue	54169	69702	0.4852	0.2849	0.4813	0.4335	28.7	-41.3	-9.9
	(7219)	(6486)	(0.0567)	(0.0508)	(0.0418)	(0.0208)			
Curicó	96772	107983	0.3353	0.1685	0.5233	0.4784	11.6	-49.7	-8.6

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(10471)	(7186)	(0.0493)	(0.0255)	(0.0169)	(0.0084)			
Hualañé	73696	70281	0.3875	0.2767	0.5128	0.4487	-4.6	-28.6	-12.5
	(7913)	(4000)	(0.0478)	(0.0289)	(0.0283)	(0.0139)			
Licantén	73083	76820	0.3978	0.2171	0.5061	0.4328	5.1	-45.4	-14.5
	(7378)	(5518)	(0.0482)	(0.033)	(0.0256)	(0.0142)			
Molina	89215	80563	0.3463	0.194	0.5189	0.4148	-9.7	-44.0	-20.1
	(9258)	(4929)	(0.0482)	(0.0306)	(0.0217)	(0.0108)			
Rauco	75515	60903	0.3487	0.2751	0.5088	0.4169	-19.3	-21.1	-18.1
	(8545)	(4206)	(0.0505)	(0.036)	(0.027)	(0.0147)			
Romeral	77924	69282	0.3195	0.1898	0.5149	0.4215	-11.1	-40.6	-18.1
	(8474)	(4836)	(0.0512)	(0.0305)	(0.0223)	(0.0122)			
Sagrada Familia	(71100)	(62441)	(0.3496)	(0.213)	(0.5024)	(0.4022)	-12.2	-39.1	-19.9
	(8059)	(4510)	(0.0585)	(0.0363)	(0.0261)	(0.0118)			
Teno	71346	63156	0.3268	0.2003	0.4971	0.4065	-11.5	-38.7	-18.2
	(7357)	(4222)	(0.0538)	(0.0338)	(0.0208)	(0.0109)			
Vichuquén	62553	65654	0.3589	0.2264	0.4934	0.4151	5.0	-36.9	-15.9
	(7309)	(4968)	(0.0498)	(0.0329)	(0.0269)	(0.0186)			
Linares	87559	96686	0.3761	0.2182	0.5165	0.4821	10.4	-42.0	-6.7
	(10201)	(6540)	(0.0554)	(0.0282)	(0.0177)	(0.0094)			
Colbún	63568	59721	0.4097	0.2479	0.4968	0.4062	-6.1	-39.5	-18.2
	(6732)	(3903)	(0.0522)	(0.033)	(0.021)	(0.0114)			
Longaví	56608	58841	0.4255	0.2317	0.4763	0.4014	3.9	-45.5	-15.7
	(6412)	(3649)	(0.0601)	(0.031)	(0.0218)	(0.0108)			
Parral	76994	85253	0.4269	0.2624	0.5271	0.4877	10.7	-38.5	-7.5
	(7760)	(5832)	(0.0423)	(0.0308)	(0.0187)	(0.0112)			
Retiro	60712	57819	0.381	0.2391	0.4755	0.3901	-4.8	-37.2	-18.0
	(6253)	(4231)	(0.0526)	(0.0361)	(0.0236)	(0.0104)			
San Javier	76818	81336	0.3992	0.2141	0.5284	0.459	5.9	-46.4	-13.1
	(8116)	(4988)	(0.045)	(0.0283)	(0.0203)	(0.009)			

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Villa Alegre	75528	73831	0.3686	0.2067	0.5255	0.4463	-2.2	-43.9	-15.1
	(7040)	(4794)	(0.0426)	(0.0282)	(0.0249)	(0.0114)			
Yerbas Buenas	(58650)	(56824)	(0.3844)	(0.2032)	(0.4768)	(0.3848)	-3.1	-47.1	-19.3
	(6287)	(3638)	(0.0526)	(0.0341)	(0.0248)	(0.0116)			
Concepción	109507	139931	0.2792	0.1612	0.4873	0.5159	27.8	-42.3	5.9
	(17289)	(12411)	(0.0647)	(0.0309)	(0.0142)	(0.0126)			
Coronel	64392	82398	0.4679	0.2281	0.4264	0.4069	28.0	-51.3	-4.6
	(9236)	(7324)	(0.0785)	(0.0458)	(0.012)	(0.007)			
Chiguayante	86868	114036	0.3527	0.1893	0.4566	0.4872	31.3	-46.3	6.7
	(14302)	(10643)	(0.0767)	(0.0397)	(0.0138)	(0.0128)			
Florida	49424	57146	0.4869	0.284	0.4374	0.3836	15.6	-41.7	-12.3
	(6595)	(5085)	(0.0683)	(0.0533)	(0.0196)	(0.0134)			
Hualqui	(57599)	(65551)	(0.4902)	(0.3145)	(0.4484)	(0.4009)	13.8	-35.8	-10.6
	(6346)	(6460)	(0.0539)	(0.0575)	(0.0142)	(0.0099)			
Lota	60015	71872	0.5167	0.2904	0.4275	0.3932	19.8	-43.8	-8.0
	(8553)	(6992)	(0.0776)	(0.0561)	(0.0178)	(0.0083)			
Penco	68834	82962	0.43	0.2386	0.4194	0.4168	20.5	-44.5	-0.6
	(10241)	(7047)	(0.0876)	(0.0468)	(0.0124)	(0.0079)			
San Pedro de la Paz	94907	129358	0.3427	0.2126	0.4805	0.5309	36.3	-38.0	10.5
	(15129)	(10116)	(0.0712)	(0.0362)	(0.0147)	(0.013)			
Santa Juana	58839	61697	0.4546	0.2941	0.4513	0.3903	4.9	-35.3	-13.5
	(7755)	(5489)	(0.0628)	(0.0545)	(0.0175)	(0.0143)			
Talcahuano	(81001)	(100391)	(0.355)	(0.1946)	(0.4319)	(0.4417)	23.9	-45.2	2.3
	(11749)	(9477)	(0.0736)	(0.041)	(0.0118)	(0.0088)			
Tomé	66711	82728	0.4297	0.2435	0.431	0.4313	24.0	-43.3	0.1
	(8419)	(7481)	(0.0663)	(0.0449)	(0.0111)	(0.0084)			
Hualpén		107701		0.1614		0.4453			
		(9551)		(0.0362)		(0.0097)			
Lebu	59643	69482	0.5139	0.31	0.4631	0.4146	16.5	-39.7	-10.5

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(6523)	(6419)	(0.0548)	(0.0585)	(0.0176)	(0.0113)			
Arauco	63804	76726	0.4161	0.2507	0.4526	0.4413	20.3	-39.8	-2.5
	(7506)	(6750)	(0.063)	(0.0487)	(0.0125)	(0.01)			
Cañete	69408	69119	0.3892	0.3133	0.4734	0.4497	-0.4	-19.5	-5.0
	(10541)	(6271)	(0.0729)	(0.048)	(0.0156)	(0.0102)			
Contulmo	70195	62879	0.3778	0.3065	0.5051	0.4325	-10.4	-18.9	-14.4
	(11212)	(6400)	(0.0606)	(0.0546)	(0.0266)	(0.0168)			
Curanilahue	51725	69067	0.6063	0.3168	0.4501	0.406	33.5	-47.7	-9.8
	(8666)	(6339)	(0.0817)	(0.058)	(0.0216)	(0.0091)			
Los Alamos	44361	53554	0.6308	0.4319	0.4181	0.3775	20.7	-31.5	-9.7
	(5978)	(4931)	(0.0647)	(0.0652)	(0.014)	(0.01)			
Tirúa	75766	54238	0.341	0.3471	0.5184	0.4327	-28.4	1.8	-16.5
	(18991)	(4905)	(0.0957)	(0.0484)	(0.0284)	(0.0166)			
Los Angeles	75091	90171	0.3678	0.2487	0.4655	0.4889	20.1	-32.4	5.0
	(9350)	(8129)	(0.0619)	(0.0436)	(0.0113)	(0.0094)			
Antuco	68184	61841	0.3504	0.2751	0.4594	0.3921	-9.3	-21.5	-14.6
	(9434)	(5455)	(0.0657)	(0.0484)	(0.0217)	(0.0217)			
Cabrero	51760	59630	0.5167	0.3353	0.4134	0.3888	15.2	-35.1	-6.0
	(7521)	(5900)	(0.0781)	(0.0644)	(0.0113)	(0.0089)			
Laja	63063	83408	0.4381	0.2502	0.4191	0.4555	32.3	-42.9	8.7
	(9289)	(7457)	(0.0783)	(0.0491)	(0.013)	(0.0111)			
Mulchén	50222	63132	0.5565	0.3512	0.441	0.426	25.7	-36.9	-3.4
	(6207)	(5821)	(0.0654)	(0.0557)	(0.0127)	(0.0098)			
Nacimiento	58894	68939	0.4761	0.3211	0.428	0.4213	17.1	-32.6	-1.6
	(6911)	(6615)	(0.0621)	(0.0562)	(0.0124)	(0.0105)			
Negrete	48564	56741	0.5094	0.356	0.4241	0.3996	16.8	-30.1	-5.8
	(6224)	(5231)	(0.0644)	(0.0557)	(0.0204)	(0.0142)			
Quilaco	53963	61794	0.4319	0.2807	0.4447	0.4097	14.5	-35.0	-7.9
	(6661)	(5867)	(0.0619)	(0.0538)	(0.0259)	(0.0196)			

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Quilleco	47497	52578	0.4961	0.3475	0.4246	0.3733	10.7	-30.0	-12.1
	(7532)	(4665)	(0.0779)	(0.0573)	(0.0163)	(0.0121)			
San Rosendo	56822	65114	0.4884	0.333	0.4106	0.3967	14.6	-31.8	-3.4
	(8385)	(5598)	(0.0756)	(0.0528)	(0.0178)	(0.0182)			
Santa Bárbara	(57817	(65088	(0.4411	(0.304	(0.4538	(0.4405	12.6	-31.1	-2.9
	(6336)	(5185)	(0.0571)	(0.0462)	(0.0164)	(0.0129)			
Tucapel	51232	62890	0.5256	0.3248	0.4327	0.4019	22.8	-38.2	-7.1
	(5709)	(6125)	(0.0563)	(0.0571)	(0.0136)	(0.0103)			
Yumbel	59197	64280	0.4417	0.273	0.4601	0.4037	8.6	-38.2	-12.3
	(5836)	(5749)	(0.0508)	(0.0516)	(0.0151)	(0.0099)			
Alto Biobío		43607		0.4407		0.4164			
		(3888)		(0.0572)		(0.0251)			
Chillán	90122	105038	0.3306	0.2143	0.4736	0.4873	16.6	-35.2	2.9
	(14438)	(8629)	(0.0751)	(0.0379)	(0.0148)	(0.0087)			
Bulnes	54491	67221	0.473	0.2891	0.4492	0.4311	23.4	-38.9	-4.0
	(7100)	(5638)	(0.0703)	(0.0496)	(0.0128)	(0.0095)			
Cobquecura	60082	63855	0.4019	0.2539	0.4862	0.428	6.3	-36.8	-12.0
	(7875)	(6343)	(0.0658)	(0.0505)	(0.0252)	(0.0216)			
Coelemu	60305	68916	0.4456	0.2636	0.449	0.4139	14.3	-40.8	-7.8
	(7093)	(7002)	(0.0613)	(0.0541)	(0.0132)	(0.0105)			
Coihueco	45119	54277	0.53	0.3304	0.4507	0.4187	20.3	-37.7	-7.1
	(6233)	(4893)	(0.07)	(0.0518)	(0.0161)	(0.0115)			
Chillán Viejo	70413	79456	0.4266	0.2706	0.4673	0.4447	12.8	-36.6	-4.8
	(10221)	(7442)	(0.0738)	(0.0484)	(0.0154)	(0.0096)			
El Carmen	(60656	(57792	(0.4069	(0.2854	(0.4838	(0.4059	-4.7	-29.9	-16.1
	(9862)	(4873)	(0.0715)	(0.0461)	(0.0178)	(0.0146)			
Ninhue	45952	55319	0.4868	0.2787	0.4327	0.3966	20.4	-42.7	-8.3
	(6607)	(5323)	(0.0676)	(0.0523)	(0.0252)	(0.0178)			
Ñiquén	48798	54794	0.4564	0.2655	0.456	0.4033	12.3	-41.8	-11.6

COMUNA	Ingreso		FGTO		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(6866)	(5219)	(0.0684)	(0.0488)	(0.0209)	(0.0189)			
Pemuco	49232	52665	0.5031	0.3713	0.4534	0.4064	7.0	-26.2	-10.4
	(5061)	(5605)	(0.0512)	(0.0527)	(0.0196)	(0.0263)			
Pinto	59810	62184	0.4309	0.2905	0.4654	0.4153	4.0	-32.6	-10.8
	(7602)	(5185)	(0.0605)	(0.0448)	(0.0188)	(0.0146)			
Portezuelo	38978	57449	0.6012	0.3111	0.4271	0.4229	47.4	-48.3	-1.0
	(6211)	(5196)	(0.0777)	(0.0533)	(0.0214)	(0.0223)			
Quillón	50613	58948	0.4791	0.316	0.4391	0.3978	16.5	-34.0	-9.4
	(5589)	(5422)	(0.054)	(0.0533)	(0.0145)	(0.012)			
Quirihue	53723	64445	0.522	0.3348	0.453	0.4175	20.0	-35.9	-7.8
	(5963)	(5627)	(0.0518)	(0.0529)	(0.016)	(0.0113)			
Ránquil	47913	59346	0.4833	0.2531	0.4359	0.41	23.9	-47.6	-5.9
	(7253)	(5850)	(0.0755)	(0.0486)	(0.0171)	(0.0177)			
San Carlos	62537	72558	0.4389	0.2781	0.4718	0.4512	16.0	-36.6	-4.4
	(6556)	(6998)	(0.0573)	(0.0523)	(0.012)	(0.0081)			
San Fabián	(45711	(58368	(0.5498	(0.3073	(0.4504	(0.4195	27.7	-44.1	-6.9
	6029)	5083)	(0.0683)	(0.0489)	(0.0285)	(0.0149)			
San Ignacio	47552	53809	0.4626	0.2926	0.4379	0.3868	13.2	-36.7	-11.7
	(5414)	(4963)	(0.0621)	(0.0515)	(0.0159)	(0.0127)			
San Nicolás	44626	56376	0.5315	0.2841	0.4364	0.3871	26.3	-46.5	-11.3
	(5954)	(4805)	(0.0695)	(0.0518)	(0.021)	(0.0133)			
Treguaco	44704	52325	0.4462	0.3093	0.4168	0.3857	17.0	-30.7	-7.5
	(5921)	(5026)	(0.0695)	(0.0548)	(0.023)	(0.0178)			
Yungay	63595	71326	0.4107	0.2838	0.4368	0.4297	12.2	-30.9	-1.6
	(7084)	(6728)	(0.0591)	(0.0545)	(0.014)	(0.012)			
Temuco	79241	120895	0.3505	0.2034	0.4342	0.4972	52.6	-42.0	14.5
	(6546)	(8079)	(0.0461)	(0.0211)	(0.0104)	(0.0128)			
Carahue	55502	66468	0.4467	0.329	0.4612	0.4823	19.8	-26.3	4.6
	(4204)	(5115)	(0.0415)	(0.0309)	(0.015)	(0.0189)			

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Cunco	59141	68779	0.4263	0.2693	0.473	0.449	16.3	-36.8	-5.1
	(4949)	(4681)	(0.0452)	(0.0283)	(0.0188)	(0.0145)			
Curarrehue	57016	59943	0.4273	0.3262	0.4728	0.4666	5.1	-23.7	-1.3
	(6746)	(4138)	(0.057)	(0.0291)	(0.0229)	(0.0218)			
Freire	56431	58375	0.4352	0.2697	0.4818	0.4102	3.4	-38.0	-14.9
	(4859)	(3460)	(0.0453)	(0.0275)	(0.021)	(0.0143)			
Galvarino	53991	56438	0.4292	0.3416	0.4552	0.4572	4.5	-20.4	0.4
	(4514)	(3992)	(0.0475)	(0.0348)	(0.0158)	(0.0195)			
Gorbea	61136	75119	0.4406	0.2692	0.4624	0.4567	22.9	-38.9	-1.2
	(4729)	(4610)	(0.039)	(0.0287)	(0.0149)	(0.0135)			
Lautaro	58954	78898	0.4666	0.3078	0.465	0.4955	33.8	-34.0	6.6
	(4388)	(5035)	(0.0408)	(0.0269)	(0.0125)	(0.0124)			
Loncoche	57962	77297	0.4736	0.2719	0.4498	0.4626	33.4	-42.6	2.8
	(4707)	(4903)	(0.0439)	(0.0294)	(0.0134)	(0.0136)			
Melipeuco	60070	70574	0.4207	0.2819	0.4459	0.4645	17.5	-33.0	4.2
	(5427)	(5812)	(0.0526)	(0.037)	(0.0257)	(0.0222)			
Nueva Imperial	63386	74501	0.3711	0.2599	0.4453	0.4702	17.5	-30.0	5.6
	(4924)	(4763)	(0.0437)	(0.0267)	(0.0123)	(0.0126)			
Padre las Casas	60102	72576	0.3929	0.2646	0.4061	0.443	20.8	-32.6	9.1
	(5211)	(4195)	(0.0517)	(0.0269)	(0.0093)	(0.0078)			
Perquenco	55296	56998	0.5033	0.3431	0.5028	0.428	3.1	-31.8	-14.9
	(5799)	(3936)	(0.0451)	(0.0359)	(0.0298)	(0.0194)			
Pitrufquén	71926	80638	0.3681	0.268	0.4697	0.4783	12.1	-27.2	1.8
	(5897)	(5306)	(0.0419)	(0.0277)	(0.0122)	(0.0128)			
Pucón	67355	81200	0.3882	0.2914	0.4512	0.4941	20.6	-24.9	9.5
	(5930)	(5489)	(0.0506)	(0.0278)	(0.0123)	(0.0127)			
Saavedra	53282	58377	0.3974	0.3344	0.4347	0.4717	9.6	-15.8	8.5
	(5029)	(5756)	(0.0475)	(0.0358)	(0.0237)	(0.0276)			
Teodoro Schmidt	56308	60188	0.4393	0.3021	0.4755	0.4277	6.9	-31.2	-10.0

COMUNA	Ingreso		FGTO		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(4555)	(5428)	(0.0403)	(0.0385)	(0.0199)	(0.0184)			
Toltén	62323	69622	0.3522	0.2793	0.4615	0.4769	11.7	-20.7	3.3
	(5539)	(5575)	(0.0459)	(0.0311)	(0.0204)	(0.0218)			
Vilcún	54436	63806	0.4864	0.2783	0.4875	0.4353	17.2	-42.8	-10.7
	(4559)	(4079)	(0.0412)	(0.0302)	(0.0212)	(0.0119)			
Villarrica	69261	84187	0.3728	0.2742	0.4464	0.4899	21.5	-26.4	9.7
	(6322)	(5161)	(0.0531)	(0.0261)	(0.0097)	(0.0113)			
Cholchol		57308		0.3074		0.4395			
		(5550)	()	(0.0437)	()	(0.0326)			
Angol	60890	86664	0.4978	0.3044	0.4559	0.4923	42.3	-38.8	8.0
	(5342)	(5176)	(0.0478)	(0.0261)	(0.0122)	(0.0092)			
Collipulli	53943	72271	0.5472	0.3276	0.478	0.4712	34.0	-40.1	-1.4
	(4337)	(4369)	(0.0407)	(0.0316)	(0.0157)	(0.0114)			
Curacautín	60847	87359	0.4704	0.265	0.4568	0.4982	43.6	-43.7	9.1
	(4724)	(6157)	(0.0411)	(0.034)	(0.0139)	(0.0148)			
Ercilla	49272	55194	0.5361	0.39	0.487	0.4576	12.0	-27.2	-6.0
	(4796)	(4053)	(0.0474)	(0.0343)	(0.028)	(0.0215)			
Lonquimay	(66329)	(68731)	(0.3539)	(0.2844)	(0.4515)	(0.4786)	3.6	-19.6	6.0
	(6724)	(5037)	(0.0502)	(0.0329)	(0.019)	(0.0183)			
Los Sauces	51949	62593	0.4975	0.3378	0.4701	0.4626	20.5	-32.1	-1.6
	(4111)	(4102)	(0.0406)	(0.0311)	(0.0213)	(0.0194)			
Lumaco	55498	55379	0.4495	0.364	0.4682	0.448	-0.2	-19.0	-4.3
	(4784)	(4454)	(0.0439)	(0.039)	(0.0172)	(0.0202)			
Purén	56833	71817	0.4739	0.3176	0.4612	0.4891	26.4	-33.0	6.1
	(3656)	(4873)	(0.0357)	(0.0319)	(0.0157)	(0.0146)			
Renaico	48011	62859	0.5702	0.3597	0.4702	0.4362	30.9	-36.9	-7.2
	(4156)	(4193)	(0.0404)	(0.0325)	(0.0289)	(0.0153)			
Traiguén	61957	85814	0.4624	0.2903	0.4723	0.5066	38.5	-37.2	7.3
	(4787)	(5762)	(0.0426)	(0.0284)	(0.0131)	(0.0126)			

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Victoria	63769	88755	0.446	0.2678	0.4687	0.5039	39.2	-40.0	7.5
	(4777)	(5846)	(0.0413)	(0.0277)	(0.013)	(0.01)			
Puerto Montt	84373	118811	0.3701	0.1711	0.4821	0.4785	40.8	-53.8	-0.7
	(11777)	(13082)	(0.077)	(0.0393)	(0.0105)	(0.0148)			
Calbuco	69350	93138	0.327	0.1551	0.4577	0.4619	34.3	-52.6	0.9
	(10389)	(10253)	(0.0792)	(0.041)	(0.0145)	(0.0115)			
Cochamó	94845	98407	0.1802	0.0829	0.4762	0.467	3.8	-54.0	-1.9
	(23232)	(13280)	(0.0942)	(0.0313)	(0.0269)	(0.0311)			
Fresia	72878	64878	0.3845	0.2741	0.5158	0.4222	-11.0	-28.7	-18.1
	(7083)	(6219)	(0.052)	(0.0556)	(0.0129)	(0.0144)			
Frutillar	82180	83028	0.3328	0.2454	0.5228	0.4897	1.0	-26.3	-6.3
	(10443)	(7031)	(0.0648)	(0.0413)	(0.0119)	(0.015)			
Los Muermos	68804	77363	0.3528	0.1963	0.4927	0.4471	12.4	-44.4	-9.2
	(8813)	(9858)	(0.0714)	(0.054)	(0.0141)	(0.0163)			
Llanquihue	73676	91163	0.4114	0.2547	0.4955	0.4918	23.7	-38.1	-0.7
	(8727)	(9185)	(0.0669)	(0.048)	(0.0149)	(0.0188)			
Mauñín	60745	85413	0.4182	0.1354	0.4676	0.4032	40.6	-67.6	-13.8
	(9733)	(9023)	(0.0938)	(0.0383)	(0.0237)	(0.0164)			
Puerto Varas	88757	127153	0.359	0.1853	0.5186	0.5325	43.3	-48.4	2.7
	(11287)	(12311)	(0.0657)	(0.0368)	(0.0106)	(0.0132)			
Castro	93138	122898	0.2792	0.144	0.4711	0.485	32.0	-48.4	3.0
	(11145)	(12980)	(0.0552)	(0.0337)	(0.0105)	(0.0119)			
Ancud	74744	100651	0.3776	0.1595	0.4805	0.4523	34.7	-57.8	-5.9
	(8830)	(9923)	(0.0643)	(0.0348)	(0.0105)	(0.0095)			
Chonchi	79877	91817	0.2642	0.1532	0.467	0.474	14.9	-42.0	1.5
	(11732)	(8523)	(0.0686)	(0.0381)	(0.0139)	(0.0162)			
Curaco de Vélez	96199	80912	0.181	0.1197	0.4827	0.455	-15.9	-33.9	-5.7
	(24204)	(9023)	(0.1033)	(0.0351)	(0.0318)	(0.0271)			
Dalcahue	83082	91703	0.2436	0.1616	0.4568	0.4495	10.4	-33.7	-1.6

COMUNA	Ingreso		FGTO		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(14313)	(9083)	(0.0795)	(0.038)	(0.0139)	(0.0174)			
Puqueldón	87052	78841	0.1988	0.1291	0.4685	0.4635	-9.4	-35.1	-1.1
	(21111)	(8625)	(0.0979)	(0.041)	(0.0255)	(0.0319)			
Queilén	65062	77619	0.3593	0.2097	0.4615	0.4504	19.3	-41.6	-2.4
	(9646)	(7560)	(0.0815)	(0.0407)	(0.0204)	(0.02)			
Quellón	69526	83424	0.3738	0.2219	0.4656	0.4513	20.0	-40.6	-3.1
	(9100)	(9424)	(0.0684)	(0.0479)	(0.01)	(0.0115)			
Quemchi	74898	81302	0.2815	0.1388	0.4704	0.4395	8.6	-50.7	-6.6
	(10933)	(8436)	(0.0741)	(0.0357)	(0.0208)	(0.0189)			
Quinchao	82694	114883	0.2619	0.1374	0.4757	0.5068	38.9	-47.5	6.5
	(14621)	(12650)	(0.0851)	(0.0342)	(0.0185)	(0.0198)			
Osorno	88913	107802	0.3591	0.1966	0.489	0.4758	21.2	-45.3	-2.7
	(12789)	(12912)	(0.0795)	(0.0518)	(0.0113)	(0.0162)			
Puerto Octay	69083	65876	0.4222	0.2898	0.5485	0.478	-4.6	-31.4	-12.8
	(11096)	(7752)	(0.089)	(0.0661)	(0.0238)	(0.0175)			
Purranque	68103	69448	0.4655	0.3074	0.5237	0.4561	2.0	-34.0	-12.9
	(8462)	(6785)	(0.0715)	(0.0531)	(0.0145)	(0.0126)			
Puyehue	75548	67647	0.332	0.2437	0.504	0.4477	-10.5	-26.6	-11.2
	(9573)	(6274)	(0.0674)	(0.0456)	(0.0192)	(0.0204)			
Río Negro	72123	61393	0.4081	0.2882	0.5312	0.4309	-14.9	-29.4	-18.9
	(9376)	(5952)	(0.0693)	(0.0545)	(0.0171)	(0.0164)			
San Juan de La Costa	76212	66960	0.2675	0.1611	0.473	0.4021	-12.1	-39.8	-15.0
	(14962)	(8743)	(0.0937)	(0.0528)	(0.0197)	(0.0239)			
San Pablo	70004	65736	0.3799	0.2646	0.5142	0.4544	-6.1	-30.3	-11.6
	(9945)	(7084)	(0.0747)	(0.0538)	(0.0203)	(0.0179)			
Chaitén	75637	109742	0.3182	0.132	0.4543	0.4565	45.1	-58.5	0.5
	(10708)	(12038)	(0.0733)	(0.0339)	(0.0204)	(0.0138)			
Futaleufú	77348	99426	0.324	0.1426	0.4525	0.4342	28.5	-56.0	-4.0
	(10014)	(12192)	(0.0664)	(0.0426)	(0.026)	(0.0291)			

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Hualaihué	65379	89081	0.3203	0.127	0.461	0.431	36.3	-60.3	-6.5
	(13400)	(9663)	(0.1017)	(0.0391)	(0.0267)	(0.0219)			
Palena	161680	106935	0.0847	0.0593	0.4949	0.477	-33.9	-30.0	-3.6
	(50283)	(13308)	(0.0701)	(0.0216)	(0.0374)	(0.0427)			
Valdivia	98015	125537	0.3126	0.1556	0.4819	0.4777	28.1	-50.2	-0.9
	(15307)	(14616)	(0.0793)	(0.0372)	(0.0122)	(0.0172)			
Corral	49063	87329	0.5882	0.1783	0.4713	0.4183	78.0	-69.7	-11.3
	(12646)	(9180)	(0.1263)	(0.047)	(0.0277)	(0.0158)			
Futrono	73207	67516	0.3483	0.3046	0.4999	0.4548	-7.8	-12.6	-9.0
	(10008)	(6371)	(0.068)	(0.0517)	(0.0145)	(0.0147)			
La Unión	78614	74249	0.3699	0.283	0.4951	0.4544	-5.6	-23.5	-8.2
	(10269)	(7864)	(0.0683)	(0.0554)	(0.0114)	(0.0112)			
Lago Ranco	71455	57738	0.3197	0.2755	0.4865	0.4277	-19.2	-13.8	-12.1
	(11834)	(6420)	(0.0827)	(0.06)	(0.0164)	(0.0168)			
Lanco	74247	71419	0.3973	0.2805	0.4832	0.4317	-3.8	-29.4	-10.7
	(7849)	(6527)	(0.0569)	(0.0486)	(0.0122)	(0.0116)			
Los Lagos	73470	62934	0.3676	0.2897	0.5054	0.437	-14.3	-21.2	-13.5
	(9007)	(5700)	(0.0635)	(0.0525)	(0.0125)	(0.0136)			
Máfil	70527	60853	0.4313	0.3509	0.5298	0.4459	-13.7	-18.6	-15.8
	(9405)	(6317)	(0.0738)	(0.0626)	(0.0163)	(0.0173)			
Mariquina	82291	65713	0.3063	0.2857	0.5033	0.4385	-20.1	-6.7	-12.9
	(10033)	(6370)	(0.0615)	(0.0511)	(0.0122)	(0.0121)			
Paillaco	72153	68140	0.382	0.2616	0.5014	0.4313	-5.6	-31.5	-14.0
	(8257)	(5978)	(0.0571)	(0.0484)	(0.0124)	(0.0108)			
Panguipulli	84237	67414	0.2759	0.2645	0.4921	0.4345	-20.0	-4.1	-11.7
	(14339)	(6987)	(0.0843)	(0.0543)	(0.0117)	(0.0116)			
Río Bueno	74931	70978	0.3679	0.258	0.5131	0.4611	-5.3	-29.9	-10.1
	(8396)	(7646)	(0.06)	(0.05)	(0.0113)	(0.0114)			
Coihaique	98547	144216	0.2272	0.167	0.4383	0.5154	46.3	-26.5	17.6

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(5157)	(8365)	(0.0196)	(0.016)	(0.0129)	(0.0079)			
Lago Verde	(82910)	(84072)	(0.1446)	(0.1116)	(0.4283)	(0.4437)	1.4	-22.8	3.6
	(6066)	(6447)	(0.0267)	(0.0266)	(0.0341)	(0.0264)			
Aisén	86943	114654	0.2661	0.1906	0.4281	0.4834	31.9	-28.4	12.9
	(4971)	(5604)	(0.0209)	(0.0148)	(0.0144)	(0.0085)			
Cisnes	91401	114129	0.1905	0.1765	0.432	0.5021	24.9	-7.3	16.2
	(5621)	(7290)	(0.0216)	(0.0185)	(0.0216)	(0.0179)			
Guaitecas	77195	78795	0.212	0.2941	0.4653	0.4472	2.1	38.7	-3.9
	(11357)	(4738)	(0.0358)	(0.0356)	(0.0538)	(0.0201)			
Cochrane	83249	106116	0.251	0.2319	0.4117	0.4957	27.5	-7.6	20.4
	(5782)	(6182)	(0.0276)	(0.0225)	(0.0263)	(0.0145)			
O'Higgins	81326	104138	0.1271	0.1233	0.3993	0.4974	28.0	-3.0	24.6
	(10901)	(9155)	(0.0513)	(0.0286)	(0.049)	(0.0348)			
Tortel	73186	79013	0.1736	0.2114	0.4097	0.4753	8.0	21.8	16.0
	(11052)	(6568)	(0.0504)	(0.044)	(0.0583)	(0.0269)			
Chile Chico	87542	108629	0.2358	0.2239	0.4227	0.513	24.1	-5.0	21.4
	(5353)	(8674)	(0.0261)	(0.0219)	(0.0188)	(0.0158)			
Río Ibáñez	86438	96666	0.1247	0.1565	0.4155	0.5058	11.8	25.5	21.7
	(6100)	(7238)	(0.0189)	(0.0238)	(0.0217)	(0.0202)			
Punta Arenas	132514	147031	0.2551	0.0888	0.5087	0.4673	11.0	-65.2	-8.1
	(43910)	(5362)	(0.1086)	(0.0093)	(0.0213)	(0.0145)			
Laguna Blanca	(118846)	(174316)	(0.1054)	(0.0018)	(0.4652)	(0.3236)	46.7	-98.3	-30.4
	(42143)	(13900)	(0.068)	(0.0073)	(0.0528)	(0.0183)			
Río Verde	147032	280218	0.0588	0.002	0.4773	0.4164	90.6	-96.6	-12.8
	(55697)	(36914)	(0.0578)	(0.0084)	(0.0462)	(0.0443)			
San Gregorio	123759	179249	0.1271	0.001	0.4859	0.3518	44.8	-99.2	-27.6
	(41031)	(12742)	(0.0707)	(0.0037)	(0.038)	(0.0137)			
Cabo de Hornos	121988	145366	0.2666	0.0464	0.4869	0.3889	19.2	-82.6	-20.1
	(40394)	(7459)	(0.1176)	(0.012)	(0.0383)	(0.0233)			

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Antártica	125378	1214812	0.0396	0	0.3517	0.2215	868.9	-100.0	-37.0
	(54230)	(229634)	(0.0687)	(0)	(0.0704)	(0.0058)			
Porvenir	114161	125215	0.2524	0.0881	0.4729	0.4258	9.7	-65.1	-10.0
	(42998)	(5132)	(0.1222)	(0.0141)	(0.0283)	(0.0183)			
Primavera	109037	175737	0.1343	0.001	0.4627	0.3487	61.2	-99.3	-24.6
	(36979)	(13180)	(0.0809)	(0.0026)	(0.0463)	(0.014)			
Timaukel	105534	139396	0.16	0.0065	0.478	0.2709	32.1	-95.9	-43.3
	(36897)	(19165)	(0.1012)	(0.0161)	(0.0636)	(0.0613)			
Natales	113004	99673	0.2892	0.196	0.4958	0.4594	-11.8	-32.2	-7.3
	(38272)	(3455)	(0.1213)	(0.0134)	(0.0249)	(0.0164)			
Torres del Paine	127727	245638	0.1213	0.0018	0.4907	0.3628	92.3	-98.5	-26.1
	(44066)	(30147)	(0.0732)	(0.0063)	(0.0606)	(0.0352)			
Santiago	(196467	(212364	(0.13	(0.0547	(0.536	(0.4781	8.1	-57.9	-10.8
	29464)	15689)	(0.0532)	(0.0098)	(0.0105)	(0.0099)			
Cerrillos	92639	115680	0.3116	0.1402	0.4575	0.4395	24.9	-55.0	-3.9
	(16143)	(9275)	(0.0963)	(0.0218)	(0.0107)	(0.0078)			
Cerro Navia	84635	92375	0.3083	0.1778	0.4165	0.3992	9.1	-42.3	-4.1
	(13781)	(7630)	(0.0953)	(0.0288)	(0.0068)	(0.0072)			
Conchalí	97410	112029	0.2757	0.1406	0.4497	0.4279	15.0	-49.0	-4.9
	(15517)	(8405)	(0.0826)	(0.0203)	(0.0082)	(0.0076)			
osque	85189	108565	0.334	0.1478	0.4415	0.4284	27.4	-55.7	-3.0
	(14134)	(8159)	(0.1004)	(0.024)	(0.0094)	(0.0077)			
Estación Central	123310	137449	0.2146	0.1076	0.4842	0.4528	11.5	-49.8	-6.5
	(19498)	(12331)	(0.0814)	(0.0192)	(0.0092)	(0.0076)			
Huechuraba	90641	141429	0.2803	0.1315	0.4245	0.4999	56.0	-53.1	17.8
	(15424)	(10982)	(0.0977)	(0.0192)	(0.0082)	(0.0098)			
Independencia	155596	154090	0.1694	0.0859	0.5088	0.458	-1.0	-49.3	-10.0
	(29858)	(12687)	(0.1005)	(0.0142)	(0.0093)	(0.0094)			
La Cisterna	143869	174517	0.1743	0.0721	0.4969	0.4663	21.3	-58.6	-6.2

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(23378)	(14036)	(0.0722)	(0.0124)	(0.0099)	(0.0083)			
La Florida	112867	162032	0.2434	0.0769	0.4803	0.4609	43.6	-68.4	-4.0
	(17885)	(14120)	(0.0758)	(0.0143)	(0.0109)	(0.0074)			
La Granja	(89560)	(102363)	(0.2952)	(0.1517)	(0.4291)	(0.4112)	14.3	-48.6	-4.2
	(16794)	(8302)	(0.1026)	(0.0247)	(0.0082)	(0.007)			
La Pintana	75680	87707	0.3541	0.1812	0.4049	0.3861	15.9	-48.8	-4.7
	(11667)	(6654)	(0.0926)	(0.0276)	(0.0064)	(0.0076)			
La Reina	269978	375574	0.0726	0.0177	0.5318	0.4853	39.1	-75.7	-8.7
	(38868)	(28979)	(0.025)	(0.0034)	(0.0108)	(0.01)			
Las Condes	361688	521910	0.0432	0.008	0.5218	0.45	44.3	-81.6	-13.8
	(65902)	(46001)	(0.0312)	(0.0015)	(0.0126)	(0.0119)			
Lo Barnechea	262159	527287	0.0869	0.0164	0.5414	0.5284	101.1	-81.2	-2.4
	(50053)	(54007)	(0.0548)	(0.0036)	(0.0146)	(0.0134)			
Lo Espejo	94105	90910	0.2736	0.1763	0.433	0.3938	-3.4	-35.5	-9.1
	(15689)	(6987)	(0.0872)	(0.0283)	(0.0074)	(0.0078)			
Lo Prado	100333	112021	0.2568	0.1321	0.4479	0.4221	11.6	-48.6	-5.8
	(16113)	(8717)	(0.0836)	(0.0221)	(0.0086)	(0.0075)			
Macul	130803	170420	0.2086	0.0757	0.5007	0.4674	30.3	-63.7	-6.6
	(19127)	(15011)	(0.0617)	(0.0144)	(0.0116)	(0.0083)			
Maipú	107757	142915	0.2375	0.0765	0.4614	0.4334	32.6	-67.8	-6.1
	(18359)	(12727)	(0.0867)	(0.0173)	(0.0098)	(0.0078)			
Ñuñoa	241832	296079	0.083	0.0218	0.5256	0.4598	22.4	-73.7	-12.5
	(36011)	(20722)	(0.0509)	(0.0036)	(0.012)	(0.0098)			
Pedro Aguirre Cerda	(104429)	(118839)	(0.2497)	(0.1179)	(0.4584)	(0.4262)	13.8	-52.8	-7.0
	(14739)	(8499)	(0.0755)	(0.0169)	(0.0088)	(0.0078)			
Peñalolén	95540	144412	0.2824	0.122	0.4493	0.4929	51.2	-56.8	9.7
	(14459)	(9406)	(0.0837)	(0.0171)	(0.0086)	(0.008)			
Providencia	406251	455624	0.0327	0.0071	0.516	0.4377	12.2	-78.3	-15.2
	(75013)	(40861)	(0.0263)	(0.0014)	(0.0127)	(0.0131)			

COMUNA	Ingreso		FGTO		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
Pudahuel	78066	108034	0.3423	0.1385	0.4146	0.4223	38.4	-59.5	1.9
	(12494)	(9338)	(0.093)	(0.0231)	(0.0072)	(0.0076)			
Quilicura	77649	107931	0.3572	0.1433	0.4252	0.4246	39.0	-59.9	-0.2
	(11181)	(10629)	(0.0808)	(0.0299)	(0.0101)	(0.0081)			
Quinta Normal	132760	132010	0.1808	0.108	0.4821	0.4445	-0.6	-40.3	-7.8
	(18421)	(10952)	(0.061)	(0.0197)	(0.0094)	(0.0078)			
Recoleta	137142	129321	0.1772	0.1145	0.4855	0.4452	-5.7	-35.4	-8.3
	(23868)	(10247)	(0.0798)	(0.0186)	(0.0091)	(0.0071)			
Renca	84422	94334	0.317	0.1746	0.4252	0.4059	11.7	-44.9	-4.5
	(12778)	(8066)	(0.0889)	(0.0292)	(0.0076)	(0.0077)			
San Joaquín	122204	135150	0.1996	0.0924	0.4745	0.4329	10.6	-53.7	-8.8
	(14600)	(11319)	(0.0596)	(0.0174)	(0.009)	(0.0076)			
San Miguel	180844	213556	0.1217	0.0536	0.515	0.4814	18.1	-56.0	-6.5
	(26442)	(16971)	(0.0398)	(0.0093)	(0.0106)	(0.0091)			
San Ramón	91469	104107	0.2776	0.1405	0.427	0.4062	13.8	-49.4	-4.9
	(13576)	(8939)	(0.0878)	(0.0242)	(0.0074)	(0.0079)			
Vitacura	546528	832970	0.0152	0.0045	0.4643	0.4275	52.4	-70.4	-7.9
	(137053)	(98167)	(0.0172)	(0.0013)	(0.0258)	(0.0208)			
Puente Alto	90031	127808	0.3091	0.0916	0.4478	0.4232	42.0	-70.4	-5.5
	(13556)	(10426)	(0.0852)	(0.0181)	(0.0095)	(0.0067)			
Pirque	80059	181103	0.2856	0.0814	0.503	0.5505	126.2	-71.5	9.4
	(14818)	(16327)	(0.1)	(0.014)	(0.0221)	(0.0143)			
San José de Maipo	91897	172282	0.3123	0.0689	0.5113	0.5107	87.5	-77.9	-0.1
	(14436)	(13528)	(0.0715)	(0.0127)	(0.0199)	(0.0166)			
Colina	72554	148382	0.3436	0.1016	0.4197	0.5119	104.5	-70.4	22.0
	(10053)	(11132)	(0.0761)	(0.0168)	(0.0096)	(0.0098)			
Lampa	79330	121481	0.301	0.1292	0.4352	0.4824	53.1	-57.1	10.8
	(15101)	(11243)	(0.1043)	(0.0236)	(0.0109)	(0.0114)			
Tiltil	64451	86038	0.3511	0.1624	0.4228	0.4256	33.5	-53.7	0.7

COMUNA	Ingreso		FGT0		Gini		D Ing (%)	D fgt0 (%)	D gini (%)
	1992	2002	1992	2002	1992	2002			
	(12089)	(7524)	(0.1113)	(0.029)	(0.0161)	(0.0154)			
San Bernardo	94673	127588	0.2922	0.1083	0.4606	0.4444	34.8	-62.9	-3.5
	(15808)	(8795)	(0.0869)	(0.0165)	(0.009)	(0.0061)			
Buín	63749	119657	0.4363	0.1339	0.4438	0.4724	87.7	-69.3	6.4
	(10202)	(9111)	(0.0955)	(0.0211)	(0.0122)	(0.0096)			
Calera de Tango	72045	173800	0.3144	0.0929	0.4689	0.5574	141.2	-70.4	18.9
	(14040)	(15392)	(0.107)	(0.0178)	(0.0186)	(0.0154)			
Paine	65148	93866	0.3662	0.1808	0.4268	0.4642	44.1	-50.6	8.8
	(11215)	(6972)	(0.1013)	(0.0266)	(0.0104)	(0.0104)			
Melipilla	98057	120719	0.2291	0.0997	0.4687	0.4588	23.1	-56.5	-2.1
	(15677)	(9528)	(0.0858)	(0.0177)	(0.0092)	(0.0076)			
Alhué	52629	67278	0.3736	0.2848	0.4285	0.4284	27.8	-23.8	0.0
	(10506)	(7459)	(0.1167)	(0.0459)	(0.0255)	(0.0223)			
Curacaví	85425	121695	0.2736	0.1072	0.4516	0.4677	42.5	-60.8	3.6
	(16084)	(10391)	(0.1071)	(0.0201)	(0.0135)	(0.0125)			
María Pinto	62732	80740	0.2831	0.1155	0.4133	0.4073	28.7	-59.2	-1.5
	(11387)	(7553)	(0.1059)	(0.0259)	(0.0144)	(0.0178)			
San Pedro	233842	83541	0.037	0.0863	0.485	0.4003	-64.3	133.3	-17.5
	(65249)	(8998)	(0.0348)	(0.019)	(0.0355)	(0.0237)			
Talagante	78644	125662	0.361	0.1288	0.4599	0.4805	59.8	-64.3	4.5
	(12620)	(12215)	(0.0859)	(0.0247)	(0.0129)	(0.0094)			
El Monte	75468	84127	0.3609	0.2206	0.4452	0.4316	11.5	-38.9	-3.1
	(12072)	(6541)	(0.0911)	(0.0343)	(0.0137)	(0.013)			
Isla de Maipo	56326	114163	0.4628	0.1099	0.4133	0.4498	102.7	-76.3	8.8
	(11240)	(9014)	(0.1189)	(0.0216)	(0.0118)	(0.0113)			
Padre Hurtado	76092	114392	0.3434	0.1271	0.4208	0.445	50.3	-63.0	5.8
	(13137)	(8618)	(0.097)	(0.0206)	(0.0108)	(0.0147)			
Peñaflor	73640	125035	0.4016	0.1099	0.4408	0.4476	69.8	-72.6	1.6
	(13743)	(10912)	(0.1036)	(0.0191)	(0.012)	(0.0087)			

