

SENSIBILIDAD DE LA POBREZA AL CRECIMIENTO Y A LOS CAMBIOS DISTRIBUTIVOS EN LAS COMUNAS RURALES DE CHILE

Andrea Bentancor, Félix Modrego y Julio A. Berdegú

Mayo 2008

**Documento de Trabajo N° 8
Programa Dinámicas Territoriales Rurales
Rimisp - Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural**



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:

Bentancor, Modrego y Berdegué. 2008. "Sensibilidad de la Pobreza al Crecimiento y a los Cambios Distributivos en las Comunas Rurales de Chile". Documento de Trabajo N° 8. 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

ÍNDICE

RESUMEN EJECUTIVO	1
1. INTRODUCCIÓN	6
2. METODOLOGÍA	8
<i>Efectos de los cambios en el ingreso promedio y en su distribución sobre la pobreza</i>	8
<i>Datos</i>	11
3. ANÁLISIS ECONOMETRICO	13
4. ANÁLISIS ESPACIAL	20
5. CONCLUSIONES	22
6. REFERENCIAS	23
ANEXO I	26
ANEXO II	27



RESUMEN EJECUTIVO

Parte del debate respecto al diseño de políticas de desarrollo se centra en qué enfatizar: crecimiento, distribución o reducción de pobreza absoluta. Al respecto, Bourguignon (2004) opina que tal dilema es falso. En primer término, según el autor, la eliminación de la pobreza debería ser en sí mismo un objetivo. Segundo, la reducción de la pobreza requiere necesariamente del diseño de políticas específicas al país analizado que contemplen no sólo crecimiento sino también distribución.

A efectos del diseño de políticas, no sólo importa conocer la existencia de una relación que vincula pobreza, crecimiento y desigualdad, sino también entender cómo ésta opera en el tiempo y en cada espacio particular. Más aún, ¿qué ocurre con la pobreza cuando se observa crecimiento del ingreso promedio simultáneamente con un deterioro en su distribución? ¿Cuál de estos efectos predomina?

Por otra parte, estudios recientes han puesto atención en la heterogeneidad subnacional de los procesos de crecimiento desarrollo en Chile (Soto y Torche, 2004; Agostini y Brown, 2007; Modrego, Ramírez y Tartakowsky, 2008) y en particular en el medio rural (Berdegué et al, 2006; Bentancor, Modrego y Berdegué, 2008). Desde esta arista del problema surge entonces la pregunta, ¿se observa heterogeneidad territorial?

A efectos de responder esas interrogantes, utilizamos la siguiente definición de incidencia de la pobreza en un determinado momento t (H_t): la proporción de individuos en una población que reciben un ingreso menor a una determinada línea de pobreza (z).

$$H_t = F_t(z).$$

El cambio en la pobreza es entonces el cambio en las distribuciones acumuladas hasta la línea de pobreza durante el período $t - (t - 1)$ y puede expresarse como:

$$\Delta H_t = \left[F_{t-1}\left(\frac{z}{y_t}\right) - F_{t-1}\left(\frac{z}{y_{t-1}}\right) \right] + \left[F_t\left(\frac{z}{y_t}\right) - F_{t-1}\left(\frac{z}{y_t}\right) \right]$$



Siendo el primer término de la ecuación (5) el “efecto crecimiento” y el segundo el “efecto distribución”.

Klassen y Misselhorn (2006) demuestran que para una distribución de ingresos log-normal esta última ecuación puede escribirse como:

$$\Delta H_t = (-1)\kappa_y \frac{dy}{y} + (1)\kappa_\sigma d\sigma$$

Las semi-elasticidades ingreso (κ_y) y distribución (κ_σ) son funciones del cociente entre la línea de pobreza y el ingreso promedio de la comuna (z/\bar{y}_t) y del nivel de desigualdad, medido éste por la desviación estándar del logaritmo del ingreso (σ).

Evaluamos empíricamente cómo ajusta este modelo a los datos de comunas chilenas con altos niveles de ruralidad. En la medida que el análisis econométrico explique una alta proporción de la varianza total y que no rechacemos las hipótesis nulas $H_0. \beta_{\kappa_y} = -1$ y $H_0. \beta_{\kappa_\sigma} = 1$, podremos decir que el supuesto de log-normalidad se desempeña bien y que el modelo explica de manera adecuada los cambios en el índice de incidencia de la pobreza en las comunas rurales de Chile. De ese modo, este enfoque permite la obtención de estimaciones teóricas de esas semi-elasticidades para cada comuna considerada en el análisis.

A los efectos de medir ingresos, desigualdad y pobreza se utilizaron la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de los años 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2003 y 2006. El objeto de análisis de este estudio es la pobreza rural en Chile. Se definió como criterio de ruralidad, la inclusión sólo de aquellas comunas en que el porcentaje de hogares rurales excede el 50 por ciento del total comunal (la definición de hogar rural depende de la clasificación oficial, ver MIDEPLAN 2007). Cuando se mide el incremento porcentual del ingreso promedio de la comuna, la variación es en términos reales. A efectos de analizar la evolución de la desigualdad utilizamos la desviación estándar del logaritmo del ingreso y el índice de Gini. Para medir pobreza, en tanto, se utilizaron las líneas de pobreza oficiales (MIDEPLAN 2007). Incluimos sólo 155 comunas rurales, ya que para construir los intervalos de variación se requiere que las comunas consideradas estén auto representadas en al menos dos de las encuestas CASEN. En total contamos con 468 observaciones o lapsos de variación entre encuestas CASEN que



corresponden a esas 155 comunas rurales, estando algunas comunas representadas por una sola observación y otras por varias.

Al igual que en Bourguignon (2003) y en Klassen y Misselhorn (2006), el ajuste (medido a través del R^2) aumenta a medida que se agregan variables explicativas al modelo lineal más simple ("visión ingenua" según la nomenclatura de los autores). Este primer modelo supone una semi-elasticidad entre la reducción de la pobreza y el crecimiento constante. Tal como se presenta en la Tabla 1, a partir de la estimación de este modelo simple se obtiene una semi-elasticidad de la pobreza al crecimiento negativa y significativa (-0.17), tal como se esperaba, pero se explica tan sólo 36 por ciento de la varianza total de la variable dependiente.

Posteriormente se amplió ese modelo simple, considerando el efecto de cambios en la desigualdad de ingresos, medidos a través de variaciones en el índice de Gini (modelo estándar en la Tabla 1). A partir de la estimación de este modelo estándar se obtiene una semi-elasticidad de la pobreza al crecimiento negativa y significativa (-0.22), tal como se esperaba, y una semi-elasticidad de la pobreza a cambios distributivos positiva y significativa (0.76), como era esperado. En tanto, la varianza explicada aumenta sustancialmente respecto a la obtenida a partir de la estimación del modelo simple. En efecto, el indicador R^2 , comúnmente usado para medir la bondad de ajuste en modelos lineales, pasa de $R^2=0.36$ en el modelo simple a $R^2=0.52$ en el estándar.

En la tercera columna de la Tabla 1 presentamos una estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la descomposición de los cambios en la incidencia de la pobreza desarrollada por Bourguignon (2003) y modificada por Klassen y Misselhorn (2006). Cabe destacar que si bien la varianza explicada aumentó levemente ($R^2=0.55$), a partir de nuestras estimaciones MCO se rechazan las hipótesis nulas $\beta_{\kappa_y} = -1$ y $\beta_{\kappa_\sigma} = 1$, lo cual implica rechazar el supuesto de log-normalidad como explicativo de cambios en el índice de incidencia de la pobreza en comunas rurales chilenas. No obstante, observamos que antes de rechazar ese supuesto es necesario mejorar el análisis econométrico, ya que siendo los cambios en el índice de incidencia de la pobreza (variable dependiente) simultáneos a la variación del ingreso promedio y a los cambios en la distribución del ingreso, es posible que exista un problema de endogeneidad. En ese contexto, los estimadores MCO serían inconsistentes y la correcta estimación del modelo requeriría del uso de variables instrumentales. En particular, proponemos utilizar el Método Generalizado de Momentos (MGM). Las estimaciones MGM del modelo lineal propuesto



también se presentan en la Tabla 1. Cabe señalar que si bien rechazamos al 5% de significancia la hipótesis nula asociada a la semi-elasticidad ingreso ($H_0. \beta_{\kappa_y} = -1$), no rechazamos la hipótesis relativa a la semi-elasticidad distribución ($H_0. \beta_{\kappa_\sigma} = 1$). Por lo tanto, según este análisis, la distribución log-normal constituye una buena aproximación para el estudio de los cambios en el índice de incidencia de la pobreza en comunas rurales chilenas.

Cabe señalar que nuestros mapas (en el estudio completo) muestran una heterogeneidad significativa. Coexisten al interior de las regiones poblaciones con distinto ingreso promedio, diferente distribución del ingreso y dispar sensibilidad de la pobreza al crecimiento y a cambios distributivos. En otros términos, no se observan patrones claros en cuanto a coordenadas Norte-Sur o a parámetros Costa-Cordillera. De todas maneras, vale decir que a pesar de esa heterogeneidad, las unidades espaciales no serían necesariamente las comunas. Por el contrario, en algunos casos podrían hablarse de territorios formados a partir de comunas contiguas que presentan patrones similares. Se desprende que, en términos generales, las comunas chilenas con menores semi-elasticidades ingreso y desviación estándar son las de menor ratio (z/\bar{y}_t). Ese primer patrón responde al hecho de que son esas comunas las que tenían los menores valores iniciales de pobreza y, por lo tanto, en esas comunas no se habrían logrado avances tan significativos en términos de reducción absoluta de la pobreza (reducción en puntos porcentuales de los índices de incidencia de la pobreza). Asimismo, cabe destacar que ambas semi-elasticidades, ingreso y desviación estándar, son en general menores en aquellas comunas con mayor desigualdad de ingresos, tal como se esperaba.

Cabe señalar que en el caso de algunas comunas el desempeño en términos de las semi-elasticidades ingreso y desviación estándar no concuerda con ese patrón general debido a la presencia simultánea de altos niveles de pobreza inicial y fuerte desigualdad. Es decir, en algunas comunas, a pesar de los altos niveles de pobreza inicial, no se habrían registrado reducciones tan importantes de la pobreza debido a su alta desigualdad.

Los patrones detectados apuntan a que la desigual distribución de ingresos predomina como determinante de la sensibilidad de la pobreza al crecimiento y a los cambios distributivos en algunas comunas rurales de Chile que presentan niveles iniciales de pobreza altos. Estos resultados son consistentes con conclusiones obtenidas por diversos estudios que muestran como el crecimiento económico en Chile, y particularmente en el



medio rural, no ha sido capaz de mejorar la distribución del ingreso. Por el contrario, ese crecimiento ha tendido a exacerbar las brechas económicas y sociales. En particular, nuestros resultados sugieren que en aquellas comunas donde la distribución del ingreso inicial era muy desigual, se requieren variaciones muy significativas del ingreso promedio y/o de la desigualdad para reducir la pobreza. Por esta razón, la mejora en la distribución de los ingresos debe ser un componente central para el logro de una mayor eficiencia de los instrumentos de política pública tendientes a la superación de la pobreza.

Los resultados de este trabajo también han puesto de manifiesto la heterogeneidad territorial de la respuesta de la pobreza ante cambios en los ingresos medios y en su distribución. Vale decir que si bien consideramos que parte de esa heterogeneidad responde a diferentes condiciones en materia de distribución del ingreso, un mayor análisis de esas diferencias espaciales surge como una línea prioritaria de investigación.



1. INTRODUCCIÓN

Parte del debate respecto al diseño de políticas de desarrollo se centra en qué enfatizar: crecimiento, distribución o reducción de pobreza absoluta.¹ Al respecto, Bourguignon (2004) opina que tal dilema es falso. En primer término, según el autor, la eliminación de la pobreza debería ser en sí mismo un objetivo. Segundo, la reducción de la pobreza requiere necesariamente del diseño de políticas específicas al país analizado que contemplen no sólo crecimiento sino también distribución. En efecto, Bourguignon (2003 y 2004), Klassen y Misselhorn (2006) y López y Servén (2006) demuestran que la reducción de la pobreza está relacionada con cambios distributivos y del ingreso promedio, tal como se expone en detalle en la siguiente sección.

A efectos del diseño de políticas, no sólo importa conocer la existencia de una relación que vincula pobreza, crecimiento y desigualdad, sino también entender cómo ésta opera en el tiempo y en cada espacio particular. De hecho, existe consenso en que el crecimiento (manteniendo la desigualdad inalterada) contribuye a la reducción de la pobreza. También hay acuerdo en cuanto a que deterioros distributivos (sin mejoras del ingreso promedio) tienden a incrementar la pobreza. Durante las últimas décadas Chile ha mostrado un crecimiento económico sostenido. No obstante ello, en materia de distribución del ingreso no se han logrado mejoras sustanciales (Lichtfield, 2001; Contreras et al, 2001). En este contexto, ¿qué ocurre con la pobreza cuando se observa crecimiento del ingreso promedio simultáneamente con un deterioro en su distribución? ¿Cuál de estos efectos predomina?

Por otra parte, estudios recientes han puesto atención en la heterogeneidad subnacional de los procesos de crecimiento desarrollo en Chile (Soto y Torche, 2004; Agostini y Brown, 2007; Modrego, Ramírez y Tartakowsky, 2008) y en particular en el medio rural (Berdegué et al, 2006; Bentancor, Modrego y Berdegué, 2008). Desde esta arista del problema surge entonces la pregunta, ¿difiere la respuesta de la pobreza a los cambios

¹ A continuación, siempre que se hable de pobreza nos estaremos refiriendo a pobreza absoluta. Pobreza absoluta refiere a la no satisfacción de ciertas necesidades básicas. A los efectos de realizar comparaciones internacionales, el Banco Mundial utiliza dos dólares diarios ajustados por poder de compra como umbral de pobreza absoluta (ver, por ejemplo, Ravallion et al 2007 y Chen y Ravallion 2007). En el caso particular de Chile, el Ministerio de Planificación (MIDEPLAN) estima el nivel de pobreza absoluta. Para 2006 se reporta una línea de pobreza urbana equivalente a los 47.099 pesos de noviembre de ese año y una rural de 31.756 pesos también de noviembre de ese año (MIDEPLAN 2007). En la Unión Europea, en cambio, se considera pobres a aquellos cuyos ingresos se ubican por debajo del 50 por ciento del ingreso promedio de los países miembros.



en el ingreso promedio y su distribución en el tiempo y el espacio? Es decir, ¿se observa heterogeneidad territorial?

En este estudio abordamos la siguiente pregunta: ¿cómo responde la pobreza rural en Chile a aumentos del ingreso promedio que suceden de manera simultánea a cambios distributivos? La investigación se fundamenta en el análisis de micro-datos de comunas chilenas (municipios) con altos niveles de ruralidad en el período 1992-2006, enfatizando en las diferencias espaciales/comunales que se observan a lo largo del país. Para ello, utilizamos el marco teórico propuesto por Bourguignon (2003), modificado por Klassen y Misselhorn (2006). Nuestro análisis se ve fortalecido respecto a las comparaciones entre países que realizan estos autores, ya que no usamos el umbral de pobreza absoluta de uno o dos dólares ajustados por poder de compra, sino una línea de pobreza especialmente calculada para Chile en sus estratos urbano y rural (MIDEPLAN 2007). Adicionalmente, las medidas de pobreza realizadas en base a las encuestas de hogares CASEN aplican una misma metodología a todas las comunas y durante todos los períodos considerados por lo que sus resultados son comparables.



2. METODOLOGÍA

Efectos de los cambios en el ingreso promedio y en su distribución sobre la pobreza

La incidencia de la pobreza en un determinado momento $t(H_t)$ se define como la proporción de individuos en una población que reciben un ingreso menor a una determinada línea de pobreza (z), y puede expresarse como la distribución acumulada de ingresos hasta dicha línea:

$$(1) H_t = F_t(z)$$

El cambio en la pobreza es entonces el cambio en las distribuciones acumuladas hasta la línea de pobreza durante el período

$$(2) \Delta H_t = H_t - H_{t-1} = F_t(z) - F_{t-1}(z)$$

Tal como explica Bourguignon (2003), a efectos de discernir cuales fueron los aportes del crecimiento y de la distribución a la reducción de la pobreza es conveniente trabajar con la función de distribución de ingresos relativos. Por lo tanto, la línea de pobreza se escribe como z/y_t y la incidencia de la pobreza se expresa como:

$$(3) H_t = F_t\left(\frac{z}{y_t}\right)$$

Cambios entre t-1 y t se expresan como:

$$(4) \Delta H_t = F_t\left(\frac{z}{y_t}\right) - F_{t-1}\left(\frac{z}{y_{t-1}}\right)$$

De esa manera, toda variación en H_t se puede descomponer en un cambio en el ingreso que deja a la distribución de ingresos relativos inalterada y en un cambio en la



distribución de ingresos relativos que es independiente del promedio poblacional. Entonces, todo cambio en H_t se expresa como:

$$(5) \Delta H_t = \left[F_{t-1} \left(\frac{z}{y_t} \right) - F_{t-1} \left(\frac{z}{y_{t-1}} \right) \right] + \left[F_t \left(\frac{z}{y_t} \right) - F_{t-1} \left(\frac{z}{y_t} \right) \right]$$

Siendo el primer término de la ecuación (5) el “efecto crecimiento” y el segundo el “efecto distribución”. Datt y Ravallion (1992), Kakwani (1993), Bourguignon (2003) y Klassen y Misselhorn (2006) desarrollan y explican esta descomposición. En particular, Bourguignon (2003) presenta un gráfico (reproducido en el Anexo I) donde todo cambio en la incidencia de la pobreza es explicado por un movimiento A que representa al “efecto crecimiento” y un movimiento B que incorpora al “efecto distribución”.

De esta forma, todo cambio de la incidencia de la pobreza entre el momento $t-1$ y el momento t ($H_t - H_{t-1}$) puede explicarse por variaciones del promedio (efecto ingreso) y la varianza de la distribución de ingresos (efecto distribución). Por lo tanto, un aumento del ingreso promedio sin un cambio en su varianza determina una caída en la incidencia de la pobreza. Asimismo, una disminución de la varianza del ingreso sin un cambio en su valor promedio determina una caída en la incidencia de la pobreza. Sin embargo, el efecto de cambios en la distribución sobre la incidencia de la pobreza es ambiguo cuando simultáneamente aumentan el promedio y la varianza del ingreso.

Siguiendo a Bourguignon (2003), Klassen y Misselhorn (2006) y López y Servén (2006), los ingresos de una población pueden ser aproximados utilizando la distribución log-normal². Si se asume que la verdadera distribución de ingresos de la población se aproxima a esta distribución, la incidencia de la pobreza H_t se expresa como:

$$(6) H_t = F_t \left[\log \left(\frac{z}{y_t} \right) \right] = \Pi \left[\frac{\log \left(\frac{z}{y_t} \right)}{\sigma} + \frac{1}{2} \sigma \right]$$

Donde $\Pi[]$ es la distribución acumulada de la normal estándar y σ_t es la desviación

² Esta distribución estadística tiene la propiedad de estar completamente definida por su valor promedio y su varianza.



estándar del logaritmo del ingreso de la población en el momento t .

Bourguignon (2003) proporciona expresiones para las elasticidades de la pobreza a cambios en el ingreso y en la distribución, suponiendo log-normalidad de los ingresos. Sin embargo, Klassen y Misselhorn (2006) consideran que el análisis de las semi-elasticidades de la pobreza al crecimiento y el de la pobreza a cambios en la distribución de los ingresos relativos (cambios en la desviación estándar de la distribución) reporta ventajas respecto al de las elasticidades. En primer término, un descenso en H_t medido en puntos porcentuales ($H_t - H_{t-1}$) es más interesante para los tomadores de decisión que un cambio porcentual en el mismo índice $\left(\frac{H_t - H_{t-1}}{H_{t-1}}\right)$. En segundo lugar, el análisis empírico se fortalece respecto al de Bourguignon (2003), ya que los autores utilizando semi-elasticidades evitan eliminar observaciones con denominadores muy bajos.

Entonces, Klassen y Misselhorn (2006) demuestran que para una distribución de ingresos log-normal la ecuación (5) se puede re-escribir como:

$$(7) \Delta H_t = (-1)\kappa_y \frac{dy}{y} + (1)\kappa_\sigma d\sigma$$

donde la semi-elasticidad de la pobreza al crecimiento es

$$(8) \kappa_y = \frac{1}{\sigma} \pi \left[\frac{\log(z/\bar{y}_t)}{\sigma} + \frac{1}{2} \sigma \right]$$

y la semi-elasticidad de la pobreza a los cambios en la desviación estándar de la distribución es

$$(9) \kappa_\sigma = \pi \left[\frac{\log(z/\bar{y}_t)}{\sigma} + \frac{1}{2} \sigma \right] \left[\frac{1}{2} - \frac{\log(z/\bar{y}_t)}{\sigma^2} \right]$$

Siendo $\pi[\cdot]$ la función de densidad de la distribución normal estándar.



Según las ecuaciones (8) y (9), las semi-elasticidades κ_y y κ_σ son funciones del cociente entre la línea de pobreza y el ingreso promedio de la comuna (z/\bar{y}_t) y del nivel de desigualdad, medido éste por la desviación estándar del logaritmo del ingreso (σ). A efectos de identificar qué parte de la variación en el índice de incidencia de la pobreza (ΔH_t) de una comuna se debe a "efecto crecimiento" y qué parte se debe a "efecto distribución", los valores teóricos de las semi-elasticidades κ_y y κ_σ se calculan utilizando el ratio (z/\bar{y}_t) y la desviación estándar del logaritmo del ingreso (σ), de acuerdo a las ecuaciones (8) y (9). Luego, esas semi-elasticidades se combinan en la ecuación (7) con la tasa de crecimiento del ingreso promedio $\left(\frac{dy}{y}\right)$ y el cambio en la desviación estándar del logaritmo del ingreso ($d\sigma$) de la comuna.

En la sección III evaluamos empíricamente cómo ajusta este modelo a los datos de comunas chilenas con altos niveles de ruralidad. En la medida que el análisis econométrico explique una alta proporción de la varianza total y que no rechacemos las hipótesis nulas que se desprenden de la ecuación (7) ($H_0. \beta_{\kappa_y} = -1$ y $H_0. \beta_{\kappa_\sigma} = 1$), podremos decir que el supuesto de log-normalidad se desempeña bien y que el modelo explica de manera adecuada los cambios en el índice de incidencia de la pobreza en las comunas rurales de Chile. De ese modo, este enfoque permite la obtención de estimaciones teóricas de esas semi-elasticidades para cada comuna considerada en el análisis.

Datos

A los efectos de medir ingresos, desigualdad y pobreza se utilizaron la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de los años 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2003 y 2006.

El objeto de análisis de este estudio es la pobreza rural en Chile. Cabe señalar que la encuesta CASEN es considerada representativa a nivel de comunas, no siéndolo para los estratos urbano y rural en su interior. Por esta razón, se definió como criterio de ruralidad, la inclusión sólo de aquellas comunas en que el porcentaje de hogares rurales excede el 50 por ciento del total comunal (la definición de hogar rural depende de la



clasificación oficial, ver MIDEPLAN 2007). Bajo este criterio, son rurales 171 comunas del total de 336 comunas analizadas por alguna de las encuestas CASEN de los años 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2003 y 2006.

Los valores nominales de ingresos y línea de pobreza se expresaron en pesos de diciembre de 1998. De esa manera, cuando se mide el incremento porcentual del ingreso promedio de la comuna, la variación es en términos reales. A efectos de analizar la evolución de la desigualdad utilizamos la desviación estándar del logaritmo del ingreso y el índice de Gini.³ Para medir pobreza, en tanto, se utilizaron las líneas de pobreza oficiales (MIDEPLAN 2007). Tal como se detalla en el documento metodológico de la encuesta CASEN del año 2006 de MIDEPLAN (MIDEPLAN 2007), el método para estimar pobreza en Chile es el "método del ingreso" o "del costo de las necesidades básicas". La determinación del valor de la canasta básica de alimentos refleja necesidades nutricionales, hábitos de consumo prevalecientes en la sociedad chilena, oferta interna de productos alimenticios y precios relativos. Según esta metodología, son pobres aquellas personas cuyo ingreso per cápita se sitúa por debajo de un nivel mínimo que le permite satisfacer sus necesidades básicas (la línea de la pobreza). De esta forma, los indicadores de incidencia de la pobreza reflejan la proporción de la población objetivo (total, urbana o rural) que pertenece a un hogar cuyo ingreso per cápita promedio no supera la línea de pobreza.

Finalmente, cabe destacar que el análisis econométrico de la ecuación (5) requiere de la construcción de lapsos o intervalos de variación. De ese modo, para cada observación (comuna rural) calculamos la diferencia en la incidencia de pobreza entre encuestas CASEN (ΔH_t), la variación porcentual del ingreso promedio $\left(\frac{dy}{y}\right)$ y el cambio en la desigualdad (medido según desviación estándar del logaritmo del ingreso ($d\sigma$) o de acuerdo a la variación del índice de Gini). Adicionalmente, para el análisis particular de la ecuación (7) construimos las semi-elasticidades ingreso (κ_y) y desviación estándar (κ_σ), que de acuerdo a las ecuaciones (8) y (9) son función de (z/\bar{y}_t) y de la desviación estándar del logaritmo del ingreso (σ).⁴

³ Cabe notar que el índice de Gini y la desviación estándar de la distribución son proporcionales para una distribución log-normal (ver Bourguignon 2002 y Klasen y Misselhorn 2006).

⁴ Por razones de espacio no presentamos las semi-elasticidades ingreso y desviación estándar para cada comuna analizada, pero que éstas están disponibles previa solicitud a los autores.



3. ANÁLISIS ECONÓMÉTRICO

Siguiendo a Bourguignon (2003) y a Klassen y Misselhorn (2006), comparamos distintos modelos que explican los cambios en el índice de incidencia de la pobreza en el medio rural chileno. Para ello, utilizamos las estadísticas comunales comentadas en la sección anterior. Como ya señalamos, bajo el criterio de ruralidad de este estudio, son comunas rurales 171 del total de 336 comunas analizadas por alguna de las encuestas CASEN de los años 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2003 y 2006. Sin embargo, a los efectos de realizar el análisis econométrico incluimos sólo 155 comunas rurales, ya que para construir los intervalos de variación se requiere que las comunas consideradas estén auto representadas en al menos dos de las encuestas CASEN (16 comunas rurales fueron descartadas por serlo sólo en una encuesta CASEN). En total contamos con 468 observaciones o lapsos de variación entre encuestas CASEN que corresponden a esas 155 comunas rurales, estando algunas comunas representadas por una sola observación y otras por varias.

Al igual que en Bourguignon (2003) y en Klassen y Misselhorn (2006), el ajuste (medido a través del R^2) aumenta a medida que se agregan variables explicativas al modelo lineal más simple ("visión ingenua" según la nomenclatura de los autores). Este primer modelo supone una semi-elasticidad entre la reducción de la pobreza y el crecimiento constante. En la práctica este análisis consiste en realizar una regresión donde los cambios observados en el índice de incidencia de la pobreza de la comuna son la variable dependiente y las variaciones registradas en el ingreso promedio comunal y la constante son las únicas variables independientes. Tal como se presenta en la Tabla 1, a partir de la estimación de este modelo simple se obtiene una semi-elasticidad de la pobreza al crecimiento negativa y significativa (-0.17), tal como se esperaba, pero se explica tan sólo 36 por ciento de la varianza total de la variable dependiente.

Posteriormente se amplió ese modelo simple, considerando el efecto de cambios en la desigualdad de ingresos, medidos a través de variaciones en el índice de Gini (modelo estándar en la Tabla 1). Si bien este segundo modelo constituye una mejora al ser compatible con la descomposición de los cambios de la pobreza planteada en la ecuación (5), aún supone semi-elasticidades constantes. Tal como se presenta en la Tabla 1, a partir de la estimación de este modelo estándar se obtiene una semi-elasticidad de la pobreza al crecimiento negativa y significativa (-0.22), tal como se esperaba, y una



semi-elasticidad de la pobreza a cambios distributivos positiva y significativa (0.76), como era esperado. En tanto, la varianza explicada aumenta sustancialmente respecto a la obtenida a partir de la estimación del modelo simple. En efecto, el indicador R^2 , comúnmente usado para medir la bondad de ajuste en modelos lineales, pasa de $R^2=0.36$ en el modelo simple a $R^2=0.52$ en el estándar.

En la tercera columna de la Tabla 1 presentamos una estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la descomposición de los cambios en la incidencia de la pobreza desarrollada por Bourguignon (2003) y modificada por Klassen y Misselhorn (2006) (ecuación (7)). Tal como explicamos en la sección II de este artículo, en la medida que a partir de esta estimación por MCO se explique una alta proporción de la varianza total y que no rechacemos las hipótesis nulas que del modelo se desprenden ($H_0. \beta_{\kappa_y} = -1$ y $H_0. \beta_{\kappa_\sigma} = 1$), podremos decir que el supuesto de log-normalidad se desempeña bien y explica los cambios en el índice de incidencia de la pobreza en Chile.

Al respecto, cabe destacar que si bien la varianza explicada aumentó levemente ($R^2=0.55$), a partir de nuestras estimaciones MCO se rechazan las hipótesis nulas $\beta_{\kappa_y} = -1$ y $\beta_{\kappa_\sigma} = 1$, lo cual implica rechazar el supuesto de log-normalidad como explicativo de cambios en el índice de incidencia de la pobreza en comunas rurales chilenas. No obstante, observamos que antes de rechazar ese supuesto es necesario mejorar el análisis econométrico, ya que siendo los cambios en el índice de incidencia de la pobreza (variable dependiente) simultáneos a la variación del ingreso promedio y a los cambios en la distribución del ingreso, es posible que exista un problema de endogeneidad.

En ese contexto, los estimadores MCO serían inconsistentes y la correcta estimación del modelo requeriría del uso de variables instrumentales. En particular, proponemos utilizar el Método Generalizado de Momentos (MGM) para estimar el modelo lineal de descomposición de la variación de la pobreza propuesto en la ecuación (7). En notación matricial, el modelo a estimar puede expresarse como:

$$(10) \quad \begin{aligned} y &= X\beta + \mu, \\ E(\mu\mu') &= \Omega \end{aligned}$$



En términos de la observación i , el modelo puede escribirse como:

$$(11) \quad y_i = X_i\beta + \mu_i$$

La aplicación del MGM es común cuando, como en este caso, existen razones para suponer que los errores pueden no ser independientes de las variables que se usan en la regresión (regresores). Es decir, cuando se viola la condición de ortogonalidad entre los residuos y los regresores: $E(X_i\mu_i) \neq 0$. Para aplicar MGM se requiere de instrumentos exógenos (i.e., correlacionados con los regresores originales X pero independientes de los residuos). En otras palabras, se debe cumplir la condición de ortogonalidad entre los residuos y los instrumentos: $E(Z_i\mu_i) = 0$.

Para que el modelo esté identificado debe contarse con al menos tantos instrumentos (L) como variables endógenas (K , en nuestro caso $K=2$, que son las dos variables X : $\kappa_y \frac{dy}{y}$ y $\kappa_\sigma d\sigma$). Dada la existencia de esos L instrumentos, se dispone de un set de L momentos:

$$(12) \quad g_i(\hat{\beta}) = Z_i'\mu_i = Z_i'(y_i - X_i\hat{\beta})$$

donde $g_i(\hat{\beta})$ es un vector de L filas y una columna. La exogeneidad de los instrumentos implica que hay L condiciones de ortogonalidad que se satisfacen al verdadero valor β :

$$(13) \quad E(g_i(\beta)) = 0$$

Cada una de esas condiciones de ortogonalidad se corresponde con un momento muestral, que puede escribirse como:

$$(14) \quad \bar{g}(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i'(y_i - X_i\hat{\beta}) = \frac{1}{n} Z' \hat{\mu}$$

Se trata, entonces, de elegir que resuelve.



Si $L=K$, se tienen tantas ecuaciones (los L momentos muestrales) como incógnitas (los K coeficientes $\hat{\beta}$) y es posible encontrar $\hat{\beta}$ que resuelve $\bar{g}(\hat{\beta})=0$. Si $L>K$, se vuelve imposible encontrar un vector $\hat{\beta}$ que exactamente resuelva $\bar{g}(\hat{\beta})=0$. En ese caso, a partir de una matriz W de dimensiones $L \times L$, se construye la siguiente forma cuadrática:

$$(15) J(\hat{\beta}) = n \bar{g}(\hat{\beta})' W \bar{g}(\hat{\beta})$$

El estimador MGM minimiza $J(\hat{\beta})$ y es de la forma:

$$(16) \hat{\beta}_{MGM} = (X'ZWZ'X)^{-1} X'ZWZ'y$$

Las estimaciones MGM del modelo lineal propuesto en la ecuación (7) se presentan en la Tabla 1. Cabe señalar que si bien rechazamos al 5% de significancia la hipótesis nula asociada a la semi-elasticidad ingreso ($H_0: \beta_{\kappa_y} = -1$), no rechazamos la hipótesis relativa a la semi-elasticidad distribución ($H_0: \beta_{\kappa_\sigma} = 1$).

Por lo tanto, según este análisis, la distribución log-normal constituye una buena aproximación para el estudio de los cambios en el índice de incidencia de la pobreza en comunas rurales chilenas.

En cuanto a la especificación de nuestro modelo, vale decir que los Test-F de las regresiones de las dos variables endógenas (X) en las variables instrumentales (Z) son significativos al 1 por ciento, lo cual sugiere que contamos con un conjunto adecuado de instrumentos.

El siguiente es un listado de las variables utilizadas como instrumentos (medidas al comienzo del intervalo de variación): proporción de hogares rurales en la comuna, porcentaje de la población que es económicamente activa, porcentaje de la población que completó la educación media, porcentaje de la población que se declara perteneciente a algún grupo étnico, porcentaje de los hogares que se declaran con jefatura de hogar femenina, proporción de la población rural que desarrolla actividades no agrícolas, proporción de la población cuya actividad principal es agrícola, porcentaje de niños que presenta signos de desnutrición y, por último, una variable que cuantifica la interacción entre los subsidios a las familias y el nivel de pobreza de la comuna.



Respecto a la selección de esas variables instrumentales cabe destacar que nos basamos en literatura relativa a pobreza, crecimiento y distribución de ingresos, especialmente en el área rural. En particular, la dotación de capital humano (educación) ha sido identificada como un factor relacionado con mayores niveles de desarrollo económico (Schultz, 1994) y la disparidad en los niveles y calidad de la educación como uno de los principales determinantes de la desigualdad del ingreso en Chile (Attanasio and Szekely 2001, sintetizando resultados de Contreras y Larrañaga 2001). La proporción de hogares con jefatura femenina busca aproximar el efecto abordado en algunos estudios (Ertrück y Darity, 2000; Balamoune-Lutz, 2005) de los niveles de feminización de la actividad económica sobre el crecimiento. La variable de pertenencia a etnias originarias pretende capturar el efecto de la diversidad étnica, para el cual algunos estudios han reportado una correlación negativa con el crecimiento económico (Alesina y Drazen, 1991; Easterly y Levine, 1997; Rodrik, 1998; Collier, 2000). La diversificación de actividades fuera de la agricultura ha sido documentado como un factor relacionado a mayores ingresos por parte de las familias rurales en Chile (Berdegué et al., 2001; Valdés y Foster, 2007). La inclusión de la variable actividad agrícola se justifica por los resultados de Bentancor, Modrego y Berdegué (2008), quienes sugieren una relación negativa entre la actividad agrícola y el crecimiento del ingreso y que además señalan al ingreso agrícola como una fuerza "igualadora" de la distribución del ingreso total. La proporción de niños que presenta signos de desnutrición fue escogida por ser representativa de los problemas de salud de la comuna (Fielding and Torres (2006), por ejemplo, en análisis de corte transversal entre países presentan variables de salud como explicativas de crecimiento y desigualdad). Finalmente, con la última variable de interacción entre subsidios a las familias y niveles de pobreza comunales, intentamos capturar el efecto las políticas públicas, enfatizando su incidencia en las comunas más pobres.

Debemos destacar, asimismo, que el modelo no presenta problemas de especificación de acuerdo con el estadístico J de Hansen (ver Tabla 1), ya que no se rechaza la hipótesis nula de correcta especificación del modelo (ortogonalidad entre residuos e instrumentos). De hecho, el estadístico J de Hansen se calcula valuando la función objetivo de la ecuación (15) en el estimador MGM. La distribución de este estadístico es Chi-cuadrado con L-K grados de libertad (siete en este estudio: nueve instrumentos y dos variables endógenas).

Finalmente, en la Tabla 1 presentamos el test de Hausman, el cual confirma nuestra hipótesis de que en el caso de este estudio es recomendable estimar utilizando MGM en



vez de MCO. En efecto, escoger MGM con el objetivo de asegurarse consistencia debe ser ponderado por su costo en términos de pérdida de eficiencia (la varianza asintótica de los estimadores MGM es mayor que la de los MCO). Esa pérdida de eficiencia es un costo necesario solamente cuando los estimadores MCO son inconsistentes. Justamente, este test plantea al estimador MGM como consistente bajo ambas hipótesis (nula y alternativa) y al estimador MCO como consistente sólo bajo la hipótesis nula. Por lo tanto, rechazar la hipótesis nula implica rechazar que MCO es consistente. Efectivamente, ese resultado se desprende del estadístico Chi-cuadrado con K grados de libertad (dos variables endógenas) cercano a 42 de la Tabla 1.



Tabla 1. Análisis de los determinantes de la variación en la pobreza rural

Tabla 1
Análisis de los determinantes de la variación en la pobreza rural
(Variable dependiente = Cambio en la incidencia de la pobreza entre encuestas CASEN)

	Modelo Simple	Modelo Estándar	Modelo Teórico (lognormal)	
			Estimación MCO	Estimación MGM
<i>Constante</i>				
Parámetro estimado	-0.02	-0.01		0.01
Estadístico t-Student	-4.16 ***	-2.33 **		2.01 **
<i>Y=cambio porcentual en el ingreso promedio</i>				
Parámetro estimado	-0.17	-0.22		
Estadístico t-Student	-7.08 ***	-9.12 ***		
<i>Dgini=variación en el índice de Gini</i>				
Parámetro estimado		0.76		
Estadístico t-Student		9.10 ***		
<i>Crecimiento del ingreso promedio*Valor teórico de la semi-elasticidad crecimiento bajo el supuesto de lognormalidad</i>				
Parámetro estimado			-0.49	-0.84
Estadístico t-Student (H0=Parametro=0)			-9.37 ***	-10.35 ***
Estadístico t-Student (H0=Parametro=-1)			9.68 ***	1.99 **
<i>Cambio en la desviación standard*valor teórico de la semi-elasticidad desigualdad bajo el supuesto de lognormalidad</i>				
Parámetro estimado			0.42	0.88
Estadístico t-Student (H0=Parametro=0)			9.26 ***	6.06 ***
Estadístico t-Student (H0=Parametro=1)			-12.97 ***	-0.86
R ²	0.36	0.52	0.55	-
Test J de Hansen (Chi-cuadrado con 7 grados de libertad)	-	-	-	8.87
Test Hausman (Chi-cuadrado con 2 grados de libertad)				42.07 ***
Obs	468	468	468	468

* Significativo al 10%

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%



4. ANÁLISIS ESPACIAL

En el Anexo II presentamos mapas donde plasmamos nuestros cálculos respecto al ratio (z/\bar{y}_t) y a la desviación estándar de la distribución de ingresos (σ) para el período analizado, que puede comprender los 14 años que van de 1992 a 2006 o un lapso más reducido, dependiendo de la disponibilidad de información relativa a cada una de las comunas estudiadas. Adicionalmente, adjuntamos mapas donde presentamos las semi-elasticidades ingreso (correspondiente a la ecuación (8)) y desviación estándar (correspondiente a la ecuación (9)) teóricas.

Cabe señalar que los cuatro mapas muestran una heterogeneidad significativa. Coexisten al interior de las regiones poblaciones con distinto ingreso promedio, diferente distribución del ingreso y dispar sensibilidad de la pobreza al crecimiento y a cambios distributivos. En otros términos, no se observan patrones claros en cuanto a coordenadas Norte-Sur o a parámetros Costa-Cordillera. De todas maneras, vale decir que a pesar de esa heterogeneidad, las unidades espaciales no serían necesariamente las comunas. Por el contrario, en algunos casos podrían hablarse de territorios formados a partir de comunas contiguas que presentan patrones similares.

En cuanto al primero de los mapas, correspondiente al ratio (z/\bar{y}_t) , deben destacarse las siguientes zonas como de menor ingreso promedio: pre-cordillera de las regiones IX y VIII, costa sur de la región VIII, costa norte de la región IX y secano costero de la región VI. En cambio, las zonas del centro de la región X y de la isla de Chiloe, junto con el perímetro urbano de Santiago y la región V aparecen con mayor ingreso promedio.

En relación al mapa correspondiente a la desviación estándar de la distribución de ingresos (σ), se observa que, en términos generales, las zonas con menor ingreso promedio son más igualitarias (e.g., costa de la región VI). Asimismo, se detectan zonas con alto ingreso promedio y alta desigualdad, como las cercanías a Santiago y la V región. Al respecto, nuestro análisis gráfico (gráfico 1 en Anexo II) también sugiere que las comunas con menores ratios (z/\bar{y}_t) serían las más desiguales, tal como sugiere la relación negativa entre ambas variables. No obstante ello, aparecen algunos territorios donde llamativamente el ingreso promedio es bajo y la desigualdad alta, como por ejemplo, la zona céntrica de la región X.



De la observación de los dos últimos mapas, se desprende que, en términos generales, las comunas chilenas con menores semi-elasticidades ingreso y desviación estándar son las de menor ratio (z/\bar{y}_t) . Ese primer patrón responde al hecho de que son esas comunas las que tenían los menores valores iniciales de pobreza y, por lo tanto, en esas comunas no se habrían logrado avances tan significativos en términos de reducción absoluta de la pobreza (reducción en puntos porcentuales de los índices de incidencia de la pobreza). Asimismo, cabe destacar que ambas semi-elasticidades, ingreso y desviación estándar, son en general menores en aquellas comunas con mayor desigualdad de ingresos, tal como se esperaba.

Cabe señalar que en el caso de algunas comunas el desempeño en términos de las semi-elasticidades ingreso y desviación estándar no concuerda con ese patrón general debido a la presencia simultánea de altos niveles de pobreza inicial y fuerte desigualdad. Es decir, en algunas comunas, a pesar de los altos niveles de pobreza inicial, no se habrían registrado reducciones tan importantes de la pobreza debido a su alta desigualdad. Por ejemplo, el índice de Gini de Las Cabras (VI Región), comuna marcada en el gráfico 1, es 0.29 y el ratio línea de pobreza/ingreso promedio es 0.56, siendo las semi-elasticidades de la pobreza al ingreso y a la distribución 0.60 y 1.17. Por su parte, Pelluhue (VII Región), también en el gráfico 1, presenta un índice de Gini de 0.40 (mayor desigualdad) y un ratio línea de pobreza/ingreso promedio de 0.84 (menor ingreso promedio), siendo las semi-elasticidades de la pobreza al ingreso y a la distribución menores, de 0.54 y de 0.42.

De acuerdo con nuestro análisis espacial, estaríamos diciendo que en el caso de algunos territorios con altos niveles de pobreza inicial, la desigual distribución de ingresos predomina como determinante de la sensibilidad de la pobreza al crecimiento y a cambios distributivos.



5. CONCLUSIONES

En este trabajo mostramos como el marco teórico propuesto por Bourguignon (2003) y modificado por Klassen y Misselhorn (2006) constituye un buen instrumento para el análisis de los cambios que ha mostrado la pobreza rural en los últimos años en Chile. Nuestro análisis econométrico refleja que el modelo ajusta bien a los datos, si bien es preciso realizar estimaciones según el Método General de Momentos (MGM) para evitar problemas de endogeneidad (inconsistencia de los estimadores Mínimo Cuadrados Ordinarios, MCO).

Nuestra investigación contribuye al diseño de políticas públicas al detectar diferencias territoriales y proporciona estimaciones concretas sobre la sensibilidad de la pobreza a cambios distributivos y en ingreso promedio para cada una de las comunas analizadas.

Los patrones detectados apuntan a que la desigual distribución de ingresos predomina como determinante de la sensibilidad de la pobreza al crecimiento y a los cambios distributivos en algunas comunas rurales de Chile que presentan niveles iniciales de pobreza altos. Estos resultados son consistentes con conclusiones obtenidas por diversos estudios que muestran como el crecimiento económico en Chile, y particularmente en el medio rural, no ha sido capaz de mejorar la distribución del ingreso. Por el contrario, ese crecimiento ha tendido a exacerbar las brechas económicas y sociales. En particular, nuestros resultados sugieren que en aquellas comunas donde la distribución del ingreso inicial era muy desigual, se requieren variaciones muy significativas del ingreso promedio y/o de la desigualdad para reducir la pobreza. Por esta razón, la mejora en la distribución de los ingresos debe ser un componente central para el logro de una mayor eficiencia de los instrumentos de política pública tendientes a la superación de la pobreza.

Los resultados de este trabajo también han puesto de manifiesto la heterogeneidad territorial de la respuesta de la pobreza ante cambios en los ingresos medios y en su distribución. Vale decir que si bien consideramos que parte de esa heterogeneidad responde a diferentes condiciones en materia de distribución del ingreso, un mayor análisis de esas diferencias espaciales surge como una línea prioritaria de investigación. El diseño de políticas de desarrollo y superación de la pobreza debe, por su parte, internalizar esas respuestas geográficas diferenciales de forma de potenciar su efectividad como herramienta para la reducción de las disparidades territoriales propias del crecimiento económico de las últimas décadas en el mundo rural en Chile.



6. REFERENCIAS

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

Alesina, A. and Drazen, A (1991). "Why are stabilizations delayed?," *American Economic Review* 81, 1170-1188.

Attanasio, O. and Szekely, M (2001). "An Asset-Based Approach to the Analysis of Poverty in Latin America." Working paper R-376. Inter-American Development Bank.

Baliamoune-Lutz, M. (2005). "Gender Inequality and Economic Development in Sub-Saharan Africa and Arab Countries." WIDER

Baum, C. F., Schaffer M. E. and Stillman S. (2003). "Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing." Working Paper No. 545. Department of Economics. Boston Collage. February.

Bentancor, A., Modrego, F., Berdegué, J. (2008). "Crecimiento agrícola y pobreza rural en Chile y sus regiones." Documento de Trabajo. Rimisp – Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural.

Berdegué, J. A., E. Ramírez, T. Reardon and G. Escobar. (2001). "Rural Nonfarm Employment and Incomes in Chile." *World Development* 29(3): 411-425.

Berdegué, J A., A. Schejtman, M. Chiriboga, F. Modrego, R. Charnay and J. Ortega. (2006). "Towards National and Global Agendas: Latin America and the Caribbean." Background Paper for the World Development Report 2008 "Agriculture for Development". Rimisp - Latin American Center for Rural Development.

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

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.

Collier, P. (2000). "Ethnicity, Politics and Economic Performance." *Economics and Politics* 12, 225-245.

Contreras, D., Larrañaga, O., Litchfield, J., and Valdés, A. (2001). "Poverty and income distribution in Chile 1987-1998. New evidence." *Cuadernos de Economía* 38 (114), 191-208.

Chen, S. and M. Ravallion (2007). "Absolute poverty measures for the developing world, 1981-2004" World Bank Policy Research Working Paper 4211.

Chen, S., M. Ravallion and P. Sangraula. (2007). "New evidence on the urbanization of global poverty" World Bank Policy Research Working Paper 4199.

Datt y Ravallion (1992). "Growth and redistribution components of changes in poverty measures. A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s." *Journal of Development Economics* 38: 275-295.

Easterly, W. and Levine, R. (1997). "Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions." *Quarterly Journal of Economics* 112, 1203-1250.

Ertück, K. and W. Darity (2000). "Secular Changes in the Gender Composition of Employment and Growth Dynamics in the North and the South". *World Development*, 28 (7): 1231-1138.

Fielding, D and S. Torres (2006). "A Simultaneous Equation Model of Economic Development and Income Inequality." *The Journal of Economic Inequality*, 4 (3). December.

Hansen, B. E. (2008). "Econometrics." Department of Economics. University of Wisconsin.

Kakwani (1993). "Poverty and economic growth with application to Côte D'Ivoire." *Review of Income and Wealth* 39 (2): 121-139.



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

Litchfield, Julie, (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.

Lopez, J. H. and L. Servén (2006). "A normal relationship? Poverty, growth and inequality" World Bank Policy Research Working Paper 3814.

MIDEPLAN (2007). "CASEN 2006 - Encuesta de caracterización socioeconómica nacional". Documento Metodológico.

Modrego, F., Ramírez E., Tartakowsky, A. (2008). "La heterogeneidad espacial del desarrollo económico en Chile: radiografía a los cambios en bienestar durante la década de los 90 por estimaciones en pequeñas áreas." Documento de Trabajo. Rimisp - Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural. Mimeo.

Rodrik, D. (1988). "Where did all the Growth Go? External Shocks, Social Conflict and Growth Collapses." NBER Working Paper, January.

Schultz, T. Paul (1994). "Human Capital Investment in Women and Men: Micro and Macro Evidence of Economic Returns". Occasional Paper 44, International Center on Economic Growth, San Francisco

Soto, R., and A. Torche (2004). "Spatial Inequality after Reforms in Chile: Where Do We Stand?" Cuadernos de Economía 41: 401-424.

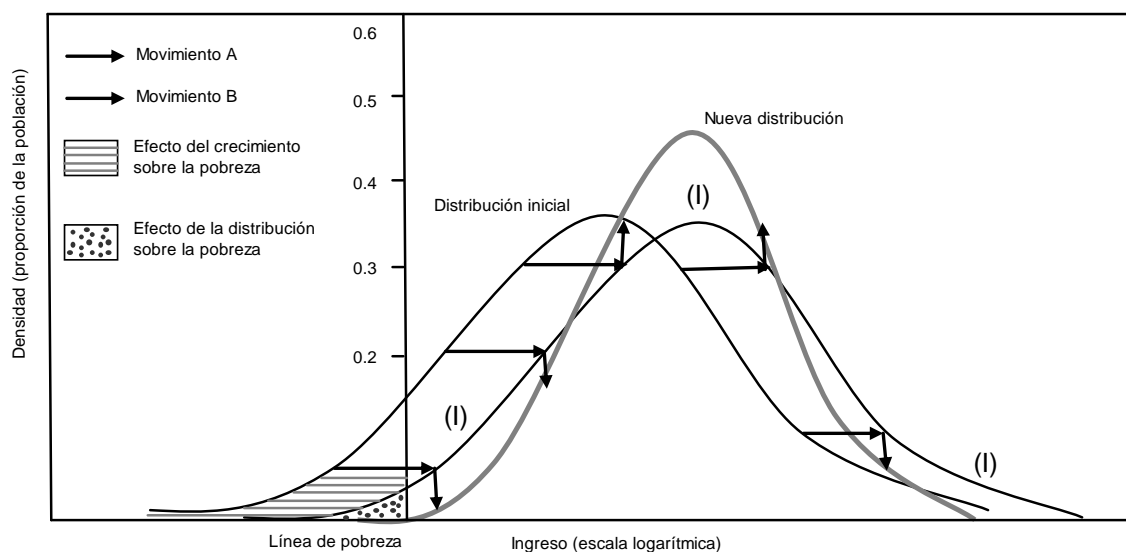
Universidad de Chile, Departamento de Economía (2006). "Encuesta de calidad de vida de los hogares". Manual para el trabajo de campo.

Valdés, A. and W. Foster (2007). "Structural Characteristics of Agricultural Households and Policy Options in Chile. A typology of rural households and income determinants from the 2003 CASEN." Report prepared for the OECD review of agricultural policy in Chile.



ANEXO I

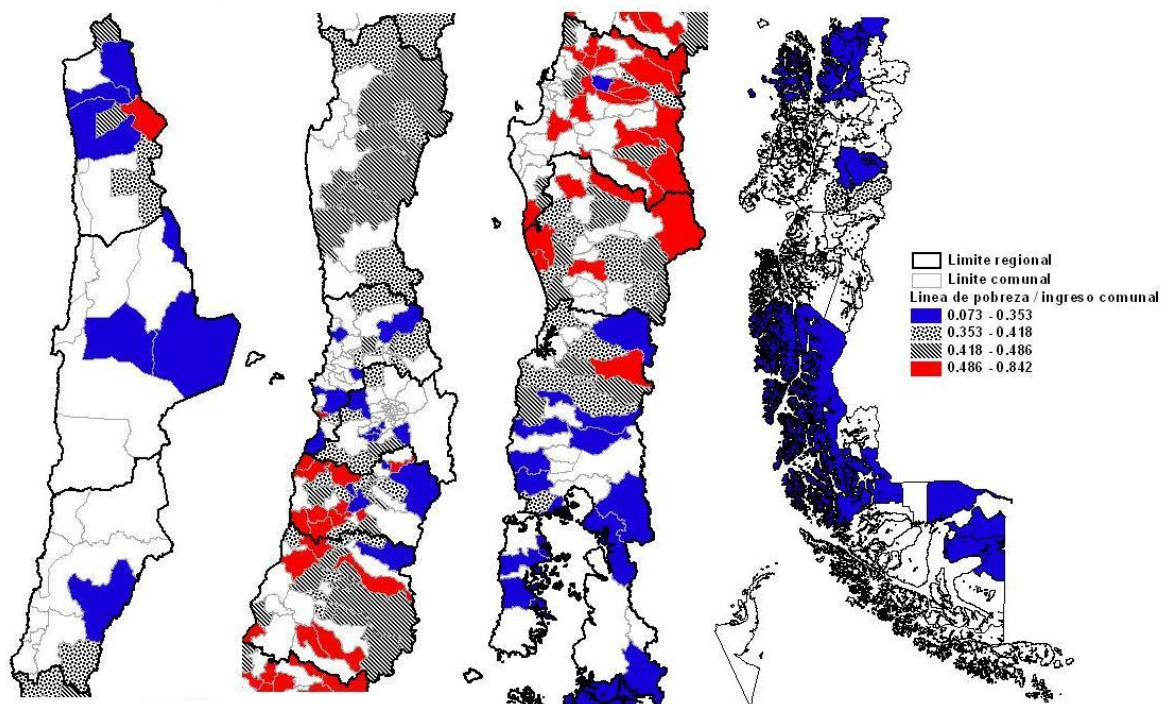
Cambios en la incidencia de la pobreza (área a la izquierda de la distribución) son explicados por movimientos como el A que representan el "efecto crecimiento" y movimientos como el B que incorporan el "efecto distribución".



ANEXO II

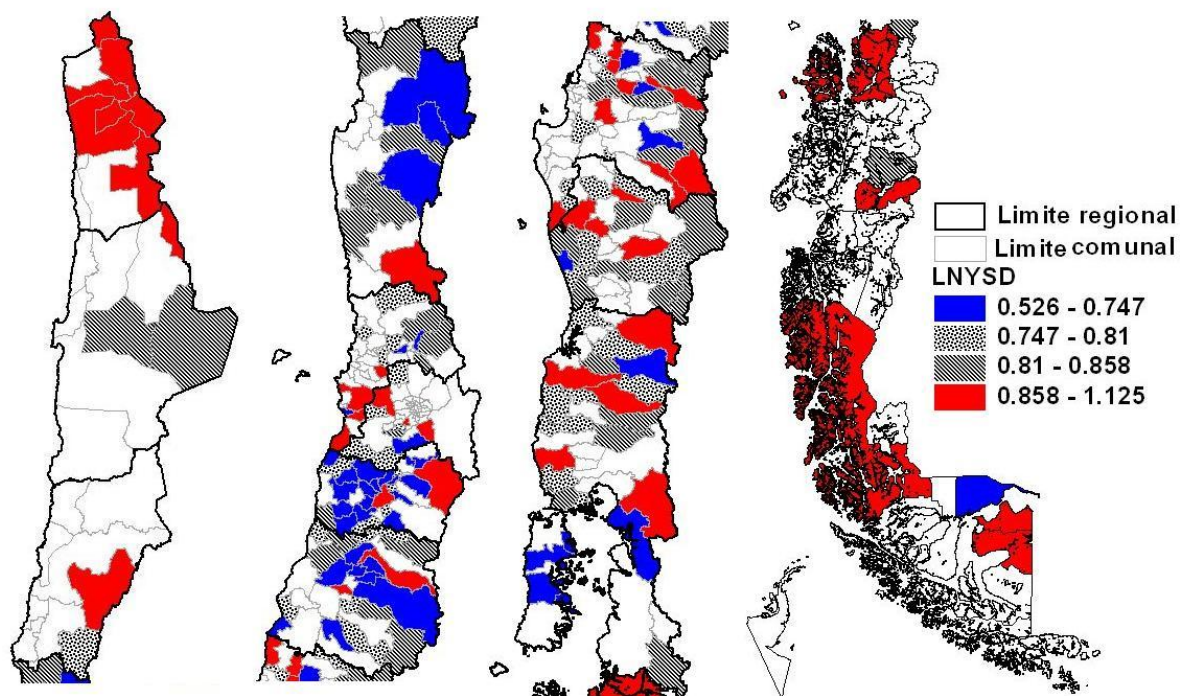
Mapa 1

Comunas Chilenas: Línea de la pobreza/Ingreso promedio de la comuna.



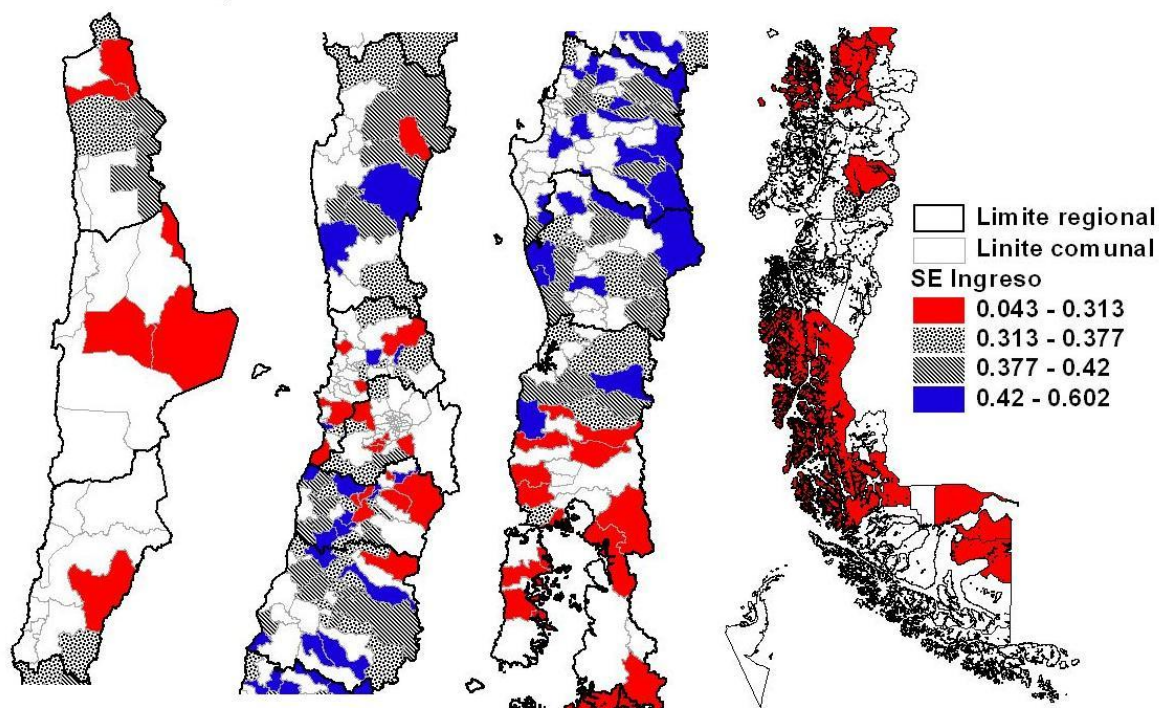
Mapa 2

Comunas Chilenas: Desviación estándar del ingreso de la comuna



Mapa 3

Comunas chilenas: Semi-elasticidad de la pobreza al ingreso promedio de la comuna



Mapa 4

Comunas Chilenas: Semi-elasticidad de la pobreza a la desviación de la distribución de ingresos de la comuna

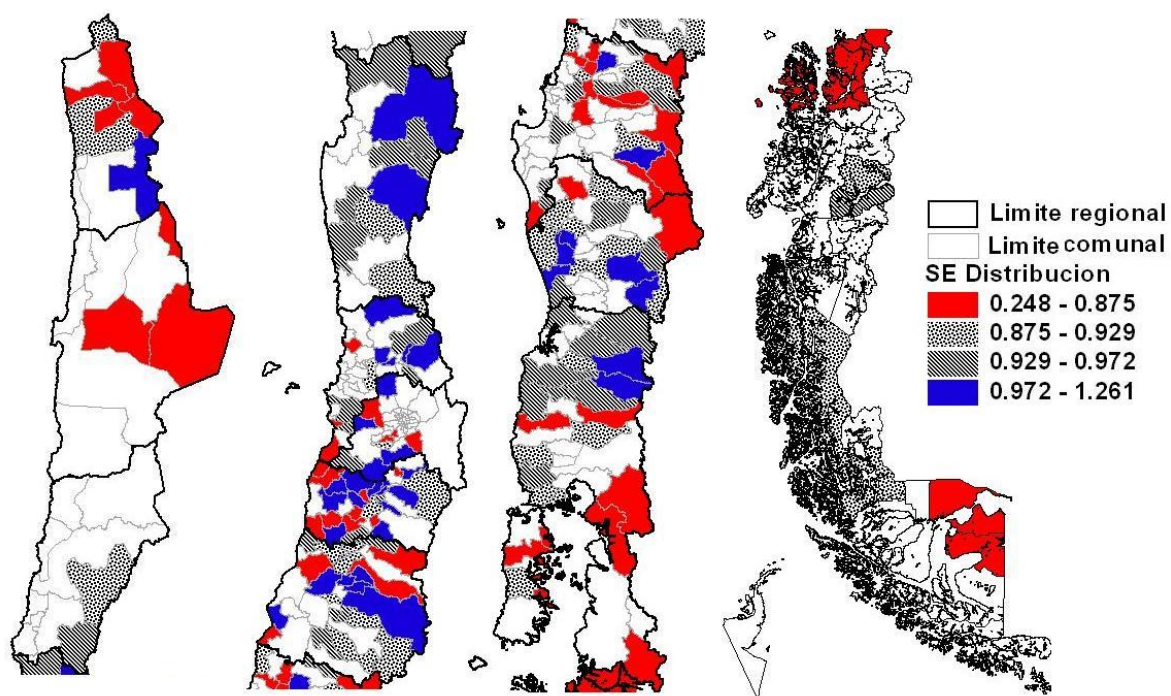


Gráfico 1

Comunas chilenas con alta ruralidad

