

LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN CHILE 1987-2003: ANÁLISIS Y
CONSIDERACIONES DE POLÍTICA

Andrés Solimano
Aristides Torche

Versión Junio 14, 2007

LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN CHILE 1987-2003: ANÁLISIS Y CONSIDERACIONES DE POLÍTICA

PRESENTACION DEL TRABAJO

En este último cuarto de siglo, la economía chilena ha experimentado cambios importantes: el nivel de actividad económica medida por el PGB per cápita se duplicó, la tasa de inflación se redujo en casi 800% y los salarios reales se incrementaron en un 56%. Sin embargo, la impresión de las cifras es que la concentración del ingreso medida por el índice Gini ha permanecido alta y constante en este período.

¿Cómo se relaciona la concentración económica encontrada en Chile con la de otros países y como ha variado a través del tiempo? ¿Qué variables explican la dispersión del ingreso autónomo que muestran las cifras de los últimos años?, o, en términos más operativos, ¿Cómo se relaciona el crecimiento de la actividad económica y la distribución del ingreso (curva de Kuznets), con el empleo y con la educación entre otras variables de política?, y finalmente, ¿Cómo afecta la distribución del ingreso la incidencia de la pobreza y de la indigencia, dos medidas de equidad ampliamente consideradas?, son las preguntas básicas que se desea analizar en este informe.

Este artículo parte de la base aceptada en numerosos artículos, que la desigualdad tiene consecuencias negativas sobre el ritmo, la sustentabilidad y el tiempo del proceso de crecimiento y desarrollo económico, al desaprovechar la utilización de talentos productivos de individuos con limitado acceso a activos, empleos, créditos y otros mecanismos de creación de riqueza. También la desigualdad generalmente, está asociada con conflictividad política lo que desincentiva la acumulación de capital humano y físico, penalizando el crecimiento económico. El tema tiene además consecuencias sobre el diseño de instituciones como han indicado Rawls (1971) y Nozick (1973) y en la sustentabilidad del desarrollo, que se presenta más elaborado en Sen (1999) y Solimano (2000). Estos temas son recogidos en la revisión bibliográfica que se presenta como sección inicial del trabajo.

El trabajo utiliza la amplia base de datos que entregan las encuestas CASEN las que proporcionan información homogénea y de amplia cobertura para el estudio de la evolución del ingreso en Chile. Por ello el período cubierto va de 1987 al 2003.¹

Este trabajo se ha dividido en ocho secciones. La primera contiene una revisión bibliográfica orientada a poner en perspectiva el tema de la distribución del ingreso desde el

¹ Existe una encuesta CASEN para 1985 pero no se le ha considerado como parte del conjunto validado de este instrumento.

punto de vista de la equidad en primer término, y luego como una variable instrumental asociada con crecimiento, ahorro e inversión en un país y entre países. El estudio de la desigualdad en Chile se concentra en las siete secciones siguientes que parten con una introducción en que se presenta una primera impresión de las cifras para el año 2003, fecha de la última encuesta CASEN disponible². Luego en la siguiente sección, se presenta la evolución de la concentración del ingreso entre 1987 y el 2003 y se analizan tres hechos estilizados sobre el particular: (i) alta concentración del ingreso, (ii) estabilidad en el tiempo de la desigualdad y (iii) impacto de los grupos más ricos (décimo decil) en la forma de la distribución. La siguiente sección (sección 4) presenta un modelo agregado para dar cuenta de los determinantes de dicha concentración, empleando el índice Gini por ser la medida más conocida sobre el particular. En este caso, se han considerando las regiones como unidad de análisis.

En la quinta sección se cambia la óptica del análisis que hasta la sección precedente estaba orientada al estudio de los factores concomitantes con el coeficiente Gini - en el sentido de identificar variables cuyos cambios pudiesen estar relacionados con las variaciones mostradas por el Gini - para encontrar correlaciones entre ellas sobre la base de estadísticas descriptivas. En esta sección se describe un modelo que permite determinar el efecto de las variables elegidas en la distribución completa del ingreso para determinar a continuación como dicha distribución sería afectada por cambios en las variables de base. Luego se calculan los Ginis asociados a esas diferentes distribuciones, lo que permite medir el impacto de las variables consideradas en términos de las brechas de Gini obtenidas. Este modelo se aplica a dos regiones (la región II y la región VIII) de entre las más pobladas y aquellas que presenten las mayores variaciones interanuales del Gini.

La sexta sección presenta un diagnóstico de dichas regiones con el objeto de identificar el comportamiento de las principales variables económicas y luego de los cinco factores económicos que se han considerado para el estudio de la variación de los Ginis: los retornos a la educación, los retornos a la experiencia, la brecha de género, las horas trabajadas y la estructura educacional.

La séptima sección muestra los resultados en términos del efecto en las brechas de Gini de las variables consideradas y en la octava se presentan las conclusiones del estudio.

En general los resultados tienden a confirmar el impacto positivo de la educación de la desigualdad, manteniendo los otros determinantes constantes. Sin embargo notamos que existe otros factores (ciclo económico y factores macro, cambio de estructura de edades de la población y otros) que se mueven en simultaneidad al aumento de los niveles de educación durante el periodo estudiado y que tienen un efecto contrario de tal manera que el resultado neto aparece mostrando una estabilidad del Gini a pesar de los mejoramientos en los niveles educacionales. El segundo elemento es el importante rol que juegan los llamados no observables (termino aleatorio de las regresiones) que incluyen el efecto no

² Recientemente se ha publicado una síntesis de la CASEN del 2006 pero la base de datos de la encuesta no está aun disponible.

sistemático de las variables no consideradas en el modelo lo que llama a realizar aun mas la importancia de la estabilidad económica

El informe termina con un anexo en que se presentan las diferentes medidas de distribución del ingreso, se describen las variables de ingreso disponibles y se presentan aquellas que se han elegido para el estudio.

En resumen, adelantando las conclusiones de nuestro estudio podemos señalar que:

1. Nuestro estudio documenta la alta concentración del ingreso en Chile y el impacto del décimo decil . Esto sugiere que el gran generador de desigualdad no son los sectores mas pobres sino que el 10% o incluso 5% mas rico. La constancia en la distribución que aparece como otro hecho estilizado pierde su validez en general al realizar estudios mas precisos en que se controla por variables como educación, actividad económica y otras. En dichos casos puede mostrarse una cierta reducción del Gini entre 1990 y los siguientes años, pero estos cambios son de magnitud reducida y en un rango acotado y por lo tanto deben ser analizados con precaución frente a una mirada de de la constancia de mas largo plazo de la desigualdad.
2. Utilizando el PGB (per capita) observado, la hipótesis de Kuznets prácticamente no se verifica. En efecto, para el periodo analizado, 1987- 2003 no parece posible encontrar una relación definida entre crecimiento del PIB per capita y GINI ya que este casi no cambia en tanto que el PIB per capita *se duplicó* en dicho periodo. Sin embargo nuestros resultados usando el PGB *de tendencia* permiten identificar una relación de U invertida entre PGB per capita y desigualdad. .
3. La evidencia empírica usada en nuestro trabajo es consistente con la noción que la desigualdad de los perceptores es inferior a la de los hogares que es una hipótesis bastante generalizada a nivel internacional.
4. El estudio muestra una tendencia decreciente entre 1990 y 2003 del impacto de los no observables en el Gini. Las variables observables asociadas a decisiones de más largo plazo ganan terreno en dicho período.
5. La relativa constancia del coeficiente de Gini en Chile se asocia a la existencia de factores contrapuestos que tienden a anularse entre si y por lo tanto pueden generar un resultado neto nulo a pesar que las distintas variables que explican el Gini tengan un efecto significativo por separado. Entre estos se encuentran los retornos a la educación, la experiencia, y el efecto de los no observables por una parte y las horas trabajadas y la estructura educacional por la otra.
6. Desde un punto de vista de políticas públicas lo anterior llama a no interpretar la constancia del Gini en Chile como que no hay nada que pueda hacerse frente a la desigualdad existente. Las políticas publicas pueden orientarse a enfatizar aquellos factores reductores de las brechas de ingreso (i.e mejorar de la calidad d e educación que reciben los pobres y clases medias, etc) y a desincentivar aquellos que la amplifican.

ÍNDICE

DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN CHILE 1987-2003: ANÁLISIS Y CONSIDERACIONES DE POLÍTICA

1	REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.	Pg. 6
2	INTRODUCCIÓN. LA IMPRESIÓN DE LAS CIFRAS EN EL 2003.	Pg. 13
3	LOS HECHOS ESTILIZADOS DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN CHILE: Alta Concentración, Estabilidad en el Tiempo e Impacto del Décimo Decil.	Pg. 19
4	DETERMINANTES AGREGADOS DE LA EVOLUCIÓN DEL ÍNDICE GINI ENTRE 1987 Y 2003.	Pg. 39
5	HACIA UN MODELO FORMAL DE LOS DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO. MODELO MICROECONOMETRICO DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO.	Pg. 49
6	DIAGNOSTICOS REGIONALES EN LOS AÑOS DE MAYOR VARIACIÓN DEL GINI PARA LA APLICACIÓN DEL MODELO MICROECONOMETRICO.	Pg. 57
7	EFEECTO DE LOS DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS EN LAS BRECHAS OBSERVADAS DEL GINI.	Pg. 68
8	CONCLUSIONES.	Pg. 89
	BIBLIOGRAFÍA.	Pg. 91

LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN CHILE 1987-2003: ANÁLISIS Y CONSIDERACIONES DE POLÍTICA.

1. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

En esta sección revisaremos distintos aspectos de la literatura sobre desigualdad que son relevantes para nuestro estudio de la distribución del ingreso en Chile. Esta literatura se puede dividir en dos áreas: la primera que tiene su origen en teorías de la desigualdad que combinan perspectivas filosóficas y económicas para explicar los orígenes de la desigualdad y sus grados de legitimidad desde el punto de vista de la teoría de la justicia. Una segunda perspectiva examina la desigualdad desde una perspectiva más *instrumental* es decir se juzga por sus efectos sobre variables económicas como el ahorro, el crecimiento y acumulación de capital humano entre otras (ver Solimano 1999 para un análisis de ambas perspectivas). Finalmente se revisan estudios empíricos y controversias sobre la desigualdad en Chile en los últimos 40 años.

Orígenes y legitimidad de la desigualdad.

En la perspectiva filosófica o de política social, se han enfatizado diferentes posiciones. El enfoque utilitarista y de economía de bienestar, que evita tener que pronunciarse sobre cada distribución particular del ingreso o de la riqueza. Se concentra en la maximización de la suma de las utilidades individuales con independencia de su distribución entre los diferentes miembros de la sociedad. Los cambios en la distribución de la riqueza y el ingreso son vistos como el resultado de intercambios libres a través de generaciones en que sus valores se han determinado por productividad y por los niveles de esfuerzo de los participantes. Bentham (1789) Stuart Mill (1863) para las formulaciones originales de este enfoque

El enfoque utilitarista fue criticado por el filósofo John Rawls (1971) quien adoptó una perspectiva contractualista del fenómeno. Rawls (1971) se preocupa de la distribución del bienestar entre los distintos grupos de la población en particular de los menos favorecidos. Respecto de los resultados económicos, plantea que un orden social que puede ser calificado como *justo* es aquel que surge de un conjunto de instituciones en que la situación de los peores de la sociedad (los grupos más marginalizados y desprotegidos) están en la mejor situación posible respecto a otros arreglos institucionales alternativos. Es el Principio Maximin. Destaca además que la distribución observada del ingreso está influida por un conjunto de factores, algunos “exógenos” (o “moralmente arbitrarios” en la terminología filosófica) como género, raza, background familiar y social al nacer, talentos innatos y otros “endógenos” (o bajo el control del individuo), que por lo tanto caen bajo la esfera de la “responsabilidad individual” como el esfuerzo y la actitud frente al riesgo. Se refiere luego a la igualdad de oportunidades y plantea que la idea práctica de una sociedad con “igualdad de oportunidades” sería la concreción del principio que hay que minimizar la influencia de los factores moralmente arbitrarios o exógenos en la distribución del ingreso e incrementar la importancia de los factores bajo control del individuo.

Por otra parte el enfoque libertario de Nozick (1974) , desarrollado como una alternativa a Rawls, parte de una premisa básica: el derecho de cada individuo a tener prioridad sobre los frutos de su esfuerzo y la propiedad de sus activos (tesis de *self-ownership*). De acuerdo con esta escuela, la posesión de riqueza y el derecho a gozar de sus beneficios es un derecho natural de los individuos. En este contexto el principio de libertad tiene primacía ya que la libertad individual posibilita el *self-ownership*.

Un cuarto enfoque es el de las necesidades básicas que parte de una noción de ciudadanía enraizada en la necesidad de una igualdad mínima entre los adherentes a este contrato social, que la haga posible. Este esquema se centra en que dicha igualdad mínima exige la provisión generalizada de ciertos bienes llamados “necesidades básicas” entre los que cabe destacar: la educación escolar hasta un cierto grado, las prestaciones de salud preventiva y curativa, una vivienda adecuada y un sistema de subsidios y pensiones. La satisfacción de estas necesidades es objeto de derecho: los llamados derechos sociales. (Añón Roig, M.J. 1994) Es interesante destacar que este enfoque partió en la década de los 70s con el objetivo de complementar el crecimiento económico con un conjunto de programas sociales y de disminución de la pobreza para acelerar la promoción de los sectores mas desposeidos. (Streeten 1986) (Torche, 2000)

Pasamos ahora a los enfoques instrumentales de la desigualdad que se centran en el impacto de esta sobre las variables de desarrollo, principalmente el nivel de ingreso per capita y/o su tasa de crecimiento.

Curva de Kuznets

Una relación empírica, que fue muy influyente en la literatura, entre desigualdad y nivel de ingreso per capita -- como proxy del nivel de desarrollo de un país --- es la curva de Kuznets que postula una relación de U invertida entre ambas variables: la desigualdad aumenta al aumentar el ingreso a niveles bajos y medianos y disminuye para niveles mas altos de ingresos (ver Solimano, 1998, para racionalizaciones de dicha relación y test empíricos).

En la década de los cincuenta, Kuznets (1955) estableció la hipótesis que la desigualdad sería creciente en los estados incipientes de crecimiento es decir con bajo PGB per cápita, para luego estabilizarse en una planicie (punto máximo) y después comenzar a descender conforme el crecimiento aumentaba el PGB per capita. Esta hipótesis es importante puesto que indica que la desigualdad creciente es un fenómeno transitorio –lo que en la práctica parece no ser así dada la persistencia de la desigualdad – y que el propio crecimiento la regularía en términos de su reducción, posteriormente. Esta hipótesis pro su importancia como fuente de políticas sociales ha sido objeto de numerosas verificaciones.

La curva de Kuznets como se ha denominado la hipótesis anterior, describe un fenómeno de largo plazo, sin embargo, por falta de información intertemporal para países individuales, en muchos casos se ha preferido un análisis de sección cruzada entre países con diferentes niveles de desarrollo económico. Entre dichos análisis cabe mencionar los estudios de Ahluwalia (1976), Lindert y Williamson (1985), Adelman y Robinson (1989), Bourignon y Morrison (1990) que tienden, aunque con calificaciones a aceptar la

existencia de una curva de Kuznets. Los estudios muestran también que la porción de desigualdad creciente coincide con una situación de mayor variabilidad de los datos. Los análisis de sección cruzada que combinan los antecedentes de numerosos países de América latina fueron puestos en tela de juicio porque dichos países son de ingreso medio y se caracterizan por tener una gran desigualdad. Por lo tanto, permitían generar la alta meseta que después caía cuando se incluían los países asiáticos o europeos de mayor producto per-cápita pero además tradicionalmente mas igualitarios. Otro punto importante consiste en determinar a que nivel de ingreso per-capita se pasa de una relación positiva entre desigualdad y crecimiento a una relación negativa entre ambas variables.

Para determinar la significancia del efecto “alta meseta”, se incluyeron variables mudas que tomaban en cuenta ciertas características particulares de los países considerados como el llamado “efecto latino” (alta desigualdad en América Latina) y además, se partió de una hipótesis que los efectos marginales del ingreso afectarían la desigualdad en igual forma en los diferentes países pero los efectos idiosincrásicos de los países producirían desplazamientos hacia arriba o hacia abajo que podrían ser medidos por la introducción de coeficientes fijos. Fields y Jakubson, (1993) fueron los primeros en adoptar esta metodología, sin embargo los datos disponibles no eran muy precisos. Posteriormente, Deininger y Squire (1996) empleando una base de datos de distribución del ingreso con mayor cobertura y consistencia, que combina sección cruzada y series de tiempo, mostraron que la curva de Kuznets se cumplía para un pequeño segmento de países de la muestra (10%) en tanto que en un 75% de los casos no se encontraron relaciones significativas entre el nivel de ingreso y la desigualdad. Estos estudios abrieron fuertes dudas sobre el carácter universal de la curva de Kuznets.

Un segundo punto que ha sido analizado es el impacto que tiene la medida de desigualdad que es utilice. Es así que una situación de desigualdad medida por la curva de Lorenz puede mostrar que no hay información para aceptar la hipótesis de que la desigualdad haya cambiado y otra como el Gini puede ser categórica respecto de la existencia de un cambio. Ray (1998).

Los mecanismos con que la desigualdad afecta al crecimiento al interior de los países

Es útil separar los efectos de la desigualdad sobre el crecimiento en efectos sobre el ahorro y sobre la inversión. También es importante considerar que hay problemas de causalidad bi-direccional (simultaneidad) entre ambas variables (desigualdad y crecimiento).

El mecanismo del ahorro.

La relación entre desigualdad y crecimiento se ha asociado a que el ahorro de los sectores de mayor ingreso (generalmente perceptores de ingreso del capital) sería superior en términos proporcionales a los de los grupos de ingreso bajo (generalmente perceptores de ingreso del trabajo). Por lo tanto, una disminución de la desigualdad, al reducir el ingreso en manos de los sectores mas ricos reduciría el ahorro y consecuentemente la inversión. (Kaldor 1978). Sin embargo, Schmidt Hebel y Serven (1999) no encuentran relación significativa entre ahorro y coeficiente de GINI una vez que se controla por ingreso per-cápita, por su tasa de crecimiento y por la proporción de población dependiente (jóvenes y

adultos mayores) sobre población total. Otro canal es a través del mercado de capitales en que la desigualdad genera acceso diferenciado al crédito y a otros activos financieros afectando por esta vía el proceso ahorro-inversión.

El mecanismo de la inversión y los argumentos de economía política.

Más recientemente la literatura de crecimiento económico ha investigado la relación entre crecimiento y desigualdad, enfatizando el mecanismo de la inversión privada, en modelos en que: a) hay una función independiente de la inversión y sensible a la incertidumbre y b) un modelo de decisiones de política endógenas basado en el “votante medio” en que los votantes escogen niveles impositivos en función de su posición en la distribución del ingreso. Así sociedades más desiguales tienden a escoger un nivel de impuestos más altos que sociedades más iguales (aunque el votante medio racional incorpora la consideración que al aumentar la tasa de impuesto puede desacelerarse el crecimiento). El principal resultado de estos modelos es que la desigualdad de ingresos y riquezas castiga el crecimiento económico por varios mecanismos: (i) el proceso político en que se incentiva la votación por impuestos más altos en sociedades más desiguales, (ii) la desigualdad crea tensiones sociales que generan incertidumbre y penalizan la inversión y el crecimiento y (iii) la desigualdad castiga los retornos de invertir en educación, iv) la desigualdad sesga el mercado de capitales y deja sin financiación proyectos rentables de personas pobres que están fuera del circuito de crédito³.

La desigualdad puede generar comportamientos perversos y generar dinámicas políticas desestabilizadoras. En esta línea de pensamiento, se plantea que una mayor desigualdad en la distribución del ingreso genera incentivos a las personas de menor ingreso para que ellas emprendan actividades ilegales. También se ha enfatizado el efecto nocivo de la desigualdad a través de la calidad de las políticas públicas. Es así que cuando la distribución del ingreso es muy desigual los gobiernos, con el deseo de mejorar sus relaciones con el electorado, pueden emprender medidas de política económica populistas (aumentos de salarios, expansión del gasto público) lo que puede aumentar la popularidad de dichos gobiernos en el corto plazo pero con el costo de generar desequilibrios macroeconómicos, inestabilidad y menor inversión (Dornbusch y Edwards 1991), (Larrain y Vergara 1992)

Otro argumento se centra en la teoría del votante medio. En este contexto Alesina y Rodrik (1994) sostienen que en economías con una muy alta desigualdad del ingreso, los ciudadanos tenderían a preferir políticas con elevados gastos sociales lo que implicaría un incremento en los impuestos con sus efectos adversos en la inversión y por lo tanto en el

³ Ver Informe del Desarrollo Mundial 2005/06 del Banco Mundial dedicado a la igualdad y el desarrollo que enfatiza la multidimensional naturaleza de la equidad que acompañan a los determinantes económicos, institucionales y políticos. También ver Solimano (2000).

crecimiento. Ellos encuentran además una relación negativa entre Gini y tasa de crecimiento del PGB per cápita.

Desigualdad y crecimiento entre países

Un estudio de Bourgignon y Morrison (2002) muestra inequívocamente que en el último siglo y medio los aumentos mayores de la desigualdad en el mundo se han debido a la desigualdad entre países más que al interior de cada uno de ellos. En efecto esta última es bastante estable. En general las diferencias más significativas se dan entre los países de la OECD y los países en desarrollo. A su vez el principal factor explicativo de las diferenciales de ingreso per capita entre países está constituido por las diferenciales en la tasa de crecimiento del producto per capita entre países las que al acumularse en el tiempo generan divergencias internacionales en los niveles de ingreso por habitante, aumentando la desigualdad global.

Distribución del ingreso en Chile.

En la literatura se han destacado varios hechos estilizados de la desigualdad en Chile que pueden ser sintetizados en:

(i) La distribución del ingreso de Chile es una de las más altas de América Latina y también del mundo. (Contreras, D. 1999). (MIDEPLAN 2000) (CEPAL 2004)

(ii) Los altos niveles de desigualdad se asocian en medida importante al decil superior (CEPAL 2004), (Torche, F. 2005), (Contreras, D. 1999). La desigualdad de los siguientes nueve deciles es substancialmente inferior a la desigualdad total que incluye el décimo decil. Además cuando se descompone la desigualdad total en términos de la desigualdad entre deciles y la dentro de ellos, siempre la entre deciles es mayor.

(iii) Las regiones presentan gran heterogeneidad en la concentración del ingreso. Además se puede constatar que en la desigualdad global de Chile, la variación entre es mayor que la dentro de cada una de las regiones (Contreras, D., y A. Ruiz-Tagle 1996), (Contreras, D. 1999).

(iv) El ingreso de los hogares es más desigual que el de las personas, debido a homogamia, crecimiento de familias unipersonales, una más baja tasa de participación femenina en el mercado del trabajo de los sectores de menor ingreso, en relación a los de mayor ingreso y mayor número de dependientes en los hogares pobres. (Beyer, H. 1997), (Torche, A 1999), (Meller, P. 2000) (Torche, F. 2005)

Desde el punto de vista funcional, la principal fuente de la desigualdad radicaría en los ingresos del trabajo y una posible explicación serían las diferencias en educación que se observan entre los integrantes de la fuerza de trabajo. Un análisis por edades permite concluir que los diferenciales de ingresos son menores entre los más jóvenes que entre los mayores, lo que podría atribuirse a las menores diferencias educacionales que se observan

entre los primeros. (Beyer, H. 1997), (Carnoy, M., G. Cosse, P. Gonzalez, E. Martinez y L. Llanes., sin/fecha)

Movilidad Social y Educación

La movilidad intergeneracional se ha incrementado desde los 90 y es alta en comparación con estándares internacionales a pesar de la gran concentración que muestra la distribución del ingreso en Chile. (Nuñez, J. y C. Risco 2004), (Nuñez, J. y R. Gutierrez 2004).

La movilidad de corto plazo particularmente desde y hacia los primeros deciles es alta. Al estudiar con un panel entre 1996 y 2001 se pudo constatar que solo un 35% de las personas que estaban en el primer decil en 1996 permaneció en dicho grupo en el 2001. (Contreras, Cooper, Herman Neilson 2004)

El impacto de la educación en la desigualdad del ingreso también es destacada por (Sapelli 2005) que documenta un complejo patrón de evolución de las tasas de retorno a la educación en las cohortes nacidas entre 1945 y 1975. Este autor plantea que el estudio de la distribución del ingreso basado en encuestas de hogares en que se mezclan diferentes generaciones, es decir personas de diferentes edades y por lo tanto con diferentes niveles de escolaridad puede ser engañoso y propone el estudio de la distribución del ingreso sobre la base de cohortes. Sapelli (2005) documenta que al estudiar un conjunto de cohortes sintéticas de personas nacidas entre 1945 y 1978, es decir la desigualdad intrageneracional se puede observar una reducción en dicho periodo.

Cambios y persistencia de la desigualdad en Chile en las últimas cuatro décadas.

A pesar que la hipótesis normalmente aceptada es que la distribución del ingreso es estable en el tiempo y que cambia solo muy lentamente a nivel de los países (Li. Squire y Zo 1998 y Bourignon and Morrison (2002), Chile si ha sufrido cambios en la distribución del ingreso particularmente entre los 60 y los 90, coincidiendo con los cambios políticos y de regimenes de política económica registrados en dicho periodo. En Marcel y Solimano (1994) se analiza el comportamiento de la distribución personal del ingreso desde los años 60 hasta el comienzo de los 90, bajo distintas administraciones de gobierno (Alessandri, Frei Montalva, Allende, Pinochet y Aylwin) y se examina econométricamente el efecto del crecimiento económico, la inflación, el desempleo, las políticas sociales sobre las participaciones de los distintos quintiles en la distribución personal del ingreso. Este estudio nota un empeoramiento de la distribución del ingreso en el periodo de Pinochet un periodo de persistente y alto desempleo y caídas de salarios reales en recesiones y periodos de ajuste. En cambio en el periodo democrático iniciado en 1990 se registra una rápida reducción de la pobreza pero persiste una alta desigualdad de la distribución del ingreso. Solimano y Pollack (2006) muestran que la desigualdad no ha sido una meta explícita de la política económica en este periodo y que la desigualdad persistente se asocia con varios factores: (i) apertura externa que ha ido acompañada de dispersión salarial en que las personas con educación mayor obtienen un “premio salarial” a la educación, (ii) concertación de la propiedad en la banca, AFP, ISAPRES y mercado accionario, (iii) débil poder de negociación del sector laboral que ha impedido obtener una participación mayor de las ganancias de productividad en una economía de rápido crecimiento. Este estudio

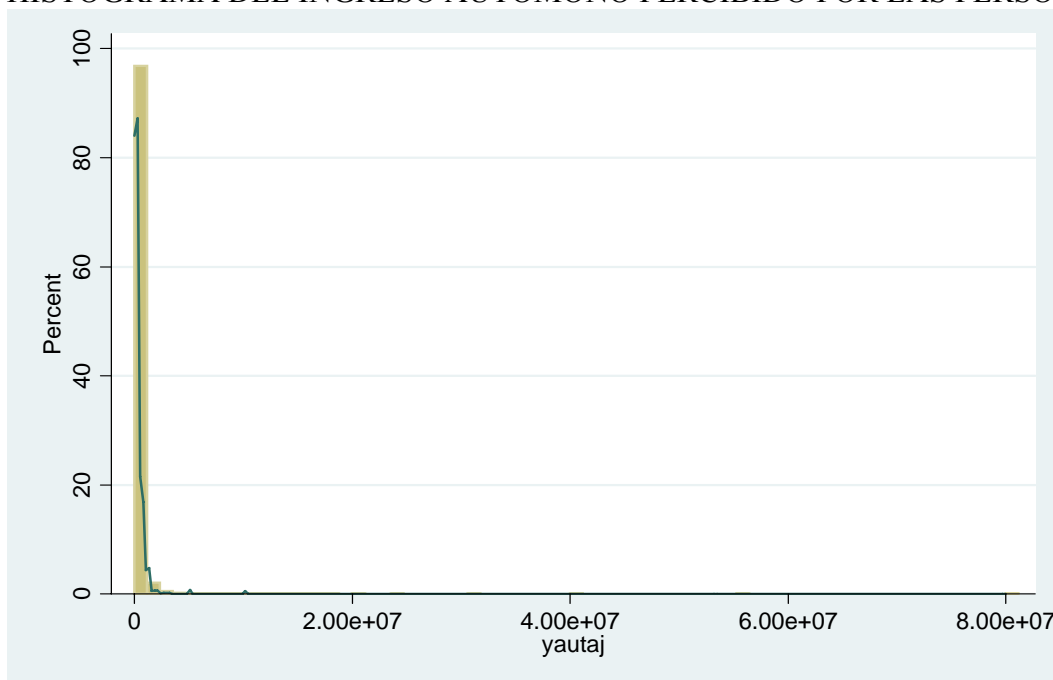
invita a analizar con más detalle la distribución de los activos productivos y financieros y su concentración y destaca el rol de la globalización y el poder de la negociación sindical versus el poder de los empleadores en la evolución de la desigualdad en Chile.

2. INTRODUCCIÓN. LA IMPRESIÓN DE LAS CIFRAS EN EL 2003

En el 2003, último año con que se cuenta de antecedentes detallados de los hogares, la encuesta CASEN 2003 recogía una imagen de la distribución del ingreso de los perceptores, es decir de las diferentes personas que habían contribución al proceso productivo. Ella se presenta en el gráfico N1. La variable en estudio es el ingreso autónomo (yautaj) llamado así puesto que se solo incluye los ingresos percibidos por las personas debido a los activos de que disponen y a su trabajo. Excluye todo tipo de subsidios monetarios o de ingreso en especie que hayan recibido las personas^{4[1]}.

Puede observarse que se trata de una distribución en que más del 90% de las personas se concentran cerca del origen y que además presenta una larga cola que se extiende hacia la derecha y cuya altura prácticamente no se distingue del eje horizontal. En términos numéricos, el primer cuartil (25% de la población con menor ingreso), agrupa a las personas con ingresos de hasta \$96.000, la mediana se ubica en los \$153.000, el tercer cuartil es decir el 75% de los perceptores ganan menos de \$300.000. De allí en adelante la cola se extiende hasta las varias decenas de millones de pesos.

GRÁFICO N° 1
HISTOGRAMA DEL INGRESO AUTÓNOMO PERCIBIDO POR LAS PERSONAS



FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de CASEN 2003

El ingreso promedio alcanza a \$298.946, poco menos del doble del ingreso mediano lo que indica una vez más la asimetría positiva de esta distribución.

^{4[1]} En el Anexo N 1 se presentan las definiciones de las medidas de desigualdad, de las variables de ingreso y de las unidades de análisis consideradas.

El cuadro N° 1 que presenta la distribución por deciles (grupos de 10% de la población) del ingreso autónomo. Nos parece pertinente resaltar los dos hechos siguientes: i) los promedios de los dos deciles extremos, es decir el primero y el décimo se diferencian del que está inmediatamente junto a ellos en más del doble que las diferencias de los otros. En efecto, el ingreso promedio del segundo decil es 2,4 veces el del primero y el del décimo es 3.1 veces el del noveno, ii) las diferencias entre los otros deciles no supera el 60%. Este punto es interesante puesto que sugiere que una parte importante de la dispersión de los ingresos se relacionaría con la estructura del décimo decil puesto que el primero por estar acotado por el cero no tiene un impacto mayor en la desigualdad.

CUDRO N° 1

INGRESOS PROMEDIO POR DECILES DE INGRESO AUTÓNOMO

decil	media(yautaj)
1	30.723
2	73.171
3	95.079
4	116.071
5	139.664
6	173.761
7	217.255
8	293.264
9	448.634
10	1.402.980

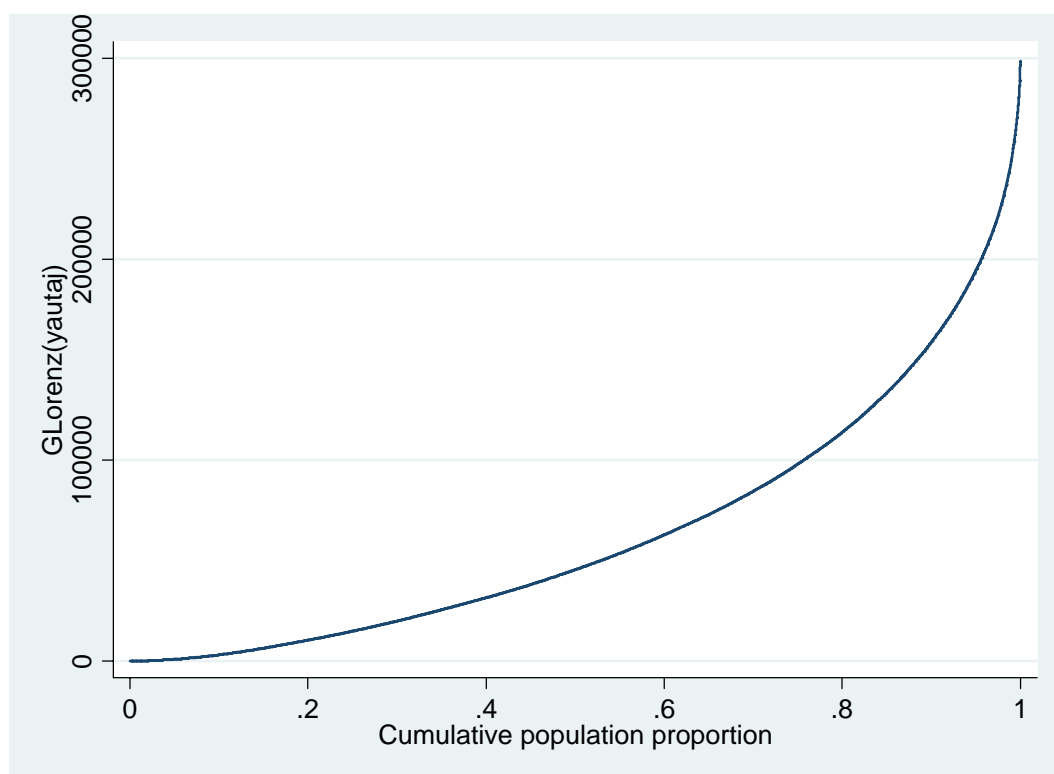
FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de la encuesta CASEN 2003

La asimetría es importante para describir hacia donde se orienta la mayor dispersión de los ingresos, en este caso hacia los valores superiores. Sin embargo, en economía, otra propiedad de las curvas de frecuencia (histograma) es más interesante: se trata de la concentración, que se refiere a como se distribuye el ingreso entre las personas. Respecto de la concentración se pueden concebir dos casos polares: en uno, todas reciben una parte igual y en el otro, una sola persona lo recibe todo. En la descripción de la concentración es más importante la longitud de las colas que su densidad. Esto quiere decir que una curva simétrica pero muy dispersa presenta también mayor concentración que una con menor desviación estándar.

La concentración se mide tradicionalmente por la curva de Lorenz y por índices numéricos como el de Gini. Deaton (1997) Cowell, F.A. (2000). El gráfico N° 2 presenta la curva de Lorenz para el ingreso autónomo de los perceptores en el 2003.

GRAFICO N° 2

CURVA DE LORENZ DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO AUTÓNOMO



FUENTE: Elaboración propia sobre la base de datos de encuesta CASEN 2003

Puede observarse que la curva prácticamente divide en partes iguales el triángulo inferior del gráfico, lo que indica un grado de concentración medido por el Gini superior a 0.50. En efecto, su cálculo muestra un Gini de 57%.

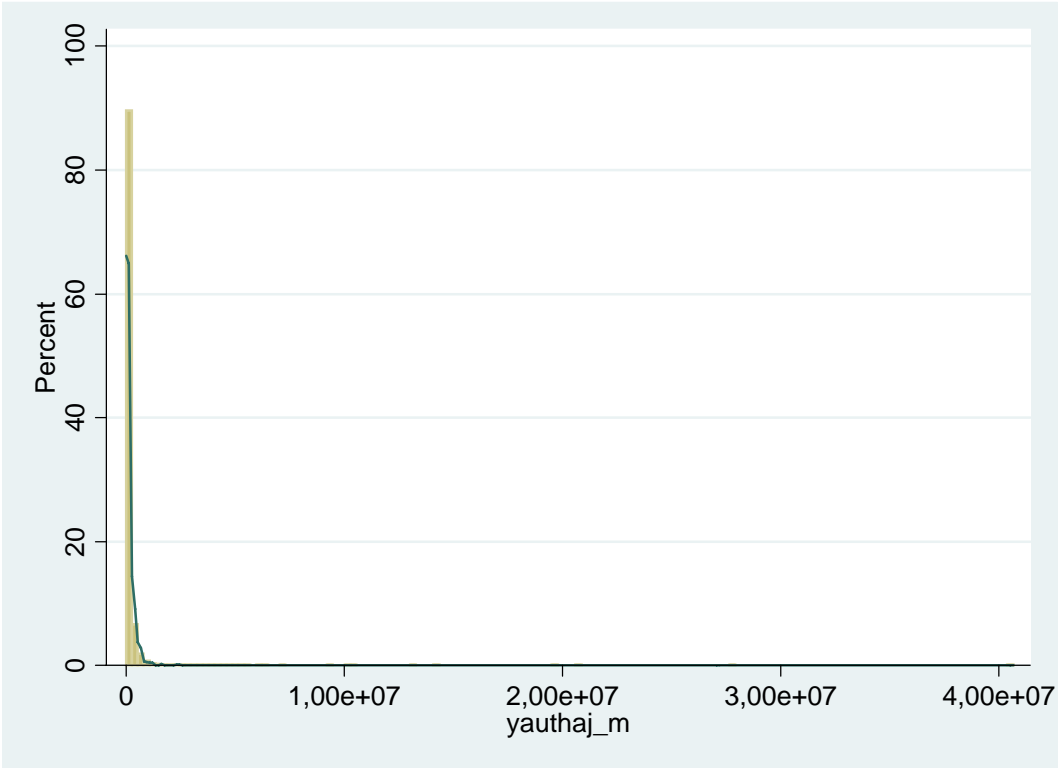
La amplia dispersión que presenta la distribución del ingreso autónomo tal como se describe en el gráfico N°1, así como la diferencia entre la media del noveno y del décimo decil que presenta el Cuadro N°1 plantea una primera hipótesis de trabajo que la concentración del ingreso en Chile se explica más bien por el impacto del décimo decil que por el del primero. Es decir, se explica porque los ricos se diferencian mucho del resto. Esta hipótesis ha sido planteada en CEPAL (2004), en Torche Fl (2005) y otros. Para recabar antecedentes sobre su alcance nos ha parecido conveniente considerar separadamente la distribución de los 9 primeros deciles de la del décimo. Al hacerlo se constata que el Gini del primer sub grupo alcanza a 38%. En general, el Gini de la distribución de los nueve deciles de menor ingreso siempre es inferior al Gini de la distribución total pero en el caso de Chile dicha diferencia de 19 puntos porcentuales (57% - 38%) es una de las más alta de América Latina y muy superior a la de los países desarrollados como USA en que alcanza sólo a 4 puntos porcentuales. CEPAL (2004).

Otra variable interesante de considerar es el ingreso del hogar per cápita que se define como el ingreso autónomo del hogar, es decir la suma de los ingresos autónomos percibidos

por todos los perceptores del hogar dividido por el número de personas del mismo. La distribución de esta variable puede ser considerada un indicador de la distribución de bienestar promedio de los hogares.

El gráfico N°3 presenta la distribución del ingreso del hogar per. cápita. Puede observarse que presenta la mismas características que el ingreso autónomo: una gran proporción de los hogares percibe ingresos promedios inferiores a los \$70.000 y una larga cola hacia la derecha, que describe la asimetría positiva de la distribución. En términos numéricos, el primer cuartil, agrupa a los hogares con ingresos promedio de hasta \$41.400, la mediana se ubica en los \$75.000 y el tercer cuartil es decir el 75% de los hogares dispone en promedio de menos de \$142.000. De allí en adelante la cola se extiende hasta las decenas de millones de pesos.

GRAFICO N°3
HISTOGRAMA DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO AUTÓNOMO PER CAPITA DE LOS HOGARES.



FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de la encuesta CASEN 2003

El ingreso promedio alcanza a \$140.000, poco menos del doble del ingreso mediano lo que indica una vez mas, la asimetría positiva de esta distribución.

CUADRO N°2
 INGRESOS PROMEDIO DE LOS HOGARES POR DECILES
 DE INGRESO AUTÓNOMO PER CÁPITA DEL HOGAR.

decil	media
1	13.590
2	32.783
3	45.690
4	59.994
5	76.145
6	95.221
7	122.622
8	166.148
9	254.720
10	820.163

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de la encuesta CASEN 2003

El cuadro N°2 presenta la distribución por deciles (grupos de 10% de la población) del ingreso del hogar per cápita. Muestra una vez más, que los dos deciles extremos, es decir el primero y el décimo se diferencian del que está inmediatamente junto a ellos en más del doble que las diferencias entre los otros. En efecto, el ingreso promedio del segundo decil es 2,4 veces el del primero y el del décimo es 3.2 veces el del noveno, en tanto que las diferencias entre los otros no supera el 60%.

En este caso también la curva de Lorenz, que no se ha presentado para no alargar el informe, prácticamente divide en partes iguales el triángulo inferior del gráfico total, lo que es consistente con un índice de Gini que alcanza al 59%. Es interesante destacar que la concentración del ingreso de los hogares es superior a la de los perceptores que sólo alcanza al 57%. Debido a que los perceptores son los mismos en uno y otro caso, la razón de esta diferencia debe encontrarse en ciertas características de los hogares como por ejemplo la variación de su número de perceptores en relación con las personas dependientes en los grupos de más ingreso en relación a los más pobres. También influyen los ingresos similares del jefe de hogar y de su pareja cuando ambos trabajan debido a que en general tienen escolaridad similar.

Por otra parte, al considerar la distribución de los 9 primeros deciles su Gini alcanza a 38%, mostrando en este caso, una diferencia de 21 puntos porcentuales con el Gini de la distribución total, lo que insinúa una vez más el alto impacto del décimo decil en la distribución del ingreso.

¿Cómo es la concentración encontrada en Chile en relación con la de otros países y como ha variado a través del tiempo? ¿Qué variables explican la dispersión del ingreso autónomo que muestran las cifras del 2003 en general y en particular las del décimo decil?, o, en términos más operativos, ¿Cómo se relaciona dicha variabilidad con actividad económica (curva de Kuznets), con el empleo y con la educación entre otras variables de política?, y finalmente, ¿Cómo se relaciona la distribución del ingreso con la incidencia de pobreza,

con la indigencia?, son las preguntas básicas que se desea analizar en este informe. En la sección siguiente analizaremos la desigualdad en Chile en relación con la de otros países y luego su evolución desde 1987.

3. LOS HECHOS ESTILIZADOS DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN CHILE: Alta Concentración, Estabilidad en el Tiempo e Impacto del Décimo Decil

Cuando se discute sobre la distribución del ingreso en Chile, es habitual argumentar que la concentración medida por un índice como el de Gini es alta, ha sido establemente alta en el tiempo y que se explicaría por las características del último decil (de las personas mas ricas) mas bien que por los primeros deciles. Esta sección tiene por objeto analizar estos tres “planteamientos” comúnmente aceptados.

Es sabido se dice, que Chile es uno de los países de América Latina con mas alta desigualdad del ingreso, en una región que, como América Latina es conocida por su alta desigualdad. En efecto, Chile aparece en el décimo segundo puesto en el mundo entre los países con mayor concentración del ingreso (considerando 128 países)^{5[2]} y en el quinto lugar, también entre los países que exhiben mayor concentración en América Latina^{6[3]}. Deiniger y Squire.(1996).

Para comenzar el análisis es interesante destacar que existen varios tipos de ingreso, entre los que cabe destacar: el ingreso autónomo, yautaj según la nomenclatura de las encuestas CASEN que incluye sólo aquellas retribuciones que se asocian a la actividad presente o pasada de la persona, que denominaremos perceptor. Otro tipo es el ingreso monetario denotado ymoneaj en las encuestas CASEN, que incluye además los subsidios monetarios que entrega el gobierno. Estas dos categorías de ingreso se han calculado también para el hogar es decir incluyendo todos los perceptores del mismo. Es así que se emplean los términos yauthaj e ymonehaj para referirse a la suma de los ingresos autónomos de sus perceptores y para describir la suma de los ingresos monetarios que incluyen los subsidios monetarios que estos reciben, respectivamente. Por lo tanto se dispone de cuatro medidas: el ingreso autónomo y monetario de los perceptores, y el ingreso también autónomo y monetario de los hogares.

La distribución del ingreso autónomo (yautaj) de los perceptores, se ha empleado como una medida de la distribución que se asocia al proceso productivo (distribución primaria), en tanto que la distribución del ingreso autónomo de los hogares (yauthaj) se ha considerado una medida de bienestar puesto que es a través del hogar que se satisfacen muchas de las necesidades básicas de la persona.

Los ingresos monetarios de los perceptores y de los hogares, incluyen los subsidios monetarios y por lo tanto pueden emplearse para analizar el impacto del gobierno en la distribución del ingreso. Sin embargo, su efecto es parcial puesto que el gobierno interviene con varios subsidios en especie como los de educación, salud y vivienda entre otros que no son incluidos en los ingresos monetarios. En este trabajo se han considerado solo los ingresos autónomos puesto que la incorporación de los subsidios en especie es particularmente compleja y está sujeta a numerosos problemas de medida. Para mayor detalle sobre la definición de los ingresos autónomo y monetario y de las medidas de concentración Véase Anexo 1.

^{5[2]} Véase Anexo 2 con los Gini de todos los países considerados

^{6[3]} Véase Anexo 2

El cuadro N°1 presenta la evolución temporal de la distribución personal del ingreso autónomo entre 1987 y 2003. Las cifras se obtienen de las encuestas CASEN1987-2003 que serán las fuentes básicas de datos para este trabajo. En el cuadro se presentan los índices de concentración de Theil, Gini y coeficiente de variación (CV). Se ha agregado además información complementaria sobre la proporción del ingreso que percibe el decil superior, el quintil inferior y el cociente entre el ingreso percibido por el decil superior y el del primer decil (personas más pobres). Sobre las características de las medidas de desigualdad puede verse Cowell F.A. (2000); Kakwani, N. (1980)

CUADRO N° 1
MEDIDAS DE DESIGUALDAD PARA CHILE Y OTROS PAISES

Año	Theil	Gini	CV	Proporción	Proporción	Proporción
				10% Superior	20% Inferior	10 d al 1er dec
1987	70.5%	57.7%	1.9	47.4	3.2	54
1990	71.1%	56.3%	2.1	47.3	3.8	39
1992	70.9%	56.2%	2.0	47.4	4.1	35
1994	79.7%	56.3%	4.6	47.1	3.8	37
1996	71.6%	57.6%	2.0	47.1	3.2	54
1998	73.0%	57.8%	2.2	47.4	3.2	53
2000	76.3%	57.8%	2.3	47.9	3.2	57
2003	73.9%	56.7%	2.5	46.9	3.5	46
OTROS PAISES						
EE UU (1997)		40.8%		30.5%	5.2%	16.9
Brasil (2001)		59.0%		47.2%	2.6%	54.4
Uruguay (2000)		44.6%		33.5%	4.8%	18.9

Fuente: Chile: Construcción de autores sobre la base de encuestas CASEN1987-2003

Otros países: BM (2004): "Desigualdad en América Latina y el Caribe: ¿ruptura con la historia? Summary pg 3.

El cuadro N°1 presenta, además, con fines comparativos, los datos de EE.UU. un país desarrollado, Brasil, el país de mas alta desigualdad en América Latina y Uruguay, el de mas baja desigualdad en la región. Puede observarse que el coeficiente de Gini para Chile es 17 puntos porcentuales mas alto que el de EE.UU. y 13 puntos porcentuales superior al de Uruguay. Por otra parte es 13 puntos porcentuales inferior al país más desigual del mundo que es Namibia.^{7[4]} Para facilitar las comparaciones con estos países se han construido los índices que se presentan en las tres últimas columnas.

Puede observarse que los índices de Theil, Gini y CV no muestran tendencia. En efecto, al correr regresiones entre dichos índices y el tiempo, en ningún caso, el coeficiente de pendiente es significativo. Por otra parte, la desviación estandar de los coeficientes de Gini y de Theil es inferior al 5% de su media. Finalmente, el caso del CV su desviación estandar

^{7[4]} En las comparaciones se han empleado los datos de Chile para los años 1998 y 2000 que son los más cercanos a los años de las cifras de EE.UU. y Uruguay, respectivamente. Los datos de Namibia se presentan en el Anexo N°2

es del orden de 40% pero si se elimina el valor para 1994 es inferior al 10%. Puede decirse que en términos tendenciales, dichas tres medidas de concentración han evolucionado en forma similar a través del tiempo. Por lo tanto en lo que sigue del estudio nos limitaremos al estudio del índice de Gini por ser el más conocido y respecto del cual se dispone de más información para Chile como para otros países, lo que facilita las comparaciones.

Las comparaciones internacionales de ingreso deben realizarse con cautela puesto que las cifras presentan errores significativos sea por subestimación al no recordarse ingresos percibidos cuando estos no son regulares o debido al deseo de ocultar ingresos muy altos. Por otra parte las encuestas tienen dificultad para entrevistar a las personas más ricas y en algunos casos las personas muy pobres tienden a incrementar sus ingresos para no parecer tan necesitadas. Por todas estas razones creemos conveniente limitar las comparaciones al caso de Chile y USA y eventualmente Uruguay para establecer el mayor grado de concentración del ingreso de Chile, medido por el índice de Gini.

Evolución intertemporal de la concentración del ingreso en Chile

Las tres medidas de concentración (índice de Theil, Gini y coeficiente de variación (CV)) presentadas en el Cuadro N° 1 dan la “impresión” de haber permanecido aproximadamente constantes a través del tiempo^{8[5]}. Su evolución de un año al siguiente es cualitativamente similar (si uno sube o baja también lo hacen los otros) con la excepción del cambio entre 1987 y 1990 y 1994 a 1996 en que el Gini muestra un comportamiento diferente al de los otros dos. En particular en 1994 el coeficiente de variación muestra un valor muy superior al de todos los otros años. Su alto valor en dicho año se explica por una combinación de alta asimetría con un muy alto apuntamiento de la distribución de ingresos que tienen efecto significativo en una reducción de la media, al tiempo que incrementan la varianza al ampliar la longitud de la cola derecha. Debe destacarse que estas tres medidas entregan el mismo ordenamiento que las curvas de Lorenz cuando estas admiten un orden unívoco, es decir no se cruzan. Por lo tanto, cuando las medidas anteriores entregan resultados antagónicos, debe entenderse que se trata de una situación en que no se puede predicar un orden Lorenz superior. En estos casos, los resultados difieren porque las tres medidas (Theil, Gini y CV) ponderan en forma diferente las diferentes unidades de la distribución. Así Theil pondera en mayor medida al extremo inferior de la distribución, el CV al extremo superior en tanto que el Gini tiene una ponderación más neutra para ambos extremos. Ray (1998) pgs188-193. Deaton (1997) pgs153-156.

La proporción del ingreso captada por el decil superior y la del quintil de menor ingreso (20% inferior) se ubican en promedio, en el 47,5% y el 3,6% con desviaciones estándar de 0,4% y de 0,3% respectivamente. En general, las variaciones medidas por desviaciones estándares de menos de un décimo de las medias pueden considerarse pequeñas.

^{8[5]} El Anexo N1 describe con más detalle los diferentes tipos de ingreso que entrega la Casen como asimismo, las medidas de concentración más empleadas. También se entrega la evolución de los valores del índice de GINI para los cuatro ingresos mencionados anteriormente: el yautaj, el ymoneaj y los respectivos ingresos del hogar.

El índice 10/10 que indica el cociente entre la participación en el ingreso total del decil más rico y la del decil más pobre muestra valores muy diferentes en los años 1990, 1992 y 1994 los que se explican por un alza en la proporción de los ingresos percibidos por las personas del decil más pobre, que aumenta de alrededor de 1% en los restantes años a 1,28, 1,45 y 1,27 en los tres años mencionados anteriormente. Este mejoramiento se puede correlacionar con las condiciones macroeconómicas de la época caracterizada por un PGB creciendo al 3%; 12,3% y 5,6% conjuntamente con tasas de desempleo de 5,7%; 4,4% y 5,9% y salarios reales aumentando al 1,8%; 4,5% y 5,0%. Es interesante destacar que la participación del quintil más pobre en el ingreso total también aumenta en dichos años.

Es interesante destacar además, que la “aparente” constancia del Gini a través del tiempo no es privativa de Chile. Este hecho puede observarse en el cuadro N°2, en que se presentan los valores del índice Gini para 42 países y a lo largo de cuatro décadas: 1960s, 1970s, 1980s y los noventa. En cada caso se trata de los valores promedio de la información disponible para las diferentes décadas. Debe destacarse que los datos del Cuadro N°2 entregan una “impresión” de constancia puesto que no han sido sometidos a un análisis de significancia estadística. Al calcular los intervalos de confianza para los Gini presentados en el cuadro N° 1 se puede constatar que al 95% de nivel de confianza, las diferencias no son significativas para ningún año, salvo 1987. Por lo tanto, tampoco se puede negar la hipótesis de constancia de la concentración del ingreso en Chile a través de los años considerados, en términos de cambios estadísticamente significativos.

CUADRO 2

VALORES PROMEDIO POR DÉCADA DEL INDICE DE GINI PARA LOS PAÍSES QUE SE INDICAN.

País	Observaciones	1960sa	1970s	1980s	1990s
Checoslovaquia	10	22,6	20,9	21,1	
Bulgaria	25	22,1	21,9	23,0	27,3
Hungría	7	24,4	22,2	22,8	
Polonia	7			25,2	
España	6			25,7	
Reino Unido	31	25,0	24,3	27,3	32,4
Ex Unión Soviética	4			26,0	
Holanda	9		28,1	28,6	
Taiwán	26	31,2	29,3	29,0	30,5
Finlandia	6		30,7	31,0	
Canadá	23	31,6	31,6	31,5	27,6
India	29	31,5	30,9	31,4	31,1
China	12			31,5	36,2
Nueva Zelanda	11		31,4	34,1	
suecia	14		33,1	33,7	32,3
Indonesia	7		36,6	33,4	33,1
Pakistán	6		35,5	33,4	
Noruega	7	36,8	35,3	31,0	
Corea	10	31,5	36,1	35,6	
Japón	22	35,6	34,1	34,4	35
Italia	15		37,4	33,4	32,2
Bangladesh	9	33,5	34,8	37,3	
Estados Unidos	45	34,6	34,5	36,9	37,9
Australia	10	32,0	36,7	36,2	32,5
Bélgica	8	36,4	42,0	29,6	35,8
Portugal	4		40,6	36,8	36,2
Alemania, Repúb. Federal	6		36,0	35,8	
Costa de Marfil	5			39,1	45,4
Singapore	6		39,0	40,7	41,1
Venezuela	4		41,5		
Sri Lanka	7	46,0	38,8	43,7	
Tunisia	5	42,3	44,0	43,0	41,0
Filipinas	6	42,9	45,3	40,0	
Hong Kong	10	47,5	41,9	41,4	45,0
Francia	7	48,0	41,6	37,8	
Tailandia	8	42,0	41,7	37,8	
Bahamas	11		48,2	44,4	4,30
Trinidad y Tobago	4		48,5	41,7	
Costa Rica	5	52,6	46,1	45,1	
Malasia	5		51,5	48,0	
Colombia	5		52,1	51,2	
México	4	55,3	49,7		
Honduras	5			54,0	52,7
Chile	13			54,8	53,1
Brasil	7		59,0	55,6	

FUENTE: Bruno, M., M. Ravallion, L. Squire "Equity Growth in Developing Countries: Old and new Perspectives on the Policy Issues". En Solimano, A., E. Aninat y N. Birsdal. Ed. Distributive Justice & Economic Development: The case of Chile and Developing Countries" The University of Michigan Press USA 2000.

Efecto de la cola superior de la distribución del ingreso

El tercer hecho estilizado que se destacó en la introducción, es la importancia del decil más rico en el tamaño del Gini. Es así que si se trunca la distribución del ingreso autónomo del año 2003, que es el último para el cual se dispone de información de la encuesta CASEN, eliminando el 5% de la cola superior, es decir el 5% de los ingresos mas altos entonces el índice Gini baja de 55,7% a 41,5%. Cuando se elimina el 10% de la cola superior, entonces el Gini se reduce a 38%.

Para mostrar la asimetría del impacto de la cola superior respecto de la cola inferior, basta constatar que, al eliminar la cola del 20% de las personas con menor ingreso el Gini se reduce a 52,3% en tanto que baja hasta el 49,9% cuando se elimina el 25% inferior de la distribución.

CUADRO N° 3

VALORES DEL GINI PARA LOS NUEVE PRIMEROS DECILES Y PARA EL DÉCIMO DECIL EN DIFERENTES AÑOS

Ingreso autónomo de las personas

Año	Gini Total	Gini 9 deciles	Gini 10° decil
1987	57,7%	39,5%	34,3%
1990	56,3%	36,4%	37,6%
1992	56,2%	36,0%	38,2%
1994	56,3%	37,0%	39,4%
1996	57,6%	39,6%	37,1%
1998	57,8%	39,6%	36,4%
2000	57,8%	38,3%	40,0%
2003	56,7%	37,5%	39,6%
promedio	57,1%	37,9%	37,9%
desviacion_est	0,7%	1,5%	1,9%

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de las encuestas CASEN1987-2003.

Para estudiar la hipótesis del alto impacto del decil mas rico, se presenta el cuadro N°3 con los Ginis de la distribución del ingreso de todos los perceptores, de los perceptores de los primeros nueve deciles y en la última columna, los Ginis del decil mas rico.

La evolución de los Ginis del grupo de los primeros 9 deciles que presenta el cuadro N° 3 es un tanto errática. Parte con un valor de 39,5% en 1987, para decrecer y estabilizarse en alrededor del 36% en los años 1990, 1992 y 1994. Luego crece y se estabiliza en los 39% entre 1996 y 1998, para decrecer en el 2000 y luego en el 2003. Empleando técnicas de bootstrapping se ha podido constatar que las cifras de 1987 son significativamente mayores

a las del 2003, y que otro tanto sucede con todas los restantes pares de cifras salvo 1994 respecto de 1992. Es decir: (1990-92, 1992-94, 1994-96,1996-98, 1998-00, 2000-03). En todos estos casos, se ha empleado un nivel de confianza de 95%. Para el décimo decil, sólo el valor del Gini de 1987 es significativamente diferente de los otros y como se dijera anteriormente, las cifras de los Ginis del ingreso total no son significativamente diferentes.

Puede observarse que el Gini de la distribución completa es mucho mayor que el promedio ponderado de los Ginis de las distribuciones de los 9 primeros deciles y la del último decil, cualquiera sean los factores de ponderación que se empleen. La razón de esta aparente paradoja consiste en que la distribución final incluye además la concentración de los ingresos entre los grupos. Por esta razón se dice que el Gini no es aditivo.

Debido al efecto en concentración del decil más rico se podría pensar que su Gini fuese muy superior al del grupo de los nueve deciles. Sin embargo ese no es el caso. El impacto del último decil no se encuentra en la concentración intradeciles sino que en aquella interdeciles que surge al comparar los ingresos de este decil con los de los grupos de menor ingreso y que ya había sido detectada al indicar que el ingreso promedio de este decil era más de tres veces el del decil inmediatamente inferior. La descomposición del Gini según el método de Dagum para determinar el impacto de la variabilidad de los dos grupos considerados se presenta en el Cuadro N° 3. Para mayores antecedentes de la descomposición puede verse: A. Dagum, C., (1997) y Mussard, J., F. Seyte y M. Terraza (2003)

CUADRO N° 3A
DESCOMPOSICIÓN DEL GINI DEL INGRESO
AUTÓNOMO DE LOS PERCEPTORES

% Debido a variación dentro y entre

AÑO	DENTRO	ENTRE
1987	0,39	0,61
1990	0,38	0,62
1992	0,40	0,60
1994	0,44	0,56
1996	0,45	0,55
1998	0,43	0,57
2000	0,49	0,51
2003	0,47	0,53

Fuente: cálculos propios sobre la base de encuestas CASEN1987-2003

El Cuadro N° 3A muestra el efecto, en porcentaje, en el valor del Gini, de la variación dentro de los grupos en tanto que en la segunda columna se entrega el impacto de la desigualdad entre grupos también en porcentaje. Puede observarse que la desigualdad entre grupos siempre es más importante que la dentro de ellos, mostrando el mayor impacto de las diferencias entre los nueve deciles y el décimo. Puede observarse también que dicha diferencia se ha ido atenuando a través del tiempo, lo que insinúa una reducción de la desigualdad relativa del 10 decil respecto de los 9 anteriores en relación con la desigualdad interna en ambos grupos. El comportamiento intertemporal del Gini del 10 decil que

entrega el cuadro N° 3 insinúa que el mayor impacto de la variación dentro de los grupos podría ser atribuido a una mayor concentración del dicho decil

En resumen puede decirse que la concentración del ingreso autónomo de los perceptores en Chile, medido por el índice Gini es alta y ha permanecido constante en el período en estudio: 1987-2003. Puede decirse también que dicha alta concentración se explica en parte no despreciable por el impacto de decil más rico. Finalmente al considerar las dos poblaciones que surgen al separar los nueve deciles mas pobres del último, y descomponer el efecto total en uno atribuible a la variabilidad dentro de los grupos y otro a la variabilidad entre grupos, se puede constatar que la constancia del Gini en el tiempo, es el resultado de un proceso dinámico en que la variabilidad entre deciles que ha representado la proporción mas importante que la variabilidad total, ha venido decreciendo en el tiempo para dar paso a una mayor variabilidad dentro de los grupos que se asocia a un proceso de mayor concentración del décimo decil.

El ingreso monetario y el ingreso autónomo de los perceptores.

El ingreso monetario, que como se sabe incluye un conjunto de subsidios monetarios que se entregan a las personas mas pobres, debiera mejorar la distribución del ingreso. Sin embargo, al calcular el Gini para todos los perceptores de ingreso monetario, se observa lo contrario. La desigualdad aumenta. La razón es que los subsidios entregan ingresos muy pequeños a personas que de otra forma no serían perceptores y por lo tanto tienden a aumentar la dispersión en vez de reducirla. Para analizar el impacto distributivo de los subsidios monetarios se ha calculado una nueva distribución que se asocia a los mismos perceptores de ingreso autónomo.

El cuadro N°4 presenta la distribución del ingreso autónomo y del ingreso monetario en dichas dos modalidades: en la segunda columna se presentan, con fines comparativos, los Gini de los perceptores de ingreso autónomo. En la tercera columna, se presentan los Ginis de la misma población de perceptores de la segunda columna pero agregándoles los subsidios monetarios cuando los perciben. Finalmente, en la cuarta columna se presentan los Ginis para la distribución de todos los perceptores de ingreso monetario. Al comparar la primera y segunda columnas, puede apreciarse que en todos los casos la desigualdad ha disminuido en términos numéricos, lo que es de esperar toda vez que uno de los objetivos de dichos subsidios consiste en entregar dinero a los mas pobres y así reducir la brecha con el resto de la población. En la cuarta columna, como se dijo anteriormente, se han incluido las personas inactivas que percibieron subsidios monetarios y que no estaban consideradas en la población de perceptores de ingreso autónomo. Estas personas que se han agregado, tienen ingresos muy bajos que corresponden a los montos de los subsidios monetarios que les han sido entregados. El resultado ha sido un empeoramiento del índice de concentración a pesar de la mayor disponibilidad de ingresos entre los más pobres.

CUADRO N° 4

INDICES GINI DE LOS INGRESOS AUTÓNOMO Y MONETARIO DE LOS PERCEPTORES EN LOS AÑOS CONSIDERADOS

Año	ingreso	Ingreso monetario	
	autónomo	Mismos percep.	nuevos perc
1987	57,7%	57,5%	75,0%
1990	56,3%	56,0%	58,0%
1992	56,2%	55,9%	59,9%
1994	56,3%	56,1%	59,4%
1996	57,6%	57,2%	61,2%
1998	57,8%	57,4%	62,0%
2000	57,8%	57,4%	62,0%
2003	56,7%	56,3%	61,0%
promedio	57,1%	56,7%	62,3%
desviación_est	0,7%	0,7%	5,3%

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de las encuestas CASEN1987-2003

Para terminar es interesante destacar que el reducido impacto distributivo de los subsidios monetarios entre los perceptores no debiera ser considerado un reflejo de lo inefectivo de la política de subsidios monetarios, puesto que su objetivo, en muchos casos, consiste en llegar a los no perceptores como es el caso de las pensiones asistenciales a los ancianos (PASIS). En términos de bienestar, el impacto de dichas políticas puede ser medido más precisamente al calcular el ingreso de los hogares.

Distribución del ingreso de los hogares

Es sabido que el ingreso es una medida de bienestar, quizás la mas importante desde el punto de vista económico y que la unidad de análisis cuando se considera el bienestar es, como siempre la persona, pero la unidad de cálculo es el hogar puesto que las necesidades básicas se satisfacen en gran medida a través de él. Kakwani (1980), Deaton (1997), Ray (1998) Por lo tanto resulta natural preguntarse por la distribución del ingreso per cápita de los hogares, es decir del ingreso de las personas pero como miembros de los hogares. Para ello se ha empleado el ingreso autónomo del hogar que es la suma de los ingresos autónomos de todos los perceptores y se lo ha dividido por el número de personas del hogar para disponer de una medida del poder generalizado de consumo promedio de las familias. Los resultados se entregan en el cuadro N°5

CUADRO N° 5

MEDIDAS DE CONCENTRACIÓN DEL INGRESO AUTÓNOMO PER CAPITA DE LOS HOGARES EN LOS AÑOS CONSIDERADOS

año	Gini	CV_yauthaj_m	Proporción del ingreso		
			10% Superior	20% Inferior	10 d al 1er dec
1987	59,5%	1,8	47,9	2,6	61,7
1990	57,9%	2,1	47,1	3,0	49,1
1992	57,7%	1,9	47,3	3,1	45,4
1994	57,7%	3,1	46,8	3,0	49,8
1996	58,3%	2,0	47,0	2,8	52,9
1998	59,2%	2,0	47,6	2,6	60,0
2000	59,4%	2,2	48,2	2,6	63,7
2003	59,2%	2,6	48,6	2,8	60,2

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de la encuestas CASEN1987-2003

El coeficiente de variación de 1994 presenta la misma peculiaridad que el asociado al ingreso autónomo. Véase nota (1) del Cuadro 1.

El cuadro N° 5 muestra que la concentración del ingreso per cápita de los hogares, medida por el Gini, se redujo entre 1987 y 1992, luego creció desde 1992 hasta el 2000 para reducirse nuevamente en el 2003. La oscilación máxima en el período, que se obtiene al comparar el Gini de 1992 con el de 2000, alcanza a 1,5 puntos porcentuales. Técnicas de bootstrapping indican que dichas diferencias no son estadísticamente significativas, salvo para 1987.

El cuadro N°6 muestra los Ginis de la distribución total, los Ginis para el grupo de los nueve primeros deciles y finalmente, aquellos del último decil. En este caso se observa también el mismo patrón que se presentó para el ingreso autónomo de los perceptores: una reducción del Gini de la distribución total al comparar 1987 y 2003 que no es significativa, lo mismo que la diferencia en todos los años anteriores tomados de a pares. También al comparar 1987 con el año 2003 se observa un alza en el Gini del decil mas rico que es estadísticamente significativa al 95%. Este resultado es interesante de destacar puesto que muestra una tendencia decreciente de la desigualdad intradeciles en el grupo de lo 9 deciles mas pobre conjuntamente con una desigualdad creciente en el decil mas rico para configurar una senda de la desigualdad global que aparentemente no mostraría cambios.

CUADRO N° 6

VALORES DEL GINI TOTAL, PARA LOS NUEVE PRIMEROS DECILES Y PARA EL DÉCIMO DECIL EN DIFERENTES AÑOS

Ingreso autónomo per. cápita del hogar

Año	Gini Total	Gini 9 deciles	Gini 10° decil
1987	59,5%	42,6%	32,7%
1990	57,9%	40,1%	35,6%
1992	57,7%	39,4%	36,3%
1994	57,7%	40,1%	37,2%
1996	58,3%	41,3%	34,8%
1998	59,2%	42,2%	35,0%
2000	59,4%	41,7%	36,3%
2003	59,2%	40,6%	38,4%
promedio	58,6%	41,0%	35,8%
desviacion_est	0,8%	1,1%	1,7%

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de la encuesta CASEN1987-2003

Debido al efecto en concentración del decil más rico se podría pensar que su Gini fuese muy superior al del grupo de los nueve deciles. Sin embargo ese no es el caso. Como sucedió para los perceptores individualmente considerados, el impacto del último decil no se encuentra en la concentración intradecil sino que en aquella interdeciles que surge al comparar los ingresos de este decil con los de los grupos de menor ingreso. Este mayor impacto de la desigualdad entre deciles ya había sido insinuada al detectarse que el ingreso promedio del decil mas rico era más de tres veces el del decil inmediatamente inferior. La descomposición del Gini según el método de Dagum. (A. Dagum, C., 1997) muestra los valores que se indican en el Cuadro N° 6A.

El Cuadro N° 6A en su primera columna muestra el efecto, en porcentaje del valor del Gini, de la variación dentro de los grupos, en tanto que en la segunda columna se entrega el impacto de la desigualdad entre grupos también en porcentaje.

CUADRO N° 6A
DESCOMPOSICIÓN DEL GINI DEL INGRESO
AUTÓNOMO PER CÁPITA DEL HOGAR

% Debido a variación dentro y entre

YEAR	DENTRO	ENTRE
1987	0,39	0,61
1990	0,38	0,62
1992	0,40	0,60
1994	0,44	0,56
1996	0,45	0,55
1998	0,43	0,57
2000	0,49	0,51
2003	0,47	0,53

Fuente: cálculos propios sobre la base de encuestas CASEN1987-2003

Puede observarse que la desigualdad entre grupos siempre es más importante que la dentro de ellos, mostrando el mayor impacto de las diferencias entre los nueve deciles y el décimo. Puede observarse también que dicha diferencia se ha ido atenuando a través del tiempo, lo que insinúa una reducción de la desigualdad relativa del 10 decil respecto de los 9 anteriores en relación con la desigualdad interna en ambos grupos. El comportamiento intertemporal del Gini del 10 decil que entrega el cuadro N° 6 insinúa que el mayor impacto de la variación dentro de los grupos podría ser atribuido a la mayor concentración del dicho decil

Ingreso por adulto equivalente y relación entre ingreso monetario y autónomo

A continuación se presentaran dos temas un tanto diferentes al tema central relacionado con los ingresos autónomos de perceptores y de los hogares per cápita. El primero se refiere a la idea de persona equivalente en el cálculo de las magnitudes per cápita y el segundo al impacto en bienestar de los subsidios monetarios.

Es sabido que las personas de muy baja edad no son equivalentes a los adultos, en términos de sus costos dentro de los costos totales del hogar. Para tomar en cuenta dicha realidad y para considerar ciertas economías de escala al interior de los hogares, se ha empleado una escala de personas equivalentes que sigue los lineamientos de la metodología de Contreras. (Contreras D. 1995) tal como se presenta en (WB 2001).^[6] Dicha escala se ha utilizado para computar los ingresos per cápita de los hogares. Los resultados se presentan en el cuadro N° 7

^[6] Las relaciones entre las personas de diferentes edades se expresan en la fórmula siguiente: $m_i = 1,2 + 0,8 * N_{aa} + N_{11-15} + 0,4 * N_{5-10} + 0,3 * N_{0-4}$ en que los sub índices numéricos se refieren a grupos etarios, el sub índice aa son adultos adicionales al jefe de hogar y el valor inicial de 1,2 es el número de personas equivalentes en el caso de un hogar unipersonal constituido obviamente sólo por el jefe de hogar. Este valor superior a uno se explica por las diseconomías de escala que se presentan en dicho caso en relación al hogar que tiene dos personas en cuyo caso el número de personas equivalentes coincide con el número efectivo de personas del mismo

CUADRO N°7

MEDIDAS DE CONCENTRACIÓN DEL INGRESO POR ADULTO EQUIVALENTE DE LOS HOGARES

Año	Gini	CV	10% superior	20% Inf	10ºD/1ºD
1987	56,8%	1,7	45,3%	3,1%	49,5
1990	56,3%	1,9	46,1%	3,4%	42,3
1992	55,8%	1,8	45,8%	3,5%	38,1
1994	56,0%	3,0	45,4%	3,4%	42,6
1996	56,7%	1,8	45,7%	3,2%	45,5
1998	57,3%	1,9	46,0%	2,9%	51,5
2000	57,7%	2,0	46,8%	2,9%	55,1
2003	57,3%	2,3	46,7%	3,1%	51,5

Fuente: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN1987-2003

Es interesante destacar que el cuadro N° 7 muestra una mayor estabilidad en la distribución del ingreso de los hogares entre 1987 y el 2003. Puede observarse además que en este caso, el porcentaje del ingreso captado por el décimo decil es similar al que resulta de la distribución del ingreso per cápita propiamente tal: 46% en vez de 47,6% en promedio para todo el período. Sin embargo, el quintil inferior aumenta significativamente su participación del ingreso al pasar de la distribución del ingreso per cápita al de persona equivalente. La razón de estos cambios se encuentra en que los dos deciles mas pobres concentran la mayor proporción de personas menores de edad y por lo tanto, al tomar la métrica de unidades equivalentes ven reducido su número de personas equivalentes, aumentado la participación que corresponde a cada uno de ellos. Por esta misma razón la relación entre los ingresos percibidos por persona en el decil más rico y el más pobre se reduce también significativamente.

Finalmente, el cuadro N° 8 presenta los Gini de los ingresos autónomo y monetario per cápita del hogar. Su objetivo consiste en determinar el impacto distributivo de los subsidios monetarios en los diferentes años. Puede observarse que siempre, el Gini del ingreso monetario per cápita es inferior al del ingreso autónomo y la diferencia es siempre superior al medio punto porcentual para llegar en los dos puntos porcentuales en 1994. Por otra parte, un grafico de las curvas de Lorenz generalizada para el 2003, que no se ha incluido para no aumentar el volumen de este informe, muestra que la curva de Lorenz del ingreso monetario per cápita está siempre encima de la del ingreso autónomo per cápita, lo que indica que el nivel de bienestar mejoró sin ambigüedad con los subsidios monetarios en dicho período.

CUADRO N° 8
 MEDIDAS DE CONCENTRACIÓN DEL INGRESO AUTÓNOMO Y DEL INGRESO
 MONETARIO PER CAPITA DE LOS HOGARES EN LOS AÑOS CONSIDERADOS

año	GINIS	
	Yautónomo	Ymonetario
1987	59,5%	58,4%
1990	57,9%	57,3%
1992	57,7%	57,1%
1994	57,7%	56,1%
1996	58,3%	57,6%
1998	59,2%	58,3%
2000	59,4%	58,5%
2003	59,2%	57,0%

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN 1987-2003

Ingreso autónomo de perceptores y de hogares

El cuadro N° 9 presenta la evolución de los ingresos autónomos de los perceptores y la de los hogares per cápita. Puede observarse que para cada uno de los años considerados, el ingreso de los hogares per cápita está más concentrado que el de los perceptores: es decir, su Gini es mayor que el de los perceptores.

La literatura ha enfatizado que la mayor concentración del ingreso de los hogares en relación al ingreso las personas, se asociaría a homogamia, crecimiento de familias unipersonales, una más baja tasa de participación femenina en el mercado del trabajo de los sectores de menor ingreso, en relación a los de mayor ingreso y mayor número de dependientes en los hogares pobres. (Beyer, H. 1997), (Torche, A 1999), (Meller, P. 2000) (Torche, F. 2005), (Neckerman, K., F. Torche 2007).

Es así que este hecho puede correlacionarse con algunas características socioeconómicas de los hogares como su número de personas, la cantidad de perceptores en relación a la población dependiente en general y al comportamiento de las mujeres en la fuerza de trabajo.

CUADRO N° 9
 EVOLUCIÓN DE LOS GINIS DEL INGRESO AUTÓNOMO DE PERCEPTORES Y
 DEL HOGAR PER CAPITA ENTRE 1987 Y 2003

año	GINIS	
	Y autó/perc	Y autó/hogar
1987	57,7%	59,5%
1990	56,3%	57,9%
1992	56,2%	57,7%
1994	56,3%	57,7%
1996	57,6%	58,3%
1998	57,8%	59,2%
2000	57,8%	59,4%
2003	56,7%	59,2%

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN 1987-2003.

Para analizar algunos de estos hechos se presenta el cuadro N°10 en que se han considerado las variables jefe de hogar empleado, pareja empleado cuando el jefe de hogar lo está, porcentaje de las personas del hogar que están ocupadas y finalmente porcentaje de las personas del hogar que aportan ingresos al mismo, estén o no ocupadas. Puede observarse que para todos los años considerados y en todos los casos, las proporciones que muestra el 10 decil son superiores a las del grupo de los nueve deciles inferiores. En particular la proporción de parejas empleadas es sustancialmente superior entre los hogares

CUADRO N° 10
 VARIABLES DE CARACTERIZACIÓN DE LOS HOGARES DE LOS NUEVE
 PRIMEROS DECILES Y DEL DECIMO DECIL

Porcentajes.

Año	variables	9 prim deciles	10° decil	total
1987	Jefe_hog_emp	66%	82%	67%
	Pareja_empleada	10%	32%	13%
	% Ocupados	31%	53%	34%
	% perceptores	44%	62%	46%
1990	Jefe_hog_emp	69%	82%	70%
	Pareja_empleada	13%	34%	15%
	% Ocupados	34%	53%	36%
	% perceptores	47%	63%	49%
1992	Jefe_hog_emp	73%	82%	74%
	Pareja_empleada	15%	33%	17%
	% Ocupados	37%	54%	39%
	% perceptores	48%	67%	50%
1994	Jefe_hog_emp	72%	83%	73%
	Pareja_empleada	16%	36%	18%
	% Ocupados	37%	55%	39%
	% perceptores	48%	66%	50%
1996	Jefe_hog_emp	73%	86%	74%
	Pareja_empleada	19%	41%	21%
	% Ocupados	37%	58%	39%
	% perceptores	49%	67%	51%
1998	Jefe_hog_emp	71%	85%	72%
	Pareja_empleada	19%	39%	21%
	% Ocupados	37%	58%	39%
	% perceptores	49%	69%	51%
2000	Jefe_hog_emp	70%	85%	72%
	Pareja_empleada	20%	39%	21%
	% Ocupados	37%	59%	39%
	% perceptores	48%	70%	51%
2003	Jefe_hog_emp	70%	88%	72%
	Pareja_empleada	21%	40%	23%
	% Ocupados	38%	64%	41%
	% perceptores	50%	73%	52%

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN 1987-2003.

del 10 decil que entre los otros nueve deciles. Debe destacarse que son los propios encuestados los que determinan la persona que es el jefe de hogar y el que se su pareja la que puede ser hombre o mujer según sea la identidad del jefe de hogar. Sin embargo en la mayoría de los casos se trata de mujeres, de allí la importancia de su incorporación al mercado del trabajo como un elemento que también se asocia al comportamiento mas concentrado del ingreso de los hogares.

Por otra parte, se puede constatar aunque no se presenta en el cuadro N°10 que el nivel de ingreso de las parejas en los hogares del décimo decil es superior al de los otros deciles. Este hecho puede asociarse a la condición de homogamia que se presentaría en Chile y que ha sido mencionada en la literatura como se mostró en el párrafo precedente. Neckerman, K., F. Torche (2007)

Finalmente, el tamaño del hogar del grupo de los nueve deciles de menor ingreso, en promedio siempre ha sido superior al del décimo decil y ha evolucionado de 4,36 personas por hogar en 1987 para llegar al 3,87 personas en el 2003. Por otra parte el tamaño de los hogares del décimo decil que alcanzaba a 4,28 personas en promedio en 1987 sólo totalizaba 3.76 personas en el 2003.

Ingresos del trabajo y salarios

Si se considera el período 1990-2003 se puede constatar que los ingresos del trabajo representan una proporción muy alta, cerca del 90% de los ingresos autónomos. Dicho valor se mantuvo constante en alrededor del 95% entre 1992 y 2000 para bajar levemente en el 2003. Por lo tanto un análisis de los ingresos del trabajo puede ser muy ilustrativo para estudiar la evolución de la desigualdad en el tiempo. Esta perspectiva es interesante porque existen mas elementos conceptuales sobre los determinantes del ingreso laboral que sobre los ingresos en su conjunto. En efecto, los determinantes de los salarios han sido estudiados extensamente desde los trabajos pioneros de Mincer (1958) y Becker (1967). Por otra parte también existe una larga tradición sobre la oferta de horas trabajadas y los modelos que analizan simultáneamente los determinantes de ambos factores: salario y horas de trabajo, han tenido gran difusión desde los estudios pioneros de Heckman (1974). Estos desarrollos se emplearán en las secciones siguientes para estudiar, en una perspectiva microeconómica, las distribuciones del ingreso en el período 1990-2003

El Cuadro N°11 presenta la evolución de los Ginis del ingreso del trabajo entre 1990 y el 2003. No se ha considerado el año 1987 porque la encuesta CASEN de ese período no incluye la variable horas trabajadas. Con el objeto de facilitar las comparaciones con los ginis de los salarios, se ha construido una variante del ingreso del trabajo que es igual al producto de los salarios por las horas trabajadas. Esta modificación ha sido necesaria porque la variable horas trabajadas presenta numerosos casos de no respuesta.

Puede observarse que los Ginis del salario son superiores a los del ingreso del trabajo. Aplicando técnicas de bootstrapping se puede demostrar que dichas diferencias son significativas en todos los años considerados.

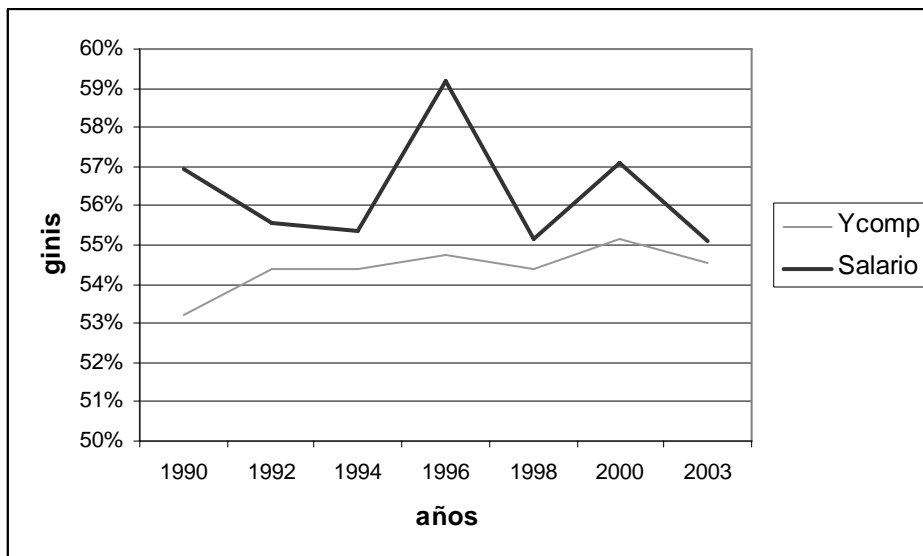
CUADRO N° 11
GINIS DEL INGRESO DEL TRABAJO Y DE LOS SALARIOS EN LOS AÑOS
CONSIDERADOS

Año	Ycomp	Salario
1990	53,2%	56,9%
1992	54,4%	55,6%
1994	54,4%	55,4%
1996	54,7%	59,2%
1998	54,4%	55,1%
2000	55,1%	57,1%
2003	54,5%	55,1%

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN 1987-2003.

Por otra parte, la observación de los ginis del salario muestra un patrón muy oscilante entre 1990 y el 2003. Ello se corrobora al observar el gráfico N 1 en que puede constatar que dichos ginis primero decrecen entre 1990 y 1994, luego presentan un alza en 1996, para luego bajar en 1998, subir en el 2000 y volver a bajar en el 2003. Los ginis del ingreso del trabajo que se ha designado como Ycomp porque se han calculado como el producto de los salarios por las horas trabajadas por los diferentes perceptores, muestra un patrón un poco mas definido con oscilaciones de pequeña intensidad y una tendencia levemente ascendente a través del período 1990-2003.

GRAFICO N° 1
GINIS DE INGRESO DEL TRABAJO Y DE SALARIOS ENTRE 1987 Y 2003



FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN 1987-2003.

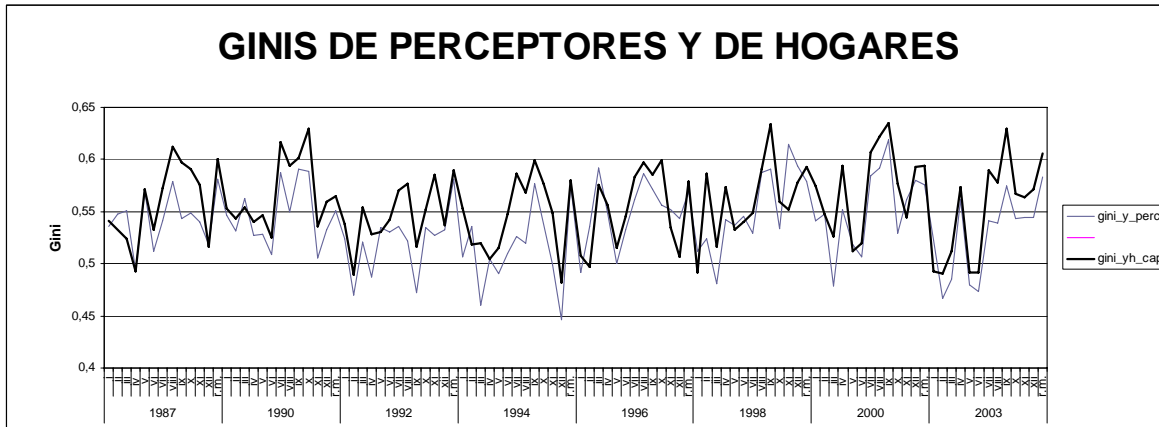
Las oscilaciones de los salarios deben ser consideradas con cautela, porque en alguna medida, reflejan errores de medida de la variable salario o de la variable horas trabajadas. Por esta razón entre otras, se ha preferido un modelo estático con un período de referencia anual.

La variabilidad de los Gini regionales

Otro hecho que ha sido destacado es la variabilidad que presentan los Gini regionales que contrasta con la homogeneidad a nivel de país. Este hecho puede observarse en el gráfico N°2 que presenta los Gini regionales de los perceptores y de los hogares per cápita entre 1987 y 2003. Las diferencias mayores surgen al comparar estos Gini con sus homólogos totales. En efecto, en el caso de los perceptores la desviación estándar de los Gini regionales es 5 veces superior a la desviación estándar de los Gini globales y en el caso de los hogares es 4.6 veces superior. Por otra parte, al observar el gráfico N°2 se tiene la impresión que los Gini de los hogares, en línea gruesa, habrían variado más que los de los perceptores, en línea delgada. Sin embargo, si se observan las cifras se puede constatar que se trata de una diferencia de nivel toda vez que el valor promedio para el Gini del ingreso de los perceptores alcanza a 54% y en tanto que se empina al 56% en el caso del ingreso de los hogares per cápita. La variabilidad es similar en uno y otro caso con una oscilación máxima de 17 puntos porcentuales (entre 45% y 62%) en el caso de los perceptores y de 15 puntos porcentuales (entre 48% y 63%) para el ingreso per cápita de los hogares. Finalmente las desviaciones estándar son de 3.6% y 3.7% respectivamente

En la literatura, la heterogeneidad de los gini regionales se ha asociado al tipo de actividad económica de las diferentes regiones. Por ejemplo (Bourguignon y Morrisson 1990) postulan que las explotaciones minerales y agrícolas se espera que aumenten la desigualdad en la medida que produzcan rentas concentradas. Ellos encuentran que en países donde las exportaciones de minerales representan más de un 5% del PIB, se observa una caída de entre 4 a 6% en el porcentaje del ingreso que percibe el 40% de menor ingreso. También se ha planteado entre las causas, la distinta evolución experimentada por las regiones en la demanda por trabajo calificado y no calificado, (Contreras, D., y A. Ruiz-Tagle 1996). Por otra parte, (Soto C., y A. Torche 2004) han enfatizado las limitaciones a la movilidad interregional que introducen ciertos programas públicos como el de vivienda social entre otros. La literatura ha enfatizado además que en la desigualdad global de los gini regionales en Chile, se constata que la variación entre regiones es mayor que la dentro de cada una de ellas (Contreras, D., y A. Ruiz-Tagle 1996). Sin embargo, al analizar el comportamiento del Gini por regiones para cada año en particular, no se detectó un patrón de concentración especial. Es más, al hacer la descomposición del Gini dentro y entre regiones se pudo constatar que la mayor parte del Gini total es explicado por el residuo. Véase Anexo N 3

GRAFICO N° 2
GINIS DE PERCEPTORES Y DE HOGARES POR REGIONES ENTRE 1987 Y 2003



En resumen, en esta sección se ha mostrado que la concentración del ingreso per cápita de los hogares se habría mantenido constante a través de los años en el período: 1987 y 2003. Se ha observado además que dicha constancia coexistiría con una reducción en la concentración del grupo de los 9 primeros deciles aunque no significativa estadísticamente y un aumento significativo estadísticamente en la concentración del décimo decil. Por último se ha documentado que la concentración del ingreso de los hogares sería superior a la de los perceptores. Finalmente se ha mostrado la existencia de una mayor heterogeneidad regional en relación a la de los ginis de todo el país que tiene que ver mas con variaciones entre regiones que dentro de ellas, lo que insinúa factores de inmovilidad para realizar el proceso equilibrador entre dichas unidades geográficas. (Soto C., y A. Torche 2004)

La sección siguiente tiene por objeto estudiar el efecto de variables estructurales y contextuales en la evolución de la concentración del ingreso en Chile, para identificar ciertos determinantes de los cambios detectados.

4. DETERMINANTES DE LA EVOLUCIÓN DEL ÍNDICE GINI ENTRE 1987 Y 2003

Efecto de Variables Contextuales

Con el objeto de estudiar la existencia de factores que se asocien directa o indirectamente con la desigualdad, se procedió en primer término a estudiar la desigualdad por áreas geográficas: zonas rurales y urbanas, por grupos de ingreso y por nivel educacional.

Al hacer una descomposición por tres grupos socioeconómicos: 20% inferior, 60% intermedio y 20% superior, se pudo observar que el 60% intermedio mostraba una menor concentración en tanto que el 20% superior (quintil de mas altos ingresos) mostraba la mayor desigualdad como se observa en el Cuadro N°1. Estos dos hechos estarían relacionados, toda vez que el menor índice de desigualdad que muestra el grupo intermedio es el reflejo de lo acotado que están los ingresos de dicho grupo, en tanto que la mayor concentración del último grupo es indicativa de la alta asimetría positiva que muestra la distribución del ingreso.

CUADRO N°1
GINIS POR GRUPOS DE INGRESO

Ingreso autónomo de perceptores

Años	20% inf	60% inter	20%sup
1987	31,4%	22,6%	38,7%
1990	23,9%	20,3%	40,9%
1992	22,4%	21,0%	41,5%
1994	22,2%	21,4%	42,1%
1996	31,2%	23,3%	40,3%
1998	29,1%	23,4%	40,2%
2000	31,6%	22,1%	42,4%
2003	27,1%	22,1%	41,7%

Fuente: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN1987-2003

El cuadro N° 2 indica que el GINI para la población urbana es mayor que el de la población rural para todos los casos con la única excepción de 1990. Por otra parte, al someter los datos de base a un análisis de “bootstrapping” se pudo constatar que las diferencias entre los Ginis urbanos y rurales eran estadísticamente significativas para todos los años salvo el 2000.

CUADRO N° 2
GINIS POR SECTOR RURAL Y URBANO
Ingreso autónomo de perceptores

Año	URBANO	RURAL
1987	58,1%	47,0%
1990	55,6%	58,3%
1992	56,3%	51,4%
1994	56,1%	51,0%
1996	56,8%	52,9%
1998	57,2%	53,3%
2000	57,2%	54,6%
2003	56,2%	54,2%

Fuente: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN1987-2003

La educación ha sido considerada un instrumento que podría mejorar la distribución del ingreso a través de incrementar el nivel de ingreso de los grupos mas pobres mas que proporcionalmente que lo que hace con los grupos de mayor ingreso. Es así que (Bourguignon y Morrisson (1990) encuentran que 20 puntos porcentuales de incremento en la proporción de la fuerza laboral que tiene al menos educación secundaria aumenta la proporción del ingreso recibida por el 60% mas pobre entre 3 y 4 puntos porcentuales

En primer lugar se estudió la concentración de la escolaridad y se pudo constatar que ella ha disminuido sistemáticamente entre 1987 en que el Gini alcanzaba a 27,2% hasta el 2003 en que presenta un valor de 21,8%.

Para estudiar con mas detalle el efecto de la mayor educación en la distribución del ingreso se consideraron cuatro niveles de escolaridad: nivel 1 que cubre el primer ciclo de básica (hasta 4 años de escolaridad), nivel dos que cubre hasta básica completa (de 5 a 8 años de escolaridad), tercer nivel que cubre media completa hasta dos años de educación terciaria (de 9 a 14 años de escolaridad), y finalmente el nivel 4 que considera mas de 14 años de escolaridad. Luego se calculó el índice de Gini del ingreso para los perceptores de cada uno de los grupos considerados anteriormente. Se pudo constatar que en todos los años el Gini aumenta sistemáticamente al pasar de los grupos de menor escolaridad a los de mayor. Véase Cuadro N°3. En particular para el año 2003, en que se calcularon intervalos de confianza por técnicas de bootstrapping, se observó que, las diferencias entre los dos grupos de mayor escolaridad y los otros grupos, son estadísticamente significativas al 95% de nivel de confianza.

Para formarse una idea de cuan fuerte es el efecto de la educación en la desigualdad total del ingreso de los perceptores, se descompuso el Gini del año 2003 en función sólo de los niveles educacionales, pudiendo constatarse que un 45% del valor del GINI puede ser explicado por la variación entre los niveles educacionales y el resto por la variación dentro de cada grupo (33%) y por el residuo (22%). Estos hechos insinúan que los traslapes de ingreso para diferentes niveles educacionales juegan un papel menor y que la gran diferencia surge por la relación entre la mayor escolaridad y la disparidad entre los grupos

así constituidos. En otras palabras, al aumentar el nivel de educación de tal manera que los grupos mas bajos desaparezcan, la desigualdad dentro de cada grupo aumenta por que los perceptores se integran a los siguientes grupos con lo que les dan mayor desigualdad interna, pero la desigualdad entre grupos debería tender a reducirse por haber desaparecido los grupos más heterogéneos respecto de los restantes. El resultado general es ambiguo aunque, de acuerdo a los antecedentes que entrega la descomposición este último efecto sería predominante.

Al incorporar simultáneamente educación y edad se obtienen resultados ambiguos como puede observarse en el cuadro N°3 paneles dos al cuatro. Sin embargo, para el año 2003, en que se calcularon intervalos de confianza por técnicas de bootstrapping, se observó que para todos los intervalos de edad, las diferencias entre los dos grupos de mayor escolaridad y los otros grupos, son estadísticamente significativas al 95% de nivel de confianza.

CUADRO N° 3
CONCENTRACION DEL INGRESO AUTÓNOMO DE PERCEPTORES POR GRUPO DE EDAD Y NIVEL EDUCACIONAL.

Total								
	1987	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2003
educt==1	43.8%	46.4%	43.9%	43.7%	44.6%	43.0%	40.4%	40.3%
educt==2	47.2%	46.9%	44.7%	47.4%	45.9%	43.9%	44.3%	42.2%
educt==3	55.4%	52.2%	50.7%	49.4%	50.5%	49.4%	47.4%	47.2%
educt==4	58.3%	56.2%	59.2%	57.7%	58.7%	58.8%	60.0%	57.8%
personas de 20 a 35 años								
	1987	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2003
educt==1	41.2%	38.4%	38.8%	38.2%	40.2%	44.5%	34.9%	36.6%
educt==2	36.1%	41.2%	36.3%	37.8%	39.8%	36.8%	36.8%	37.0%
educt==3	45.4%	43.3%	42.5%	40.1%	42.6%	39.7%	40.3%	39.7%
educt==4	56.1%	53.7%	52.5%	52.8%	51.4%	51.6%	50.3%	48.7%
personas de entre 35 y 50 años								
	1987	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2003
educt==1	43.8%	52.5%	46.0%	48.0%	47.2%	41.6%	42.2%	39.0%
educt==2	47.5%	48.2%	45.3%	47.3%	45.0%	42.9%	42.8%	40.2%
educt==3	54.1%	51.6%	50.9%	49.2%	49.7%	50.9%	47.8%	46.9%
educt==4	51.7%	54.2%	56.6%	50.9%	55.3%	54.7%	59.0%	53.8%
personas de mas de 50 años								
	1987	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2003
educt==1	43.7%	44.3%	43.7%	42.4%	44.1%	43.2%	40.1%	40.6%
educt==2	51.4%	48.2%	47.7%	50.6%	47.8%	45.8%	46.0%	44.4%
educt==3	59.1%	60.8%	56.1%	57.6%	55.6%	51.5%	48.0%	51.8%
educt==4	54.3%	57.3%	56.7%	63.9%	58.1%	54.5%	53.9%	58.4%

Fuente: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN

En resumen puede decirse que los ingresos en las zonas urbanas aparecen como mas concentrados que en las rurales y lo que es mas importante que la mayor educación parece

tener un efecto ambiguo en la concentración. Sin embargo, los resultados anteriores no permiten separar el impacto de otras variables como edad, envejecimiento e incluso de ruralidad al estudiar educación. Además al tratar de incorporar la variable edad en el análisis conjunto de nivel educacional y años calendario, se obtuvieron resultados poco definidos.

Análisis estadístico de los determinantes de la distribución del ingreso autónomo de los perceptores.

Como los resultados del impacto de una o dos variables a la vez, fueron ambiguos, pareció conveniente estudiar el impacto simultáneo de varias variables socioeconómicas que normalmente se ha considerado que afectan la distribución del ingreso, en una perspectiva más formal. En particular se analizó el efecto de la actividad económica medida por el PGB per cápita y su cuadrado y por la desocupación. Se consideró además la escolaridad, la tasa de urbanización, los niveles de pobreza y los ingresos promedios regionales de perceptores y de hogares per cápita. (Soto C., y Torche A. 2004) Para ello se corrieron regresiones utilizando un “panel” de regiones a través del tiempo. Las unidades de análisis son las regiones y se han obtenido de las encuestas CASEN tomadas entre 1987 y el año 2003. Es interesante destacar que no se trata de un panel propiamente tal puesto que las unidades tomadoras de decisión (personas) encuestadas son distintas para los diferentes años. Sin embargo, es esperable que en general, las personas permanezcan largo tiempo en la misma región y por lo tanto que haya ciertos efectos fijos por región a través de los años. Por ello se ha preferido un modelo de efectos fijos o aleatorios en vez de una regresión conjunta (pooled data). Para elegir entre uno u otro de dichos modelos se ha empleado el test de Hausman.

Con el objeto de evitar problemas asociados a los ciclos del PGB, se ha calculado un PGB de tendencia aplicando el filtro de Hodrick y Prescott a los PGB regionales. Luego se calcularon los valores per cápita dividiéndolos por las poblaciones totales de las diferentes regiones.

El análisis que se presenta a continuación puede entenderse como un ejercicio de “data mining” toda vez que no hay una teoría que determine la elección de las variables concomitantes con el Gini.

Es así que se ha incluido el PGB per cápita (ypc) y un término cuadrático para tomar en cuenta posibles no linealidades en la relación con el índice de Gini y además poder chequear la hipótesis de Kuznets.

Se incluyó además la tasa de ocupación porque se pensó que un nivel más alto de empleo puede tener efectos expansivos sobre los salarios y esto podría afectar la distribución del ingreso de los perceptores al presentarse dichos incrementos en forma sesgada hacia las personas de mayor calificación relativa. También se incluyó la tasa de participación de los miembros del hogar como una medida de la proporción de miembros de la familia que son perceptores de ingreso y contribuyen por lo tanto al ingreso del hogar.

Luego se incluyeron dos variables de escolaridad: la del jefe de hogar y la global. La escolaridad del jefe de hogar puesto que por su posición en la familia tendría ciertos incentivos para obtener los mayores ingresos compatibles con el capital humano de que dispone, empujando así la distribución hacia la derecha. El capital humano del resto se ha medido por la tasa de escolaridad promedio dada la situación minoritaria de los jefes de hogar dentro de la fuerza de trabajo total. También se ha calculado la tasa de escolaridad del resto de la población pero no se ha empleado en las regresiones.

La constatación de que la desigualdad del ingreso en la población urbana sería significativamente diferente a la de la población rural como se constató en la sección precedente, muestra la conveniencia de tratar separadamente al sector urbano del rural. Sin embargo, como el proceso de urbanización ha sido muy fuerte en Chile lo que se muestra porque la población urbana era superior al 85% en el 2000 y además el proceso continua, ha parecido mas conveniente emplear la población total como universo de estudio y la tasa de urbanización como una variable más, de esta forma se dispone de una población mas amplia y además se puede analizar el impacto de las futuras tendencias de traslado rural urbano.

La variable población mayor de 50 años se ha agregado para medir el impacto del envejecimiento de la población, que en Chile es un fenómeno emergente, y que es esperable que tenga un efecto desestabilizador en la distribución del ingreso debido por una parte a la mayor experiencia de las personas de mas edad y por la otra por el deseo de muchas de pensionarse anticipadamente y a través de ese mecanismo limitar sus ingresos periódicos. El impacto global de estos dos efectos encontrados deberá ser resuelto empíricamente. Sin embargo, esta variable no resultó significativa en ningún caso.

La variable pobreza se ha incorporado para verificar la existencia de posibles relaciones al menos a nivel de correlaciones, con la distribución del ingreso. Además se ha agregado una variable de tendencia (años) para incorporar el impacto de la evolución de otras variables económicas o sociales que pudieran afectar a la distribución del ingreso.

Por último se han incluido varias variables de riqueza física para identificar posibles relaciones entre la variabilidad de dichos activos y la del Gini. Los datos disponibles en las CASEN entregan información bastante desagregada de las viviendas que es uno de los componentes mas importantes de la riqueza de la mayoría de los hogares. Se exploraron varias posibilidades como alquileres, número de recintos en general y de dormitorios en particular y algunas de salud como hospitalizaciones e intervenciones quirúrgicas por su posible impacto en la utilización del capital humano. Finalmente se incluyó solamente la variable alquiler que a pesar de sus problemas de construcción puesto que incluye en muchos casos estimaciones, fue la que a la postre resultó mas robusta. Se consideró el alquiler como una medida de la riqueza del hogar y se calculó la desviación estándar de los alquileres como una medida de dispersión de dicha riqueza a nivel regional.

La encuesta CASEN de 1998 no incluye datos sobre alquiler. Para no perder la información de ese año se construyó una ecuación de predicción de los alquileres en función de variables regionales como PGB per cápita y población, de variables del hogar que habita la

vivienda como el ingreso autónomo per cápita del hogar y la escolaridad del jefe de hogar y finalmente de la propia vivienda como es el número de sus dormitorios.

El cuadro N°4 presenta los datos para las variables consideradas en el período 1987-2003

CUADRO N° 4

VALORES PROMEDIOS ANUALES DE LAS VARIABLES CONSIDERADAS

year	1987	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2003
Ln(Pgb96_Cap)	7,02	7,15	7,27	7,36	7,47	7,55	7,58	7,64
Ln(Pgb96_tend	7,05	7,23	7,33	7,41	7,48	7,55	7,61	7,69
tpartR	0,39	0,40	0,41	0,42	0,42	0,44	0,44	0,41
Desoc	0,10	0,08	0,06	0,07	0,06	0,10	0,10	0,10
Escol	7,2	8,5	8,6	8,6	8,9	9,2	9,3	9,6
EscolR	7,3	8,6	8,7	8,7	9,0	9,2	9,3	9,6
EscolJh	7,2	8,2	8,4	8,4	8,7	9,1	9,2	9,6
Pobreza	0,46	0,39	0,33	0,28	0,23	0,22	0,21	0,19
Indigencia	0,17	0,13	0,09	0,08	0,06	0,06	0,06	0,05
Numper	4,2	4,1	4,0	3,9	3,9	3,9	3,9	3,8
PobM50	17,7	17,9	18,2	19,1	18,5	18,9	19,7	20,7
Pob_región	2463	2594	2694	2800	2904	3006	3097	3231
Tasa Urban	0,81	0,81	0,82	0,83	0,84	0,85	0,86	0,87
Alquiler prom	11128	19722	25623	31711	37428		47840	44303
INGRESOS								
Y Autónomo	43487	87352	133317	175490	218842	262822	285544	298946
Y Autó_90%	25293	50799	77552	102137	127132	152016	164259	174942
Y Cap_Hogar	21166	43425	68624	89607	116939	142284	153209	168639
Y Cap_Hog90%	12247	25532	40172	52985	68852	82846	88122	96322
GINIS								
Ing_auton	0,56	0,55	0,54	0,54	0,56	0,56	0,56	0,55
Ing_auton90%	0,43	0,40	0,40	0,40	0,42	0,43	0,42	0,42
Iauton_hog/cap	0,55	0,54	0,53	0,53	0,54	0,55	0,56	0,53
Iaut_hog/cap90%	0,41	0,40	0,39	0,39	0,40	0,41	0,41	0,40

Fuente: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN

Puede observarse que:

- i) Las medidas de actividad económica consideradas: el PGB per cápita y de tendencia han evolucionado positivamente durante todos los años considerados. Es interesante destacar que la reducción del PBG en 1999 no aparece registrada en estos datos que se refieren a los años 1998 y 2000.
- ii) La desocupación por otra parte ha variado en uno u otro sentido debido a los vaivenes de la actividad económica.
- iii) La tasa de participación de las personas que no son jefes de hogar y que hemos denominado tasa de participación del resto (tpartR) también ha evolucionado positivamente hasta el 2000 para caer en el 2003.
- iv) A pesar de los esfuerzos de cobertura educacional realizados en Chile, el cambio en la escolaridad promedio ha sido pequeño: un poco más de dos años de escolaridad en 15 años calendario. Por lo tanto, la escolaridad promedio habría crecido en 0.15 de año de escolaridad por año calendario.

- v) Con el objeto de disponer de antecedentes mas precisos se han considerado separadamente la tasa de escolaridad de los jefes de hogar (EscolJh), La escolaridad de toda la población (Escol) y la del resto de al población (EscolR). A nivel agregado de todo el país, su evolución es similar a la de escolaridad total.
- vi) La pobreza y la indigencia han mostrado una caída significativa durante todo el período lo que muestra la preocupación efectiva por dicho tema dentro de las políticas sociales.
- vii) La tasa de urbanización también muestra un incremento constante que se expresa en un aumento de la población urbana y un constante flujo migratorio del campo hacia las ciudades acompañado de otro flujo de las ciudades pequeñas hacia las más grandes.
- viii) Finalmente, se presentan cuatro coeficientes Gini que corresponden a la distribución de los ingresos autónomos de los perceptores considerados individualmente, a la distribución de los nueve deciles de menor ingreso. A la distribución del ingreso autónomo per cápita de los hogares y finalmente a la distribución de los nueve deciles de menor ingreso de dicha distribución de hogares per cápita. Estos coeficientes ya fueron analizados en la sección precedente.

Se estudió el comportamiento del gini de los perceptores y de los hogares que son las dos poblaciones básicas: la primera que mide la concentración asociada a la distribución primaria de la economía y la segunda que se vincula a los hogares y tiene una connotación de bienestar. Además se han incorporado dos distribuciones adicionales que son las de los nueve deciles de menor ingreso. Su objetivo consiste en determinar si el comportamiento de estos sub grupos es similar al de los grupos pertinentes totales.

El cuadro N°5 presenta los resultados de las regresiones. En tres de los cuatro casos considerados, el test de Hausman, fue consistente con la hipótesis nula de inexistencia de efectos sistemáticos. Por lo tanto, el modelo de efectos fijos sólo se aplico para la población de los hogares del 90 por ciento de personas de menor ingreso. Los estimadores también fueron calculados con varianzas robustas y las variables significativas continuaron siendolo.

Los resultados muestran que los Gini han sido sensibles a las medidas agregadas de actividad económica: ocupación y PGB y que en este último caso, la relación presenta no linealidades, es decir términos cuadráticos significativos.

Entre las variables contextuales significativas cabe destacar las de escolaridad general, la tasa de urbanización, la población y la incidencia de pobreza y la tasa de participación del resto de las personas del hogar en el caso de las poblaciones de hogares.

En las variables de tendencia (años) se ha considerado 1990 como año de base. Los valores de los coeficientes son en general significativamente diferentes de cero, pero no es posible establecer un patrón claro de cambio en el tiempo.

También se han introducido los valores promedios de los ingresos autónomos de las cuatro poblaciones de las que se están calculando los ginis, para determinar en que medida la concentración dependería de los valores absolutos de los ingresos. Los datos indican que

los parámetros serían significativos pero muy pequeños (cifras del orden de las diez milésimas, a lo más). La variable activos medida por la dispersión de los arriendos como una proxy del valor de las viviendas muestra coeficientes positivos y significativos en tres de los cuatro casos.

CUADRO N° 5

REGRESIONES DE VARIABLES CONCOMITANTES CON EL GINI

VALORES PROMEDIOS ANUALES DE LAS VARIABLES CONSIDERADAS

	gini_yautaj_percept	gini90_yautaj_percept	gini_yauthaj_pers	gini90_yauthaj_pers
lypc96_tend	0.445	-0.058	0.291	0.460
	(0.026)**	(0.694)	(0.102)*	(0.030)**
lypc96_tend2	-0.032	0.004	-0.023	-0.032
	(0.013)**	(0.667)	(0.049)**	(0.021)**
(mean) escol	-0.047	-0.010	-0.022	0.024
	(0.050)**	(0.511)	(0.039)**	(0.043)**
(mean) escoljh	0.010	0.012		
	(0.606)	(0.336)		
(mean) ocup	-0.151	0.145	0.423	0.501
	(0.209)	(0.084)*	(0.071)*	(0.051)*
(mean) turba	0.132	0.087	0.076	0.032
	(0.094)*	(0.115)	(0.247)	(0.792)
(me) yautaj_pr	0.000			
	(0.000)***			
(sd) alquiler	0.000	0.000	0.000	0.000
	(0.230)	(0.000)***	(0.040)**	(0.031)**
lpob	0.010	-0.007	0.014	0.075
	(0.023)**	(0.051)*	(0.000)***	(0.560)
Año 1987	-0.023	0.001	-0.008	0.044
	(0.223)	(0.945)	(0.596)	(0.011)**
Año 1992	-0.039	0.012	-0.041	-0.025
	(0.000)***	(0.155)	(0.000)***	(0.016)**
Año 1994	-0.061	0.020	-0.051	-0.029
	(0.000)***	(0.122)	(0.000)***	(0.083)*
Año 1996	-0.046	0.078	-0.055	-0.024
	(0.001)***	(0.000)***	(0.000)***	(0.318)
Año 1998	-0.058	0.104	-0.052	-0.020
	(0.001)***	(0.000)***	(0.001)***	(0.524)
Año 2000	-0.067	0.108	-0.057	-0.021
	(0.001)***	(0.000)***	(0.001)***	(0.549)
Año 2003	-0.082	0.113	-0.082	-0.037
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***	(0.360)
(me) yautaj_90		-0.000		
		(0.000)***		
(mean) tpartR			-0.602	-0.302
			(0.003)***	(0.119)
(mean) pobreza			0.106	0.143
			(0.168)	(0.027)**
(me) yauthaj_90				0.000
				(0.717)
Constant	-0.829	0.541	-0.439	-2.165
	(0.271)	(0.331)	(0.524)	(0.061)*
(me) yauthaj_pr			0.000	
			(0.000)***	
Observations	104	104	104	104
Numb of region	13	13	13	13
R-squared				0.519
p values in parentheses				
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%				

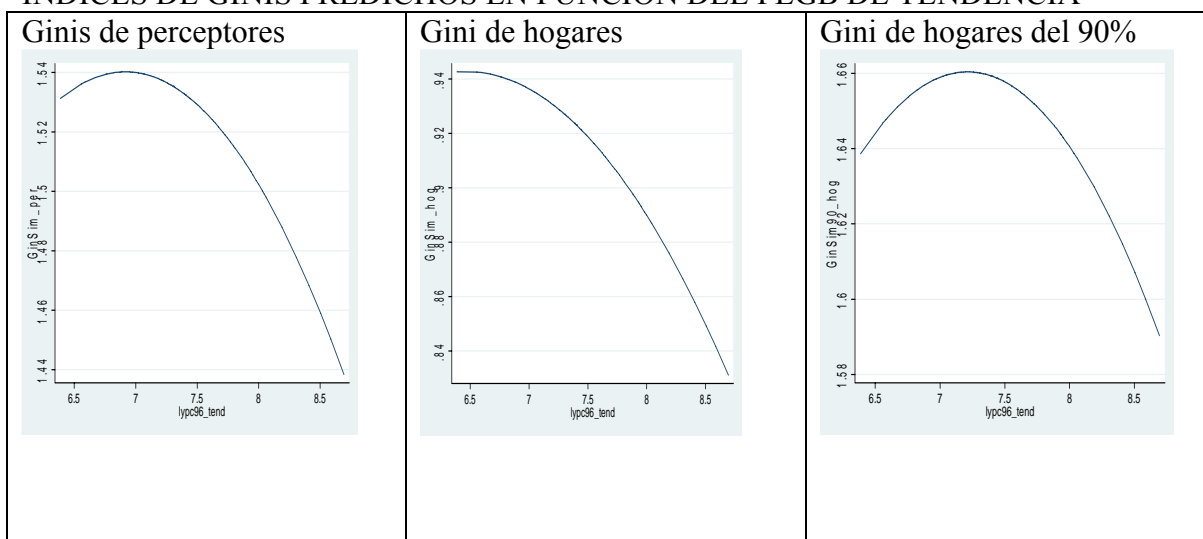
FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN1987-2003.

En resumen puede decirse que:

1. La variable de actividad económica (pgb per cápita de tendencia) muestra efectos significativos en el comportamiento del Gini. Además en tres de los cuatro casos considerados, los antecedentes disponibles validan la hipótesis de Kuznets (coeficiente de actividad positivo y de actividad al cuadrado negativo). (Ray 1998 pg. 204). El gráfico N°1 presenta la relación de los ginis con el ingreso de tendencia.
2. Al calcular los puntos de cúspide se obtiene que ellos se ubican en el 54% , 34% y 72% de la media del ypc de tendencia respectivamente.

GRAFICO N° 1

INDICES DE GINIS PREDICHOS EN FUNCIÓN DEL PEGB DE TENDENCIA



3. La variable ocupación es significativamente diferente de cero en tres de los cuatro casos y en todos ellos es positiva mostrando una vez mas el impacto directo de las variables de nivel en la dispersión de los ingresos
4. La educación se ha medido por dos indicadores la escolaridad promedio de toda la población y la de los jefes de hogar. Sólo la primera resultó significativa. El parámetro de la escolaridad resultó negativo y significativo en el caso de los perceptores y de los hogares, sin embargo tuvo un valor positivo para el grupo de los 9 deciles inferiores insinuando que la mayor escolaridad ampliaría la desigualdad en este grupo. Un mecanismo posible puede asociarse a un vínculo de los mayores promedios de escolaridad regional con una mayor escolaridad de la población femenina y con la consiguiente mayor participación de este grupo. Este efecto, no se presentaría en el grupo de todos los hogares pues sería contrareestado por el subgrupo del decil de mayor ingreso.
5. Las variables años aparecen significativas y en general negativas lo que insinúa que los Ginis no han permanecido constante a través del tiempo sino que han experimentado una pequeña reducción con respecto al de 1990. Sin embargo es mas

difícil establecer fehacientemente si ha habido reducción o incremento entre los restantes años.

6. La variable variabilidad de los alquileres medido por su desviación estándar muestra coeficientes positivos y significativos en tres de las cuatro regresiones, lo que es indicativo de la correlación positiva entre la variabilidad de la riqueza y la variabilidad del ingreso actual. Podría pensarse en una situación de simultaneidad en que fuese el ingreso el que hubiese determinado el valor de la casa. Sin embargo, para la mayoría de las personas el valor de la vivienda está determinado por el ingreso permanente que en general no está fuertemente correlacionado con el ingreso actual debido al impacto del ingreso transitorio.
7. Otras dos variables introducidas en la población de hogares fueron la tasa de participación promedio en el mercado del trabajo de resto de las personas excepto los jefes de hogar y la incidencia de pobreza. La tasa de participación está medida en términos porcentuales. Puede pensarse que a mayor número de dependientes propiamente tales (es decir inactivos) menor es el número de perceptores de ingreso y por lo tanto mas ingreso debe aportar cada uno, aumentando así la dispersión de la variable. Es así que el signo esperado de esta variable debiera ser negativo. Esta variable resultó ser significativa sólo en un caso en que tiene el signo esperado. La incidencia de pobreza se incluyó para determinar en que medida grupos mas amplios de personas en situación de pobreza, tienen un efecto adverso en el nivel de los ingresos y puedan afectar la variabilidad de los mismos en uno u otro sentido. Esta variable resultó significativa en un solo caso mostrando un efecto de incremento de la desigualdad.
8. Finalmente se incluyeron cuatro variables de ingreso promedio: una para cada uno de los grupos considerados: perceptores totales, perceptores de los nueve primeros deciles, hogares y hogares de los nueve deciles mas pobres. Su objetivo consiste en poder verificar la hipótesis de independencia de la concentración con respecto a los valores absolutos de la distribución. Los resultados en tres de los cuatro casos validan la existencia de una relación entre concentración y niveles de los ingresos.

5. HACIA UN MODELO FORMAL DE LOS DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO: MODELO MICROECONOMETRICO DE LA DISTRIBUCION DEL INGRESO

En las secciones precedentes, se ha realizado un diagnóstico de la distribución del ingreso en Chile que cubre su evolución temporal, su relación con la de otros países desarrollados y en desarrollo (USA, Brasil y Uruguay) y finalmente se ha incursionado en la descripción de variables de políticas micro y macroeconómicas que se relacionan con la desigualdad del ingreso medida a través del coeficiente Gini.

En esta sección se plantea un modelo formal que permite evaluar el impacto “específico” de ciertas variables de política en la distribución del ingreso. La variable de ingreso considerada es el ingreso del trabajo por ser el que está mejor medido, lo que permite reducir los efectos adversos de los errores de medida que son altos en los otros rubros del ingreso como las rentas. En Chile los trabajos de Bravo, D., D. Contreras y S. Urzua, (2002) y de Larrañaga, O., y J. P. Valenzuela. (2006): emplean una metodología similar pero con una orientación diferente.

El modelo y su estimación.

Siguiendo el modelo de Heckman (1974) se parte del supuesto que la persona asigna su tiempo al trabajo y a actividades domésticas (de tal manera de maximizar su utilidad sujeto a las restricciones de tiempo, ingreso y costos, entre otras).

Este modelo permite determinar el tiempo dedicado al trabajo o al ocio (en ambos casos como una función de los salario, de los precios, de los ingresos, etc.)

Considerando la característica del problema, se puede observar valores positivos para el salario w^* percibido por los trabajadores activos y para las horas trabajadas h^* por ellos. Pero si el individuo no está trabajando solo se puede deducir que el salario ofrecido sería inferior al salario requerido por la persona. Por lo tanto el modelo en forma reducida se puede escribir como:

$$W_i^* = X_{1i} \beta + \varepsilon_{1i} \quad i = 1 \dots n$$

$$H_i^* = X_{2i} \delta + \varepsilon_{2i}$$

$$\text{Con } \begin{array}{ll} W_i = W_i^* & \text{si } H_i^* > 0 \\ W_i = 0 & \text{si } H_i^* = 0 \\ H_i = H_i^* & \text{si } H_i^* > 0 \\ H_i = 0 & \text{si } H_i^* = 0 \end{array}$$

La parte econometría de este modelo tiene los supuestos habituales de que $(\varepsilon_{1i} \varepsilon_{2i})$ siguen una normal bivariada con $E \varepsilon_{1i} = E \varepsilon_{2i} = 0$ con varianzas σ^2 y 1 y coeficiente de correlación ρ . (Heckman 1974), (Bourguignon, F., Spadaro, A. 2005), (Gasparini L., M. Marchionni and W. Sosa 2005).

Se trata de un modelo en que se construye la función de distribución del ingreso sobre la base de sus determinantes: salario horario y número de horas trabajadas. El salario horario se relaciona con variables como educación, sexo, edad, condiciones familiares, situación urbana o rural y otras. El modelo parte de la base que dicho salario es el resultado de una función de las características antes mencionadas $f(X)$ y de un conjunto de choques aleatorios $\Pi(1 + \varepsilon_i)$ que enfrenta la persona. Estos choques son múltiples y tienen que ver con problemas de empleo, de salud, de su vivienda o de su vehículo, de la propia persona o de su entorno, que entorpecen o agilizan su capacidad de generar ingresos. En términos formales se tiene que el ingreso de la persona $y_i = f(X_i) \cdot \Pi(1 + \varepsilon_{i,j})$ en que el índice i describa a las personas, X es el vector de variables socioeconómicas consideradas y el índice j se refiere a las diferentes categorías de errores que se han considerado. Este modelo se puede expresar en términos logarítmicos: $\ln(y_i) = \ln(f(X_i)) + \sum \ln(1 + \varepsilon_{i,j})$. Finalmente si se denomina E_i la expresión $\sum \ln(1 + \varepsilon_i)$ y se define $F_i = \ln(f(X_i))$ se tiene $\ln(y_i) = F + E_i$ que es la expresión que en definitiva se estimará. Se puede demostrar que si los errores son múltiples y de magnitudes similares, entonces E sigue asintóticamente, una distribución normal.

En la estimación de F se siguió la especificación de (Gasparini L., M. Marchionni and W. Sosa 2005) que considera tres tipos de agentes: los jefes de hogar, las parejas y los otros miembros del hogar. En principio se va a reproducir la distribución de ingresos de los perceptores pero, la situación que tiene el perceptor en el hogar, condiciona su nivel de ingreso

Este modelo puede ser estimado usando máxima verosimilitud con información completa pero se ha preferido un modelo con información limitada en que las ecuaciones se estiman separadamente: por una parte la ecuación de salario con un modelo de selección de Heckman en que la economía de selección puede ser interpretada como una forma censurada de la ecuación de oferta de trabajo en términos de si el individuo trabaja o no. (Heckman 1974), (Gasparini L., M. Marchionni and W. Sosa 2005). Por otra parte las horas trabajadas se asocian a un modelo tipo Tobit que adquiere plena validez si se tiene un conjunto de personas que no están en la fuerza de trabajo. Esta estrategia es consistente pero obviamente no es eficiente. Sin embargo, tiene notables ventajas en términos de sencillez y facilidad para llegar a los resultados finales. Green (2003), (Gasparini L., M. Marchionni and W. Sosa 2005), (Bourguignon F. and F. Ferreira. 2005), (Bourguignon, F., Spadaro, A. 2005):

En la especificación del salario se han empleado ecuaciones de Mincer (Mincer, 1974) que relacionan el logaritmo del ingreso (salario en este caso) con determinantes de la productividad marginal del trabajo como educación y experiencia, conjuntamente con otros como sexo y zona. Estas ecuaciones han recibido numerosas críticas por su especificación y por las variables empleadas. En particular se ha mencionado que la educación descrita por años de escolaridad no daría adecuada cuenta de las no linealidades de su efecto. Para solucionarlo se ha considerado describir la escolaridad lograda en términos de niveles (spline): sin educación, básica, media, terciaria profesional y terciaria no profesional. Estas clasificaciones permiten medir retornos diferentes para los distintos niveles. En algunas

regresiones se han separado las categorías básica y media en términos de básica incompleta y básica completa y otro tanto se ha hecho con el nivel medio. La subclasificación completa e incompleta aplicada en ciertos casos, a los niveles básico y medio se ha incorporado por las diferencias significativas que encuentran ciertos autores a los que completaron el ciclo. (sheepskin effect). (Sapelli, 2003). Finalmente se ha introducido una distinción adicional entre educación terciaria universitaria de aquella en institutos profesionales, para tener una apreciación más fina del impacto de la evolución de la estructura terciaria en Chile.

La variable experiencia es otra que aparece en todos los estudios sobre el particular. Por ejemplo: Beyer, H. (Mizala, A., P. Romaguera y P. Henríquez 1998): (1997), (Contreras, D., D. Bravo y Medrano 1999), (Beyer, H. 2000), (Mizala, A., y P. Romaguera 2002): (WB 2001), (Sapelli 2003), (Cerdeña, R., y A. Torche 2005).

Otra crítica recurrente a las ecuaciones de Mincer estimadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios ha sido el no tomar en cuenta los posibles sesgos de selección. En este caso se ha empleado un modelo de selección de Heckman en que la ecuación de selección puede ser considerada una curva de oferta de trabajo del tipo trabaja-no trabaja. Se han incluido las siguientes variables de selección: las de nivel educacional alcanzado con el mismo desglose que en la ecuación de salarios para destacar el costo de oportunidad de no trabajar, se han incluido además las variables de edad y edad al cuadrado para destacar el nivel de experiencia potencial alcanzado por la persona. En este modelo se ha considerado que las decisiones de los agentes toman en cuenta la situación del hogar en que ellos viven y se han incluido ciertas características del mismo como número de personas, tener pareja, e hijos menores de 15 años. Obviamente el impacto de estas variables es diferente para los diferentes grupos de agentes que se han considerado. Finalmente se ha incluido un tercer factor de costo alternativo: el estar estudiando que se aplica fundamentalmente al grupo resto de los miembros del hogar.

La variable salario horario, en general está sujeta a errores de medida lo que puede generar ineficiencia pero no inconsistencia cuando se encuentra al lado izquierdo de una ecuación. Sin embargo, el problema es más severo cuando se la incluye entre las variables del lado derecho como puede suceder en el caso de los determinantes de las horas trabajadas porque entonces genera estimadores inconsistentes. Esta ha sido la razón para no incluirla en las ecuaciones de determinación de las horas trabajadas.

Las horas trabajadas se estiman independientemente a través de modelos tipo Tobit para tomar en cuenta el hecho que la variable es censurada inferiormente lo que se expresa por la alta prevalencia de ceros: es decir de inactivos. En nuestro caso, en que la población objetivo son los perceptores de ingreso, (es decir todos tienen ingreso positivo) basta con estimadores MICO para tener estimaciones consistentes. Se han incluido las siguientes variables: escolaridad alcanzada con el mismo desglose que en las ecuaciones de salario, sexo edad y experiencia por ser variables personales que afectan la decisión de ocio y por lo tanto de horas de trabajo. Luego variables del hogar porque se parte de la base que los tomadores de decisión lo hacen desde la perspectiva de miembros de una familia constitutiva de hogar, a través de la cual generan su bienestar. Entre las variables del hogar cabe mencionar: número de personas, pareja empleada y existencia de otros miembros. Finalmente se ha agregado la variable de asistencia a un establecimiento educacional para

incorporar explícitamente este factor de costo alternativo. No se ha incluido una variable de salarios por los problemas de error mencionados anteriormente. Tampoco se ha querido incluir una variable instrumental que la reemplace para no restar transparencia a la interpretación de los coeficientes.

El modelo se ha completado con la incorporación de la variable zona para tomar en cuenta las restricciones de oferta que enfrenta el tomador de decisiones.

Las ecuaciones de salarios y de horas trabajadas se emplean para construir las curvas de ingreso en función de los atributos considerados: edad, escolaridad etc. Si se denomina Ω_β el espacio de valores para el vector de valores esperados de los ingresos dado un conjunto de variables determinantes X y de parámetros β y si $f(X,\beta)$ es un elemento de dicho espacio, se tiene que el ingreso efectivo percibido por los diferentes agentes considerados y_γ : jefes de hogar, parejas y resto puede expresarse como $y_\gamma = f(\beta) + \varepsilon$ en que $f(\beta)$ representa el efecto de las variables mas permanentes asociadas a decisiones anteriores y a sus características socio demográficas y el ε , el efecto de los choques externos y de las variables transitorias. El conocimiento de y_γ con el de $f(\beta)$ permite conocer ε y disponer de medidas separadas para los efectos mas permanentes y los transitorios. Con estas distribuciones se pueden construir las medidas de desigualdad deseadas: en este caso el coeficiente Gini y analizar sus cambios entre una situación y otra.

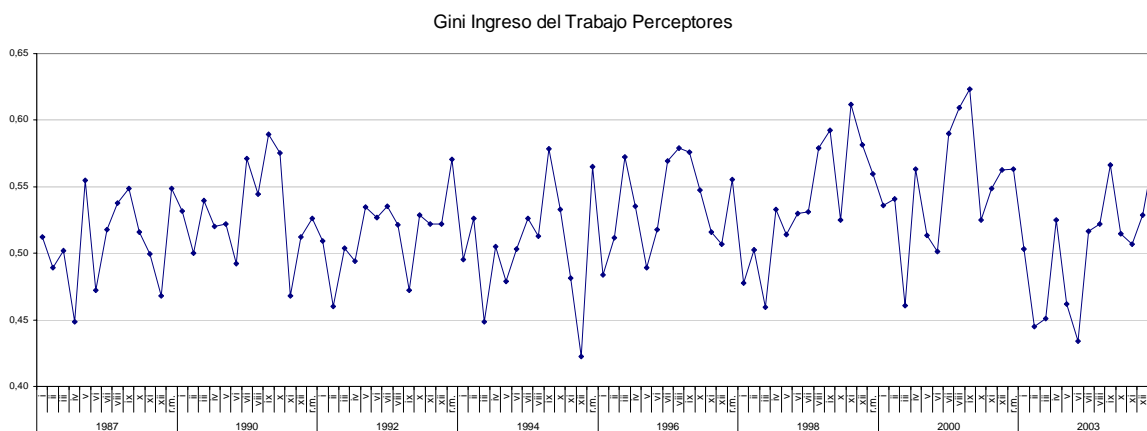
En este estudio se dispone de ecuaciones separadas de las horas de trabajo y de los salarios horarios. Por lo tanto se ha empleado, como variable operativa en los cálculos de las simulaciones el ingreso compuesto Y_{comp} que se obtiene de multiplicar ambas variables.

Para aplicar este método es necesario encontrar situaciones en que haya variabilidad en los Gini para poder así identificar efectos significativos atribuibles a las variables consideradas.

Los Gini regionales y la búsqueda de mayor variabilidad

Como la distribución en Chile ha sido bastante constante a través del tiempo, se han calculado los Gini por regiones para todos los años en que se dispone de encuestas CASEN. Se dispone de 104 datos que corresponden a los Gini del ingreso del trabajo para cada una de las 13 regiones en cada uno de los 8 años de que se dispone de encuestas CASEN. El grafico N°1 presenta los valores de la serie

GRAFICO N° 1
VALORES DE LOS GINIS REGIONALES PARA LOS OCHO AÑOS DE QUE SE
DISPONE DE DATOS DE LAS ENCUESTAS CASEN.



La variación máxima totaliza los 20 puntos porcentuales (0,42 en la xii región en 1994 y 0,62 en la ix región en el 2000) pero tiene lugar en diferentes regiones. Con el objeto de reducir la variabilidad de los no observables en el análisis de las diferencias de los ginis, se ha preferido trabajar con la misma región. Para ello se han identificado aquellas regiones que presentan las mayores diferencias a través de los 8 años considerados. La mayoría de las regiones muestran diferencias entre el mayor valor del Gini y el menor de menos de 7 puntos porcentuales. En de los 8 años en que se dispone de antecedentes de la CASEN, solo las diferencias de cinco regiones se empujan sobre los 9 puntos porcentuales. De estas se han elegida dos de entre las de mayor población: ellas son: la ii, y la viii.

En el Cuadro N°1 se presenta los valores del índice Gini para los años 1990, 1994 y 2000. En ellos se observan los mayores cambios del período 1990-2000.

CUADRO N°1

VALORES DE LOS GINIS REGIONALES EN LOS AÑOS CONSIDERADOS

Regiones	1987	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2003	Maximo	Min	Difer
i	0,512	0,532	0,509	0,495	0,484	0,477	0,536	0,503	0,536	0,477	6%
ii	0,489	0,500	0,460	0,526	0,512	0,503	0,541	0,445	0,541	0,445	10%
iii	0,502	0,540	0,504	0,449	0,572	0,459	0,461	0,451	0,572	0,449	12%
iv	0,449	0,520	0,494	0,505	0,536	0,533	0,563	0,525	0,563	0,494	7%
v	0,555	0,522	0,535	0,479	0,489	0,514	0,513	0,462	0,535	0,462	7%
vi	0,472	0,492	0,527	0,503	0,518	0,530	0,501	0,434	0,530	0,434	10%
vii	0,518	0,571	0,536	0,526	0,569	0,531	0,590	0,516	0,590	0,516	7%
viii	0,538	0,544	0,522	0,513	0,579	0,579	0,609	0,522	0,609	0,513	10%
ix	0,549	0,589	0,472	0,578	0,576	0,592	0,624	0,567	0,624	0,472	15%
x	0,516	0,576	0,528	0,533	0,548	0,525	0,525	0,515	0,576	0,515	6%
xi	0,500	0,468	0,522	0,481	0,516	0,612	0,548	0,507	0,612	0,468	14%
xii	0,468	0,512	0,522	0,423	0,507	0,581	0,563	0,528	0,581	0,423	16%
r.m.	0,549	0,526	0,571	0,565	0,555	0,560	0,563	0,572	0,572	0,526	5%
Total	0,541	0,540	0,551	0,551	0,562	0,560	0,569	0,548	0,569	0,540	3%

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de antecedentes de encuestas CASEN1987-2003.

En resumen se han considerado dos regiones grandes desde el punto de vista de su población: una ubicada en el norte y otra en el sur, para aislar posibles efectos idiosincráticos asociados a la diferente posición geográfica. El experimento consiste entonces para la segunda región en identificar los factores que estarían asociados a la reducción de los casi 10 puntos porcentuales que experimentó el gini de los perceptores de ingresos de dicha región entre el 2000 (54,1%) y el 2003 (44,5%)

En el caso de la octava región se trata de identificar los factores asociados al incremento de 8,4 puntos porcentuales del gini de los perceptores de ingreso entre 1994 (50,0%) y el 2000 (58,4%).

Es interesante destacar que en ambos casos se trata de fechas recientes y en alguna medida coetáneas entre ellas de tal forma de minimizar el impacto de cambios económicos estructurales.

Los métodos para hacer las comparaciones

En el estudio se ha empleado el coeficiente de Gini por su amplio uso como medida de resultado de la distribución del ingresos.

Los coeficientes Gini se han sometido a tres tipos de análisis: en primer lugar su descomposición por unidades agregadas. Este tipo de estudios se ha aplicado a las regiones y a la división de la población en dos grupos de ingreso: noventa por ciento inferior y el 10% superior. En ellos la descomposición se ha realizado separando el efecto dentro de los grupos que es una especie de promedio de la variabilidad que se presenta al interior de las diferentes unidades consideradas, (within), del efecto entre los grupos, que mide la variabilidad entre las diferentes unidades consideradas. Como el coeficiente Gini no es lineal, se debe incluir un residuo que permite lograr la igualdad. El método empleado ha

sido preconizado por C Dagum. (Dagum 1980), (Dagum 1987) y (Dagum 1997). Para mayores detalles del método puede verse el anexo N°3. Los resultados de este análisis se presentó en las secciones 1 y 2.

El segundo método consiste en una descomposición de la desigualdad medida por el índice Gini, que parte de un enfoque de regresión. Este procedimiento se basa en la metodología propuesta por Wan, G., H.,(2002). Este tipo de descomposiciones parten de las formulaciones de Oaxaca y Blinder (Oaxaca 1973), (Blinder 1973) que consideran el efecto de cambios en los parámetros y de cambios en los valores de las variables independientes. El método ha recibido numerosas críticas por que no especifica la base de la comparación y además es dependiente de la senda elegida. Fields and Yoo (2000) y Norduch y Sicub (2002) presentan dos metodologías para resolver los problemas planteados anteriormente. .

Wan describe una metodología que mejora los resultados de Fields y Yoo y de Norduch y Sicub. El procedimiento de Wan se ha aplicado en este informe a una ecuación de salarios estimada con una especificación semilogarítmica. El método parte de los valores de los salarios estimados con una especificación semilogarítmica para luego determinar sus valores reales a través de un proceso de exponenciación. La metodología permite descomponer el Gini total en el efecto de los valores predichos (\hat{y}) y de los residuos. Los valores predicho se asocian al impacto de las variables mas permanente (educación, experiencia, etc.) en tanto que los errores reflejan las variables de mas corto plazo. Este tipo de análisis permite describir la evolución del alcance de ambos tipos de variables en el período considerado. Es decir entre 1990 y el 2003.

Finalmente se ha desglosado el cambio experimentado por el Gini entre dos períodos en función de los cambios en parámetros conjuntamente con los cambios en los valores de las variables consideradas como: educación, experiencia, etc.

En términos mas precisos: se determina el ingreso total de los perceptores en un año, considerando que una de la variable de interés hubiese tenido los retornos de otro año y se determina el impacto en una medida de desigualdad de dicho cambio. Este procedimiento se realiza separadamente para cada una de las variables de interés (Bourguignon y Ferreira 2005) En este caso, el ingreso total se ha desglosado en términos de salario horario y de horas trabajadas y se han considerado cinco factores de retorno que pueden influir en dichas variables: el rendimiento asociado al nivel educacional, el rendimiento asociado a la experiencia, la brecha de género y a la estructura educacional a los cuales se ha agregado el impacto de los valores de las variables independientes consideradas aparte de la estructura educacional (matriz X_a) y finalmente el de las variables no incluidas que se puede asociar al término de error. (Gasparini L., M. Marchionni y W. Sosa, 2005). Estas variables han cambiado entre 1990 y el 2003 y el objeto de las secciones siguientes es determinar el impacto de dichos cambios en la distribución del ingreso.

Estimaciones

Los tres modelos considerados: de selección de Heckman para salarios, de regresión para las horas trabajadas y probit ordenados para la estructura educacional, se han estimado en términos anuales empleando toda la información regional disponible y considerando

interacciones para tomar en cuenta la características idiosincrásicas de las regiones. No se consideró una estimación conjunta con todos los años porque test de razón de verosimilitud mostraron que los modelos de los diferentes años presentaban cambio estructural. Para tomar en cuenta posibles problemas de heteroscedasticidad se han calculado estimadores “robustos” de las varianzas.

Para los estudios de las regiones ii y viii las estimaciones se han realizado sobre la base de los datos de las propias regiones consideradas, para tomar en cuenta en la forma mas fidedigna su especificidad.

La fuente de información, como se dijo anteriormente, es la colección de encuestas CASEN. En cada caso se emplearon las variables de ingreso corregidas por MIDEPLAN según la metodología de la CEPAL. (CEPAL 1995).

6. DIAGNOSTICOS REGIONALES EN LOS AÑOS DE MAYOR VARIACIÓN DEL GINI PARA LA APLICACIÓN DEL MODELO MICROECONOMETRICO

En esta sección se presentan los antecedentes económicos de las dos regiones seleccionadas (segunda y octava), con el objeto de mostrar las variaciones que han experimentado las variables de interés, es decir las principales variables macroeconómicas y los cinco factores que se han relacionado con el comportamiento de la desigualdad de ingreso de los perceptores.

SEGUNDA REGIÓN

Al analizar los coeficientes GINI de la segunda región para los 8 periodos con que se cuenta con encuesta CASEN (1987, 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003) puede observarse que la máxima variación para el ingreso del trabajo de los perceptores se presenta entre el 2000 y el 2003 con valores de 54,1% y de 44,5%.

CUADRO N° 1

PGB, DESEMPLEO, POBREZA Y COEFICIENTE DE GINI EN 2000 Y 2003

Valores Regionales

Variables	2000	20003	Cambio
PGB/cap	5049	5668,	12,3
Desempleo	11,3	8,6	-2,7
Pobreza	13,9	11,4	-2,5
Gini	54,1%	44,5%	-9,6

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003. Banco Central (2001) "Indicadores Económicos y sociales de Chile:1960-2000" Mayo ISSN 0716-2413 (español) pg 758 para población hasta 2000. Luego Proyecciones INE.PGB en pesos 1996.

El Cuadro N°1 muestra que entre el 2000 y el 2003, el PGB per cápita se incrementó en 12,3 %, y el desempleo y la pobreza se redujeron en 2,7 y 2,5 puntos porcentuales respectivamente. El Gini por su parte bajó en 9,6 puntos porcentuales.

A continuación se describen los cinco factores económicos que se han considerado para el estudio de la variación de los ginis: los retornos a la educación, y a la experiencia, la brecha de género, las horas trabajadas y la estructura educacional.

Retornos a la educación

Para comenzar se presenta el Cuadro N°2 con los valores de los salarios horarios de personas con diferentes niveles educacionales.

CUADRO N° 2
SALARIOS PROMEDIOS PARA DIFERENTES NIVELES EDUCACIONALES PARA
EL 2000 Y EL 2003

Datos de salarios horarios en \$ del 2003

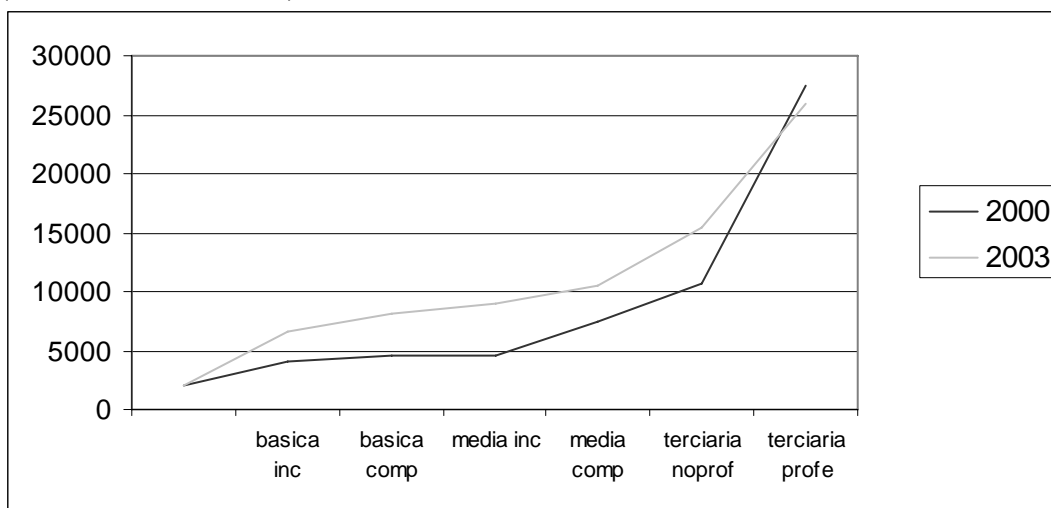
educ_tram	2000	2003	variacion
basica inc	5447	8367	54%
basica comp	5144	8999	75%
media inc	5453	8363	53%
media comp	7357	10871	48%
terciaria noprof	10586	14474	37%
terciaria profe	22444	21606	-4%
Total	9188	11655	27%

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003.

Puede observarse que los salarios horarios se han incrementado fuertemente (entre un 37% y un 75%) con la única excepción de la educación terciaria profesional que muestra una reducción, la que podría deberse a diferencias de experiencia, de edad o de género entre los participantes del año 2000 y del 2003.

El grafico N°1 que presenta los salarios horarios de un jefe de hogar hombre, con 30 años de experiencia, que vive en el sector urbano y que tiene educación media completa.

GRÁFICO N°1
SALARIOS HORARIOS DE JEFES DE HOGAR POR NIVEL DE EDUCACIÓN EN EL
2000 Y EN EL 2003
 (Montos en \$ del 2003)



FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003.

Puede observarse una relación directa y positiva entre mayor nivel educacional y mayor salario. Sin embargo, las pendientes varían siendo mas suaves hasta la educación media completa para luego empinarse sucesivamente mas. Esta tendencia es similar en ambos años: 2000 y 2003.

Por último es interesante destacar que los salarios del 2003 son siempre superiores a los del 2000 con la única excepción de la educación terciaria profesional en que se revierte dicha tendencia.

Retornos a la experiencia

El Cuadro N°3 muestra la evolución de los retornos a los años de experiencia en el 2000 y en el 2003. Se trata de un jefe de hogar con educación media completa, que es varón, que vive en zonas urbanas y que posee 10 o 20 o 30 años de experiencia. Puede observarse que el retorno aumenta al aumentar la experiencia y esto sucede hasta por lo menos los 40 años. Puede observarse además que los retornos del 2003 son siempre superiores a los del 2000 y finalmente que la diferencia entre los retornos del 2000 y del 2003 aumenta con la experiencia.

CUADRO N° 3

RETORNOS A LA EXPERIENCIA PARA DIFERENTES NIVELES DE EXPERIENCIA EN LOS ANOS CONSIDERADOS

Valores en \$ del 2003

años de exp	retornos a experiencia (salarios)		dif
	2000	2003	
10	5205	6707	29%
20	6601	8863	34%
30	7698	10910	42%

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003.

Brecha de género

El cuadro N°4 muestra la diferencial de salarios para hombres y mujeres. Se puede constatar que el sesgo de género es significativo en todos los casos. Sin embargo, estas cifras son engañosas porque no controlan por variables de productividad como educación y experiencia. Este punto se retomará al disponer de las estimación de los modelos de salarios.

CUADRO N° 4
BRECHA DE GÉNERO PARA JEFES DE HOGAR, PAREJAS Y OTROS MIEMBROS
DEL HOGAR: 2000 2003
(pesos del 2003)

año	Tipo de Persona y Sexo					
	Jefe Hog		Pareja		Resto	
	mujer	hombre	mujer	hombre	mujer	hombre
2000	7378	12631	7288	10043	4346	4719
2003	10138	14886	11355	27085	6100	8119

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003.

Horas trabajadas

Como puede observarse en el Cuadro N°5, las horas trabajadas permanecen muy estables con un cambio mayor que es estadísticamente significativo, para las personas de educación terciaria profesional.

CUADRO N° 5
HORAS TRABAJADAS POR NIVEL EDUCACIONAL EN EL 2000 Y EL 2003

educ_tram	2000	2003	variación
basica inc	48,0	48,6	1%
basica comp	49,4	53,2	8%
media inc	50,6	51,3	1%
media comp	49,9	51,5	3%
terciaria noprof	49,2	51,7	5%
terciaria profe	46,0	53,9	17%
Total	49,1	51,5	5%

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003

Al estudiar el comportamiento de los tres grupos de agentes: jefes de hogar, parejas y resto puede constatar que sólo los jefes de hogar presentan diferencias estadísticamente significativas en las horas trabajadas¹⁰

Estructura educacional

El rasgo mas destacable que presenta la estructura educacional general, es decir el porcentaje del total de trabajadores en los diferentes niveles educacionales, es una reducción a la cuarta parte del porcentaje de personas con educación básica y un incremento de sobre el 50% de las personas con educación media completa y terciaria.

¹⁰ Se ha empleado un test de Welch para varianzas diferentes.

Con el objeto de determinar el impacto de estos cambios en los tres grupos de agentes: jefes de hogar, parejas y resto, se presenta el Cuadro N°6.

CUADRO N° 6

ESTRUCTURA EDUCACIONAL DE JEFES DE HOGAR, SUS PAREJAS Y EL RESTO DE LOS TRABAJADORES PARA EL 2000 Y EL 2003

Cifras en porcentajes.

educ_tram	Jefe de Hogar			Pareja			Resto		
	2000	2003	dif	2000	2003	dif	2000	2003	dif
basica inc	22,90	11,57	-49%	21,75	10,87	-50%	55,36	8,36	-85%
basica comp	8,12	8,34	3%	8,49	4,60	-46%	2,48	4,98	101%
media inc	20,01	19,97	0%	19,52	18,22	-7%	14,53	22,33	54%
media comp	23,20	28,80	24%	28,06	27,38	-2%	13,75	37,23	171%
terciaria noprof	16,96	22,79	34%	14,01	26,32	88%	11,28	22,40	99%
terciaria profe	8,80	8,54	-3%	8,18	12,61	54%	2,59	4,69	81%
Total	100	100		100	100		100	100	

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003.

Puede observarse la fuerte reducción (sobre el 48%) de los trabajadores con educación básica incompleta, que toma su máxima expresión en el grupo de los otros trabajadores. Otro tanto sucede, pero en sentido inverso con los trabajadores con educación terciaria, en que el incremento en el grupo Resto es sobre el 80%. Los cambios en la educación terciaria profesional están más matizados presentando incluso una disminución entre los jefes de hogar que es compensada con un fuerte incremento en los otros dos grupos.

OCTAVA REGION

Al analizar los coeficientes GINI de la octava región para los 8 periodos con que se cuenta con encuesta CASEN (1987, 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003) puede observarse que su máxima variación para el ingreso del trabajo de los perceptores se presenta entre el 1994 y el 2000 con valores de 50,0% y de 58,4% .

CUADRO N° 7

PGB, DESEMPLEO, POBREZA Y COEFICIENTE DE GINI EN 2000 Y 2003

Valores Regionales

Variables	1994	2000	Cambio
PGB/cap	5858	6464	10,3
Desempleo	8,1	12,4	4,3
Pobreza	39,6	27,1	-12,5
GINI	50,0%	58,4%	8,4

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003. Banco Central (2001) "Indicadores Económicos y sociales de Chile:1960-2000" Mayo ISSN 0716-2413 (español) pag. 758 para población hasta 2000. Luego Proyecciones INE .PGB en pesos 1996. Finalmente empalme de autores.

El Cuadro N°7 muestra que entre 1994 y el 2000, el PGB per cápita de la región se incrementó 10,3% , el desempleo aumentó 4,3 puntos porcentuales pasando de 8,1% a 12,4% y la pobreza cayó de un 39,6% a un 27,1%.

Como se mencionó anteriormente, en el análisis de la evolución de los GINI, se han considerado, los retornos a la educación y a la experiencia, la brecha de género, las horas trabajadas, la estructura educacional y los no observables. En lo que sigue de esta sección se entregará una descripción de cada una de estas variables.

Retornos a la educación

Para comenzar se presenta el Cuadro N°8 con los valores de los salarios horarios de personas con diferentes niveles educacionales.

CUADRO N° 8
SALARIOS PROMEDIOS PARA DIFERENTES NIVELES EDUCACIONALES PARA
EL 1994 Y EL 2000

Datos de salarios horarios en \$ del 2003

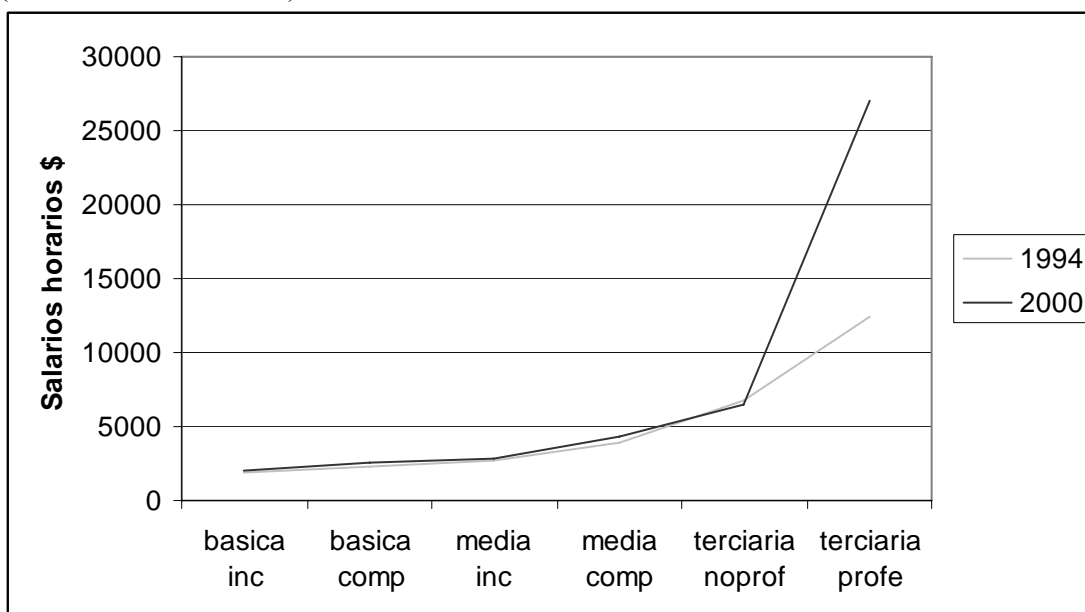
educ_tram	1994	2000	variación
basica inc	2629	3562	35,5%
basica comp	2460	3088	25,5%
media inc	2772	3738	34,9%
media comp	4102	6165	50,3%
terciaria noprof	6019	6899	14,6%
terciaria profe	11360	29667	161,2%
Total	4084	7294	78,6%

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 1994 y CASEN 2000.

Puede observarse que los salarios horarios se han incrementado fuertemente (entre un 14% y un 161%). Estos cambios podrían deberse a diferencias de experiencia, de edad o de género entre los participantes del año 1994 y del 2000. El efecto diferenciado de dichos factores se podrá apreciar con más precisión al analizar el modelo de salarios

El gráfico N°2 muestra los salarios horarios de un jefe de hogar hombre, con 30 años de experiencia, que vive en el sector urbano y que tiene educación media completa.

GRÁFICO N° 2
SALARIOS HORARIOS DE JEFES DE HOGAR POR NIVEL DE EDUCACIÓN EN
1994 Y EN EL 2000
(Montos en \$ del 2003)



Puede observarse una relación directa y positiva entre mayor nivel educacional y mayor salario. Sin embargo, las pendientes varían siendo mas suaves hasta la educación media completa para luego empinarse sucesivamente mas. Esta tendencia cambia haciéndose mas empinada al llegara a la educación terciaria donde se produce una diferencia entre ambos años. Por último es interesante destacar que los salarios del 2000 son siempre superiores a los de 1994 con la única excepción de la educación terciaria no profesional en que se revierte levemente dicha tendencia.

Retornos a la Experiencia

El Cuadro N°9 muestra la evolución de los retornos a los años de experiencia entre 1994 y el 2003. Se trata de un jefe de hogar con educación media completa, que es varón, que vive en zonas urbanas y que posee 10 o 20 o 30 años de experiencia. Puede observarse que el retorno aumenta al aumentar la experiencia y esto sucede hasta por lo menos los 48 años . Puede observarse además que los retornos del 2000 son siempre superiores a los de 1994 y finalmente que la diferencia entre los retornos del 2000 y de 1994 permanece relativamente constante alrededor del 12% a pesar de incrementarse la experiencia .

CUADRO N° 9

RETORNOS A LA EXPERIENCIA PARA DIFERENTES NIVELES DE EXPERIENCIA EN LOS ANOS CONSIDERADOS

Valores en \$ del 2003

años de exp	retornos a experiencia (salarios)		dif
	1994	2000	
10	2600	2906	12%
20	3417	3824	12%
30	4134	4585	11%

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003.

Brecha de género.

El cuadro N°10 muestra la diferencial de salarios para hombres y mujeres. Se puede constatar que el sesgo de género es significativo en todos los casos. Sin embargo, estas cifras son engañosas porque no controlan por variables de productividad como educación y experiencia. Este punto se retomará al disponer de las estimación de los modelos de salarios.

CUADRO N° 10
BRECHA DE GÉNERO PARA JEFES DE HOGAR, PAREJAS Y OTROS MIEMBROS
DEL HOGAR: 1994 2000
(pesos del 2003)

año	Tipo de Persona y Sexo					
	Jefe Hog		Pareja		Resto	
	mujer	hombre	mujer	hombre	mujer	hombre
1994	1994	4039	4983	4666	2846	2888
2000	2000	5095	10157	5944	5212	4068

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003.

Se puede constatar que el sesgo de género es significativo y positivo para los jefe de hogar en los dos años considerados y es pequeño del orden del 1% para el resto de la población en 1994. Para las parejas y para el resto de la población en el 2000 la relación se revierte

Horas trabajadas

Un tercer elemento importante de destacar es el de las horas trabajadas que, como puede observarse en el Cuadro N°11, permanecen estables con un cambio mayor que es estadísticamente significativo, para las personas con educación terciaria profesional.

CUADRO N° 11
HORAS TRABAJADAS POR NIVEL EDUCACIONAL EN 1994 Y EN EL 2000

educ_tram	1994	2000	dif
basica inc	49.9	47.1	-5.5%
basica comp	51.9	48.5	-6.4%
media inc	50.7	49.3	-2.8%
media comp	50.7	48.6	-4.2%
terciaria noprof	49.6	49.3	-0.7%
terciaria profe	48.1	43.4	-9.7%
Total	50.2	48.0	-4.5%

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003.

Al estudiar separadamente el comportamiento de los tres grupos de agentes: jefes de hogar, parejas y resto puede constatar que para todos aquellos con educación terciaria profesional, las horas trabajadas en el 2000 son significativamente diferentes a las trabajadas en 1994. En el caso de la educación básica completa que es el otro nivel en que se observan cambios mayores puede observarse que las diferencias son significativas sólo en el caso de todos los trabajadores y en el del resto del hogar.¹¹

¹¹ Se ha empleado un test de Welch para varianzas diferentes.

Estructura educacional

El cuadro N°12 presenta la estructura educacional general es decir el porcentaje del total de trabajadores en los diferentes niveles educacionales. Su rasgo mas destacado, es el incremento en mas de 30% de los trabajadores con media completa y el aumento de un 27% de las personas con educación terciaria profesional.

CUADRO° 12
ESTRUCTURA EDUCACIONAL EN 1994 Y EN EL 2000
Cifras en porcentajes

educ_tram	1994	2000	dif
basica inc	56,4	50,1	-11,1%
basica comp	6,2	6,6	5,1%
media inc	14,0	14,0	-0,1%
media comp	12,0	15,7	30,4%
terciaria noprof	8,5	10,0	17,8%
terciaria profe	2,9	3,7	27,1%
Total	100	100	

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003.

Con el objeto de determinar el impacto de estos cambios en los tres grupos de agentes: jefes de hogar, parejas y resto, se presenta el cuadro N°13.

CUADRO N° 13
ESTRUCTURA EDUCACIONAL DE JEFES DE HOGAR, SUS PAREJAS Y EL RESTO DE
LOS TRABAJADORES PARA 1994 Y EL 2000
Cifras en porcentajes.

educ_tram	Jefe de Hogar			Pareja			Resto		
	1994	2000	dif	1994	2000	dif	1994	2000	dif
basica inc	52,3	40,5	-22,5%	47,0	38,8	-17,4%	61,2	58,3	-4,7%
basica comp	8,2	9,0	9,9%	9,3	9,9	6,3%	4,4	4,3	-1,6%
media inc	10,7	13,4	24,7%	13,9	15,6	12,2%	15,4	13,7	-11,1%
media comp	13,9	17,9	29,1%	16,0	21,4	33,6%	9,9	12,7	28,6%
terciaria noprof	9,5	12,8	33,6%	9,3	10,2	10,1%	7,8	8,6	11,2%
terciaria prof	5,4	6,5	20,0%	4,4	4,0	-10,0%	1,4	2,3	71,1%
Total	100	100		100,0	100,0		100	100	

FUENTE: Elaboración de los autores sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN 2003.

Como lo anticipaba el cuadro N°12, uno de los cambios mas notables entre 1994 y el 2000 es el incremento de trabajadores con educación media completa, que toma su máximo valor en el grupo Pareja. Otro tanto sucede con los trabajadores con educación terciaria

profesional, en que el incremento en el grupo de resto es sobre el 70%, en tanto que para los jefes de hogar se empina al 20%. Es interesante destacar que en el grupo de parejas se observa una reducción de estos profesionales

7. EFECTOS DE LOS DETERMINANTES SOCIOECONOMICOS EN LAS BRECHAS OBSERVADAS DEL GINI

El modelo descrito permite identificar cambios en el coeficiente Gini de una región o del país en cada uno de los años en que se dispone de encuesta CASEN, asociados a las seis variables consideradas: retornos de la educación, experiencia, horas trabajadas, brecha de género, estructura educacional, otras variables y no observables. En primer lugar se han dividido las variables en dos grupos: los no observables y el resto. Los no observables incluyen el efecto de situaciones coyunturales y variables transitorias, en tanto que las restantes variables son el resultado de la actividad de las personas y tienen una mayor permanencia en el tiempo. En ese sentido pueden ser denominadas genéricamente efectos permanentes o de variables de decisión en contraposición a los residuos que denominaremos efectos transitorios. El cuadro N°1 muestra el efecto en el Gini en términos porcentuales que es atribuible a ambas variables entre 1990 y el 2003. En este caso se han empleado modelos que describen el comportamiento de los ingresos en términos anuales

CUADRO N° 1
PARTICIPACIÓN EN EL GINI DE LAS VARIABLES DE DECISIÓN
Y LOS EFECTOS TRANSITORIOS
(Porcentajes)

año	Efectos V de decisión	Efectos Transitorios
1990	0,51	0,49
1992	0,55	0,45
1994	0,53	0,47
1996	0,66	0,34
1998	0,58	0,42
2000	0,61	0,39
2003	0,62	0,38

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de encuestas CASEN 1990-2003

Puede observarse que el impacto de las variables de decisión en la magnitud del Gini, ha ido creciendo con el paso del tiempo, lo que indica el efecto cada vez mayor de las decisiones de los agentes en sus ingresos y por lo tanto en la dispersión de los mismos. Seguramente, la mayor estabilidad económica ha permitido que los efectos transitorios reduzcan su peso en la determinación de los ingresos de las personas.

El segundo paso consiste en separar el efecto de las variables de decisión en la desigualdad que muestra el ingreso. Para ello se estudiará en primer término como habría afectado la concentración del ingreso : los retornos de la educación, de la experiencia, las horas trabajadas, la brecha de género y la estructura educacional. El cuadro N°2 presenta el valor del Gini de la distribución del ingreso en el 2003 si los retornos a la educación, la experiencia o cada una de las otras variables hubiese tenido los valores que tenían en 1990, 1992 y así sucesivamente. Estas simulaciones se han realizado independientemente unas de otras.

CUADRO N° 2
VALOR DEL GINI DEL 2003 CON LOS VALORES DE LAS VARIABLE
CONSIDERADAS EN LOS AÑOS 1990-2003

Año	Ret Educación	Experiencia	Hor Trabajo	Brech Genero	Estruc Educa
1990	53,1%	56,2%	56,2%	54,6%	57,5%
1992	54,0%	56,1%	53,2%	53,6%	54,3%
1994	54,0%	56,6%	54,0%	54,3%	55,1%
1996	53,7%	53,1%	53,7%	53,5%	53,1%
1998	55,1%	55,7%	54,6%	53,7%	55,1%
2000	55,6%	55,6%	54,0%	53,8%	54,7%

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de encuestas CASEN 1990-2003

Si se considera que el Gini efectivo en el 2003 para el ingreso del trabajo, fue de 54.5%, puede observarse que los retornos de la educación tienen un efecto reductor de la desigualdad (reducen la magnitud del Gini) entre 1990 y 1996. Sin embargo, desde 1998 la situación cambia y la aplicación al 2003 de los retornos prevalecientes en dichos años hubiesen hecho más desigual la distribución del ingreso en el 2003. Debido a que el Gini efectivo para el 2003 es inferior al que surge de la estructura de retornos del 2000 y de 1998, se puede considerar la existencia de un cambio de tendencia en dicho período. Este cambio de tendencia posiblemente puede asociarse a la situación económica con alto crecimiento que caracterizó a Chile hasta 1996 y el cambio de la tendencia macroeconómica de allí en adelante.

Los retornos a la experiencia de 1990, 1992 y 1994 producen efectos en el 2003 muy similares entre sí. Los de 1996 presentan una baja, para posteriormente estabilizarse 5 décimas debajo que al comienzo. Es interesante destacar que estos cambios son muy pequeños (menores al 2%) y por lo tanto su impacto es insignificante. Las horas trabajadas muestran un efecto estable desde 1994 en adelante con un pequeño impacto reductor del Gini en 1996. Los retornos a la brecha de género de los diferentes años, han mostrado un efecto reductor marginal o nulo en la desigualdad del ingreso del 2003. Finalmente, la estructura educacional después de tener un efecto concentrador en 1990 ha tenido un comportamiento similar al del promedio, particularmente al considerar la estructura del 2000.

En síntesis, es interesante destacar que los retornos a la educación del 2003 generan una menor desigualdad del ingreso en dicho año, que la que se asociaría a los retornos prevalecientes en 1998 o en el 2000. Otro tanto sucede con los retornos a la experiencia que tienen un comportamiento similar entre 1996 y el 2000. Las horas trabajadas y la estructura educacional han mostrado un comportamiento más bien neutro en dicho período y los retornos a la brecha de género de 1996, 1998 y 2000 generan Gini más pequeños que los del 2003 indicando un efecto de incremento de desigualdad para dicha variable.

El siguiente punto interesante de destacar es el año 1996 en que todos los factores considerados muestran un efecto reductor, tema que probablemente pueda atribuirse a las

buenas condiciones económicas imperantes en dicha época y que sugiere el vínculo entre actividad económica y desigualdad

El tercer punto dice relación con un efecto de cambio de tendencia que mostraría la comparación entre el Gini efectivo del 2003 y los valores entregados por las diferentes variables. Sin embargo, esta tendencia no puede ser documentada con mas precisión al no disponer de antecedentes para años posteriores al 2003. En este caso como en el de 1996 es posible asociar dichas características a un mejoramiento en la situación macroeconómica particularmente la del empleo. Este hecho se puede apreciar con mayor claridad en el Cuadro N°3 que presenta las tasas de empleo en términos porcentuales de los jefes del hogar, sus parejas y también de los otros miembros del hogar.

Puede apreciarse que 1996 es el año que muestra el mayor porcentaje de jefes de hogar empleados y también conjuntamente con 1992 el mayor porcentaje de jefes de hogar empleados en los deciles de menor ingreso. Finalmente entre el año 1996 y el 2003 se puede observar una tendencia creciente en el empleo de los otros grupos del hogar lo que podría asociarse con el efecto potenciador de la desigualdad que tendrían los retornos a la educación y a la experiencia que se comentó en párrafos precedentes.

CUADRO N° 3

EMPLEO Y PERCEPTORES POR GUPOS ECONOMICOS ENTRE 1987 Y 2003

Porcentajes

Año	variables	9 prim deciles	10° decil	total
1987	Jefe_hog_emp	66%	82%	67%
	Pareja_empleada	10%	32%	13%
	% Ocupados	31%	53%	34%
	% perceptores	44%	62%	46%
1990	Jefe_hog_emp	69%	82%	70%
	Pareja_empleada	13%	34%	15%
	% Ocupados	34%	53%	36%
	% perceptores	47%	63%	49%
1992	Jefe_hog_emp	73%	82%	74%
	Pareja_empleada	15%	33%	17%
	% Ocupados	37%	54%	39%
	% perceptores	48%	67%	50%
1994	Jefe_hog_emp	72%	83%	73%
	Pareja_empleada	16%	36%	18%
	% Ocupados	37%	55%	39%
	% perceptores	48%	66%	50%
1996	Jefe_hog_emp	73%	86%	74%
	Pareja_empleada	19%	41%	21%
	% Ocupados	37%	58%	39%
	% perceptores	49%	67%	51%
1998	Jefe_hog_emp	71%	85%	72%
	Pareja_empleada	19%	39%	21%
	% Ocupados	37%	58%	39%
	% perceptores	49%	69%	51%
2000	Jefe_hog_emp	70%	85%	72%
	Pareja_empleada	20%	39%	21%
	% Ocupados	37%	59%	39%
	% perceptores	48%	70%	51%
2003	Jefe_hog_emp	70%	88%	72%
	Pareja_empleada	21%	40%	23%
	% Ocupados	38%	64%	41%
	% perceptores	50%	73%	52%

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de encuestas CASEN 1990-2003

Los ingresos anuales presentan en Chile una gran estabilidad. Es así que la máxima variación de los ingresos del trabajo entre 1990 y 2003 es de sólo un 3,6 por ciento. Por lo

tanto, se podría decir que los cálculos anteriores no serían confiables por que los antecedentes disponibles no permiten disponer de una variabilidad suficiente para captar el efecto individual de las diferentes variables. Para suplir esta deficiencia se ha realizado un análisis por regiones en donde es posible encontrar una mayor variabilidad.

SEGUNDA REGIÓN

En la sección precedente (sexta sección) se documentó que entre el 2000 y el 2003 la desigualdad del ingreso medida por el GINI se redujo en 9,9 puntos porcentuales en la segunda región. En esta sección se han considerado tres variables generales: los no observables y el resto de las variables que se ha dividido en dos sub grupos: los retornos en general que se asocian a las predicciones de los modelos de salarios empleados y las variables observables consideradas, como por ejemplo horas de trabajo y estructura educacional. En segundo lugar, se ha avanzado un paso mas para analizar en que medida los efectos en el Gini se pueden asociar a otros cinco factores considerados: retornos a la educación, retornos a la experiencia, brecha de género, horas trabajadas y nivel educacional de los perceptores de ingreso.

El cuadro N°4 muestra los resultados del modelo empleado. Como dichos resultados dependen de la situación de base que se elija, se ha considerado en primer lugar el 2000 como año de base y luego se ha hecho lo mismo par el 2003. Finalmente se ha tomado el cambio promedio como representativo del efecto de la variable en la variación observada del Gini. Las ecuaciones de salarios, de horas trabajadas y de estructura educacional con las estimaciones de los diferentes parámetros se presentan al final de esta sección.

CUADRO N° 4

SEGUNDA REGIÓN: EFECTO DE LAS VARIABLES CONSIDERADAS EN LA BRECHA DE GINI ENTRE EL 2000 Y EL 2003

AÑO	2000		2003		Promedios
	Valores Gini	brechas	Valores Gini	Brechas	
GINI	0,536		0,437	-9,9%	
RETORNOS	0,522	-1,3%	0,447	-1,1%	-1,2%
R. Educación	0,519	-1,7%	0,445	-0,8%	-1,2%
R. Experiencia	0,500	-3,6%	0,517	-8,1%	-5,8%
Brecha Genero	0,537	0,1%	0,447	-1,0%	-0,5%
V. OBSERVABLES	0,471	-6,5%	0,494	-5,7%	-6,1%
Horas Trabajo	0,539	0,3%	0,438	-0,1%	0,1%
Nivel Educacional	0,509	-2,7%	0,445	-0,8%	-1,7%
NO OBSERVABLES	0,508	-2,8%	0,457	-2,0%	-2,4%
			suma		-9,8%

Obs: el signo % debe interpretarse como puntos porcentuales.

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN2003

El signo negativo en la brecha indica que la variable considerada, tiene un efecto reductor en el Gini, en tanto que si el signo es positivo ello se asocia a un incremento de dicho índice. Así por ejemplo al considerar el año 2000 como base, y emplear los retornos educacionales del año 2003 se obtiene un gini de 0,519 en vez del de 0,536 original. El cambio en los retornos educacionales entre el 2000 y el 2003 se asocia a una brecha de 1.7 puntos porcentuales en el Gini de los ingresos del trabajo de la región entre el 2000 y el 2003. Esta interpretación es válida para todas las variables que presentan signo negativo. Por otra parte, si se hubiese aplicado la brecha de genero que prevalecía en el 2003, (es decir la diferencial de salario de las mujeres respecto de los hombres) a la distribución del ingreso del 2000, manteniendo todas las otras variables constantes entonces el GINI habría tenido un valor de 0,537 que es superior a 0,536 que fue el gini efectivo del 2000. Este incremento se expresa por el aumento de dicha brecha de 0.1 puntos porcentuales que es el valor que se reporta en la columna brecha del Cuadro N°4.

El impacto de los retornos, de las variables observables y de los no observables

Es interesante destacar el gran efecto que tienen los cambios en las variables observables entre el 2000 y el 2003 en la segunda región. En efecto ellos muestran una brecha de 6,1 puntos porcentuales dando cuenta de dos tercios de la brecha total. Por otra parte, dicho valor de 6.1 puntos porcentuales es el promedio de brechas de 6.5 y 5,7 puntos porcentuales lo que es indicativo de la homogeneidad del impacto de las variables observables cualquiera sea el año que se tome como base. El segundo factor en importancia son los no observables que recogen el efecto agregado de todas las otras variables que afectan el ingreso pero que no han sido considerada en las ecuaciones de salarios. En este trabajo se ha incluido solo los no observables que afectan al salario horario y no a las horas por la poca variabilidad que presentan esta última variable.

Como se explicó en la sección precedente, cuando por ejemplo se toma por base el año 2000, la expresión “emplear los no observables del 2003” debe entenderse como que se va a generar una nueva variable que tenga el mismo error estándar que tienen los no observables del 2003. Para ello se procedió a multiplicar los residuos que entrega la aplicación de los modelos de selección de Heckman a jefes de hogar, parejas y resto por una constante que es el cociente entre la error estándar de los residuos para el 2003 y dicho error estándar para los residuos en el 2000, parámetros que son entregados al correr dichos modelos de selección.

Los no observables tienen un impacto consistente: tienen el mismo signo para ambas bases y sus valores son similares. Finalmente su signo es negativo, lo que se interpreta por un efecto reductor de la brecha inicial. Los modelos de distribución del ingreso normalmente postulan el impacto muy fuerte de los no observables en el sentido que gran parte del ingreso de los hogares es atribuible a ellos. En este caso, sin embargo, los no observables juegan un rol menor en relación a la suma de los impactos de los retornos en general y de las variables observables. Es posible que este comportamiento poco habitual sea el resultado de una economía mas estable y con normas, en general y en particular en lo macroeconómico, cada vez mas claras y conocidas como fue el que prevaleció en Chile en dicho período, conjuntamente con un grado de aversión al riesgo por parte de las personas que las llevó a no tomar opciones con mayores fluctuaciones.

Retornos a la educación

Como se mostró en párrafos anteriores, si en el 2000, se hubiesen considerado los retornos a la educación que prevalecieron en el 2003 y todo lo demás constante, se habría obtenido un índice Gini de 0,522 en vez del 0,536 que se tuvo en realidad. Por lo tanto la brecha habría sido de -8,2 puntos porcentuales en vez de los -9,9 que se registró. La disminución de 1,7 puntos porcentuales es lo que se registra en la columna brechas. Por otra parte, al considerar el 2003 como base se tiene que si en dicho año se hubieran empleado los retornos a la educación del año 2000, entonces el Gini hubiese sido de 0,445 en vez del 0,437 que tuvo la región. El cambio en la brecha, registrado en la columna respectiva habría sido de -0.8 puntos porcentuales. Tomando un promedio de ambos valores se puede decir que a la educación se asocia una brecha de 1,2 puntos porcentuales.

En el gráfico N°1 de la sección anterior se ha mostrado que los salarios de los perceptores, medidos para los diferentes niveles educacionales se han incrementado entre el 2000 y el 2003 con la sola excepción de los que tienen educación terciaria cuyo salario se redujo en un 6%. Por otra parte, los antecedentes que entrega el Cuadro N°4 indican que estos cambios tuvieron un efecto reductor de la desigualdad. En efecto, al considerar los retornos del 2003 en la determinación de los ingresos del 2000, el Gini se reduce de 0.54 a sólo 0,52 como se muestra en dicho cuadro. Los retornos a la educación en el 2000 y el 2003 se presentan en las ecuaciones de salarios al final de esta sección

Retornos a la experiencia

Siguiendo este mismo esquema, el cuadro N°4 muestra además, que los retornos a la experiencia dan cuenta de una brecha con un valor promedio de -5,8% que es la más alta de todas las variables individualmente consideradas. Sin embargo, dado el carácter cóncavo de esta variable, el valor de dicha brecha está determinado además por la experiencia (edad) al cuadrado de las personas. Es así que para el caso de los jefes de hogar, y de acuerdo a las condiciones laborales del 2000, el valor máximo para la brecha de experiencia se logra con una experiencia de 43 años es decir con una edad de poco menos de 50 años. El hecho que el mayor impacto se logre a tan avanzada edad (cercana a la edad de jubilación legal), parece indicativo de un proceso de selección en que las personas de mayor edad que siguen trabajando son aquellas muy productivas en tanto que las otras se han retirado con anterioridad.

Brecha de género

La brecha de género y los cambios en las horas trabajadas que son los dos rubros que se presentan a continuación, muestran valores inferiores a los anteriores, de entre 1 y 5 décimas de un punto porcentual. Es interesante destacar que el retorno a la brecha de género es alto, fluctuando entre un 39% y un 55% para los jefes de hogar. Sin embargo lo que importa para determinar el impacto en la brecha del gini es su cambio en los dos años considerados. La ecuación de salarios muestra que mientras el coeficiente que se asocia a la brecha de género sube para los jefes de hogar entre el 2000 y el 2003, el de las parejas y el del resto de la población se reduce en el mismo período, lo que ayuda a explicar la menor

brecha promedio que se le asocia. (Véase ecuaciones de salario al final de esta sección). Por otra parte, esta disparidad puede explicar también el cambio de signo en las brechas al tomar el año 2000 como base respecto de aquella que se obtiene al tomar el 2003 como base. Ambas bases son de magnitudes y de signos diferentes, lo que es una llamada de alerta respecto de la confiabilidad de la brecha promedio

Horas trabajadas

El cuadro N°5 de la sección anterior muestra que las horas trabajadas han aumentado entre el 2000 y el 2003 pero las diferencias no son significativas, con la excepción de las horas trabajadas por los jefes de hogar con educación terciaria que presentan diferencias positivas (las horas trabajadas experimentaron un crecimiento) que son estadísticamente significativas.

Es interesante destacar que las horas trabajadas muestran signos diferentes para la base año 2000 que para la base año 2003 alternándose el valor positivo con el negativo, lo que no es de extrañar dado el carácter marginal de los efectos de esta variable. Al considerar su promedio puede constatar que el cambio en las horas trabajadas muestra un signo positivo, lo que indicaría un efecto incrementador del Gini. Sin embargo, no debe olvidarse el diferente signo que muestran las brechas en el 2000 y en el 2003 lo que es una llamada de alerta respecto de la confiabilidad de dicha brecha promedio.

Estructura educacional

El siguiente factor es la estructura educacional que en definitiva se hace cargo de la composición por nivel educacional de la fuerza laboral de la región. Como se puede observar en el cuadro N°6 de la sección anterior, el cambio de la estructura educacional de la región entre el 2000 y el 2003 es complejo puesto que las variaciones son diferentes para cada uno de los tres grupos de agentes: jefes de hogar, parejas y resto, pero en general se presentan dos tendencias que siempre se cumplen: una reducción de la proporción de perceptores con educación básica incompleta y un aumento de aquellos con educación terciaria en general (no profesional y profesional). Este cambio hacia un nivel educacional más alto se ha traducido en un cambio en la brecha de Gini que tiene iguales signos al considerar ambas bases. En ambos casos es negativo ayudando así a explicar la reducción del gini entre el 2000 y el 2003.

En síntesis puede decirse que el cambio de poco menos de 10 puntos porcentuales entre los Ginis del 2000 y del 2003 en la segunda región puede asociarse a los cambios en las variables observables (como cambio en la escolaridad de las personas, cambio en la población de hombres y mujeres, cambio en la experiencia etc.) que dan cuenta de dos tercios del mismo. Cambios en los retornos en general a la educación, a la experiencia, a la brecha de género, que dan cuenta de poco más del 10% de la brecha total y finalmente de los no observables que son responsables de cerca del 25% de dicha brecha.

Al estudiar más en detalle el impacto de los diferentes factores individualmente, puede constatar un cambio en los retornos a la educación que se relaciona fundamentalmente

con una reducción al salario de las personas con educación terciaria profesional. Este cambio se asocia con una brecha promedio de 1,2 puntos porcentuales. El segundo factor es la experiencia cuyos retornos medidos por salarios horarios han aumentado entre el 2000 y el 2003 en 29 o mas por ciento y que se asocia con una brecha de 5,8 puntos porcentuales, siendo el factor mas importante de todos.

La estructura educacional se asocia a una brecha de 1,7 puntos porcentuales. Finalmente, los restantes factores: brecha de género, y horas trabajadas se asocian con brechas del orden de las décimas de punto porcentual (-0,5 y 0,1 respectivamente).

También se ha simulado el impacto de brecha, del efecto conjunto de los retornos a la educación y a la experiencia y luego, de los retornos a la educación, a la experiencia y a la brecha de género. Al comparar el efecto conjunto de dichas variables con la suma de sus efectos separados puede constatararse que los resultados son prácticamente idénticos lo que sugiere el comportamiento lineal de dichas variable en este caso.

OCTAVA REGIÓN

En la sección precedente (sexta sección) se documentó que entre 1994 y el 2000 la desigualdad del ingreso medida por el GINI se incrementó en 8,4 puntos porcentuales en la Octava región. En esta sección se han considerado tres variables generales: los no observables y el resto de las variables que se ha dividido en dos sub grupos; los retornos que se asocian a las predicciones de los modelos de salarios empleados y las variables observables consideradas como por ejemplo horas de trabajo y estructura educacional. En segundo lugar, se ha avanzado un paso mas para analizar los efectos en el Gini que se pueden asociar a otros cinco factores considerados: retornos a la educación, retornos a la experiencia, brecha de género, horas trabajadas y estructura educacional de los perceptores de ingreso.

El cuadro N° 5 muestra los resultados del modelo empleado. Como dichos resultados dependen de la situación de base que se elija, se ha considerado en primer lugar 1994 como año de base y luego se ha hecho lo mismo par el 2000. Finalmente se ha tomado el cambio promedio como representativo del efecto de la variable en la variación observada del Gini. Los estimadores de las ecuaciones de salarios, de horas trabajadas y de estructura educacional se presentan al final de esta sección.

CUADRO N° 5

OCTAVA REGIÓN: EFECTO DE LAS VARIABLES CONSIDERADAS EN LA BRECHA DE GINI ENTRE 1994 Y EL 2000

AÑO	1994		2000		Promedios
	Valores Gini	brechas	Valores Gini	Brechas	
GINI	0,500		0,584	8,4%	
RETORNOS	0,535	3,4%	0,529	5,5%	4,5%
R. Educación	0,567	6,7%	0,505	7,9%	7,3%
R. Experiencia	0,557	5,7%	0,550	3,4%	4,6%
Brecha Genero	0,529	2,9%	0,561	2,3%	2,6%
V. OBSERVABLES	0,491	-0,9%	0,565	1,9%	0,5%
Horas Trabajo	0,498	-0,2%	0,596	-1,2%	-0,7%
Nivel Educacional	0,477	-2,3%	0,611	-2,7%	-2,5%
NO OBSERVABLES	0,539	3,9%	0,547	3,7%	3,8%
suma					8,7%

Obs: el signo % debe interpretarse como puntos porcentuales.

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de encuestas CASEN 2000 y CASEN2003

El impacto de los retornos, de las variables observables y de los no observables

Es interesante destacar el gran efecto que tienen los cambios en los retornos en general, entre el 1994 y el 2000 en la octava región. En efecto ellos se asocian a una brecha de 4,5 puntos porcentuales dando cuenta de la mitad de la brecha total. Por otra parte, dicho valor de 4,5 puntos porcentuales es el promedio de brechas de 3,4 y 5,5 puntos porcentuales lo

que es indicativo de cierta homogeneidad del impacto de las variables observables cualquiera sea el año que se tome como base, en términos fundamentalmente de un mismo signo. El segundo factor en importancia son los no observables que recogen el efecto agregado de todas las otras variables que afectan el ingreso pero que no han sido considerada en las ecuaciones de salarios. En este trabajo se ha incluido solo los no observables que afectan al salario horario y no a las horas por la poca variabilidad que presentan esta última variable.

Como se explicó en la sección precedente, cuando por ejemplo se toma por base el año 1994, la expresión “emplear los no observables del 2000” debe entenderse como que se va a generar una nueva variable que tenga el mismo error estándar que tienen los no observables del 2000. Para ello se procedió a multiplicar los residuos que entrega la aplicación de los modelos de selección de Heckman a jefes de hogar, parejas y resto de los perceptores por una constante que es el cociente entre el error estándar de los residuos para el 2000 y dicho error estándar para los residuos en el 1994. Los parámetros pertinentes son entregados al correr dichos modelos de selección.

Las variables observables juegan en este caso un papel menor en la brecha total del Gini. En efecto, su impacto promedio es sólo del orden de 5 décimas de punto porcentual. Además dicho promedio es el resultado de valores de diferente signo y magnitud. Por lo tanto su significancia debe ser considerada con gran cautela.

Los no observables tienen un impacto consistente: tienen el mismo signo para ambas bases y sus valores son similares. Finalmente su signo es positivo, lo que se interpreta por un efecto incrementador de la brecha inicial. Los modelos de distribución del ingreso normalmente postulan el impacto muy fuerte de los no observables en el sentido que gran parte del ingreso de los hogares es atribuible a ellos. En este caso, se confirma dicha apreciación en el sentido que su brecha representa un 44% de la brecha total del Gini entre 1994 y el 2000. Es posible que en este comportamiento haya influido la cuasi recesión de 1999 conjuntamente con la fuerte recuperación del 2000.

Retornos a la educación

Al considerar 1994 como base, y emplear los retornos educacionales del año 2000 se obtiene un Gini de 0,567 en vez del 0,500 original. Este cambio en los retornos educacionales entre 1994 y el 2000 se asocia a una brecha de 6,7% es decir se puede considerar que el cambio en los retornos a la educación se “asociarían” con una brecha de 6.7 puntos porcentuales entre 1994 y el 2000.

Por otra parte, al considerar el 2000 como base se tiene que si en dicho año se hubieran empleado los retornos a la educación del año 1994, entonces el Gini hubiese sido de 0,505 en vez del 0,584 que tuvo la región. La brecha habría sido de 7,9 puntos porcentuales. En términos alternativos es posible considerar que la educación “se asociaría” en promedio, con una brecha de 7,3 puntos porcentuales (que es el promedio entre 6,7 y 7,9 puntos porcentuales) lo que es demostrativo del gran impacto de los retornos a la educación en estas circunstancias.

En el gráfico N°2 de la sección anterior se ha mostrado que los salarios de los perceptores, medidos para los diferentes niveles educacionales se han incrementado entre 1994 y el 2000 con la sola excepción de los que tienen educación terciaria no profesional cuyo salario se redujo en un 5%. Por otra parte, los antecedentes que entrega el Cuadro N5 indican que estos cambios produjeron un incremento de la desigualdad. En efecto, al considerar los retornos a la educación del 2000 en la determinación de los ingresos de 1994, el Gini se incrementaría de 0.50 a 0,567 como se dijo anteriormente. Véase Cuadro N°5.

Retornos a la experiencia

Siguiendo este mismo esquema, el Cuadro N°5 muestra además que los retornos a la experiencia dan cuenta de una brecha con un valor promedio de 4.6 puntos porcentuales. Sin embargo, dado el carácter cóncavo de esta variable, el valor de dicha brecha está determinado además por la experiencia (edad) al cuadrado de las personas. Es así que para el caso de los jefes de hogar, y de acuerdo a las condiciones laborales de 1994, el valor máximo para la brecha de experiencia se logra con una experiencia de 45 años es decir con una edad de poco menos de 57 años. En el 2000 dicho máximo se logra con 48 años de experiencia, es decir para una edad de 60 años. El hecho que el mayor impacto se logre a tan avanzada edad (cercana a la edad de jubilación legal), parece indicativo de un proceso de selección en que las personas de mayor edad que siguen trabajando son aquellas muy productivas en tanto que las otras se han retirado con anterioridad.

Brecha de género

La brecha de género muestra un impacto en promedio de 2,6 puntos porcentuales, inferior al de la experiencia. Es interesante destacar que en las ecuaciones de salario, el coeficiente de la brecha de género es alto para los jefes de hogar: del orden del 36% en 1994 y se ha incrementado a más del cincuenta y cinco por ciento en el 2000 como se puede observar en las ecuaciones presentadas al final de esta sección. Sin embargo importa además, para determinar su impacto, lo que sucede con los otros grupos de agentes: las parejas y el resto que tienen un comportamiento menos pronunciado. Es así que las parejas tienen coeficientes negativos y muy bajos aunque no significativos y para el resto de los miembros del hogar, los datos muestran un cambio muy dispar entre 1994 y el 2000 no siendo significativo el de 1994. Todo ello tiende a frenar el impacto global de esta variable

Efecto de las horas trabajadas

Las horas trabajadas tienen un efecto inferior al de las anteriores variables, del orden de 7 décimas de un punto porcentual. Además su efecto tiene un signo negativo.

El cuadro N°11 de la sección anterior muestra que las horas trabajadas se han reducido entre 1994 y el 2000, pero las diferencias no son significativas, con la excepción de las horas trabajadas por las personas que tienen educación básica incompleta, básica completa y terciaria profesional.

Es interesante destacar que la variable horas trabajadas muestra un signo diferente al de las anteriores variables. En efecto, al considerar su promedio puede constatar que el efecto

del cambio en las horas trabajadas ha sido inverso al de las otras variables. Es así que las horas trabajadas en promedio, tienden a asociarse a una reducción en la brecha, mas bien que ser factores que contribuyen a explicar su incremento.

Estructura educacional

El siguiente factor es la estructura educacional que en definitiva se hace cargo de la composición por nivel educacional de la fuerza laboral de la región. Como se puede observar en el cuadro N°13 de la sección anterior, el cambio de la estructura educacional de la región entre 1994 y el 2000 es complejo puesto que las variaciones son diferentes para cada uno de los tres grupos de agentes: jefes de hogar, parejas y resto, pero en general se presentan dos tendencias que siempre se cumplen: una reducción de la proporción de perceptores con educación básica incompleta y un aumento de aquellos con educación terciaria en general (no profesional y profesional). Este cambio hacia un nivel educacional mas alto se ha traducido en un cambio en la brecha de Gini que tuvo un efecto igualizante, es decir contribuyó a reducir la brecha inicial.

En síntesis puede decirse que el cambio de 8,4 puntos porcentuales entre el Gini de 1994 y el del 2000 en la octava región puede asociarse a los cambios en los retornos en general a la educación, a la experiencia y a la brecha de género, que dan cuenta de poco mas de un 50% de la brecha total. El impacto de las variables observables (como estructura de la escolaridad de las personas, población de hombres y mujeres, experiencia etc.) es menor ya que da cuenta de sólo siete décimas de punto. Finalmente los no observables son responsables de mas del 46% del dicha brecha y podrían vincularse entre otros elementos a las condiciones macroeconómicas inestables del período en que se alternaron años de alto crecimiento con otros medianos e incluso con uno en que la tasa fue negativa.

Al estudiar mas en detalle el impacto de los diferentes factores individualmente, puede constatar un cambio en los retornos a la educación que se relaciona fundamentalmente con una reducción al salario de las personas con educación terciaria profesional. Este cambio se asocia con una brecha promedio de 7,3 puntos porcentuales, siendo el factor individual mas importante de todos. El segundo factor es la experiencia cuyos retornos medidos por salarios horarios han aumentado entre el 1994 y el 2000 en 29 o mas por ciento y que se asocia con una brecha de 4,6 puntos porcentuales, siendo segundo en importancia.

Estos factores coexisten con otros como las horas trabajadas y la estructura o nivel educacional que se asocian a una brecha igualizante de 2,5 puntos porcentuales y del orden de las siete décimas de punto porcentual respectivamente. Los datos de la brecha asociada a las horas de trabajo, muestran el papel poco significativo de esta última variables en el período 1994, 2000. Finalmente, la brecha de género muestra un efecto positivo y significativo de 2,6 puntos porcentuales.

También se ha simulado el impacto de brecha, del efecto conjunto de los retornos a la educación y a la experiencia y luego, de los retornos a la educación, a la experiencia y a la brecha de género. Al comparar el efecto conjunto de dichas variables con la suma de sus

efectos separados puede constatar que los resultados son prácticamente idénticos lo que sugiere el comportamiento lineal de dichas variable en este caso.

Para terminar es interesante destacar la existencia de factores contrapuestos que tienden a anularse entre si y por lo tanto pueden generar un resultado global nulo a pesar que cada uno de ellos tenga un efecto significativo. Si se aplica este razonamiento a la constancia del Gini en los últimos años en Chile, ello no debe interpretarse como inexistencia de factores que tengan un efecto reductor de la desigualdad y por lo tanto llegar a la conclusión de que no hay nada que pueda hacerse frente a la desigualdad existente en Chile. Los resultados anteriores documentan la existencia de factores que teniendo un efecto significativo tienden a anularse y por lo tanto las políticas publicas debieran estar orientadas a enfatizar aquellos factores reductores de las brecha y a desincentivar aquellos que la amplifican.

CUADRO N° 6

MODELOS DE SELECCIÓN DE HECKMAN PARA LA DETERMINACIÓN DE LOS SALARIOS HORARIOS DE JEFES DE HOGAR , PAREJAS Y RESTO.

Segunda Región 2000 2003

	Jefe de Hogar 2003		Jefe de Hogar 2000		Pareja 2003		Pareja 2000		Resto 2003		Resto 2000	
	lyhrs	select	lyhrs	select	lyhrs	select	lyhrs	select	lyhrs	select	lyhrs	select
basica_comp	0.216	0.009	0.115	0.005	0.344	-0.026	0.432	-0.742	-0.321	-0.303	0.201	0.521
	(1.39)	(0.04)	(0.64)	(0.02)	(1.26)	(0.08)	(1.66)	(2.37)*	(1.85)	(1.08)	(0.89)	(1.73)
media_inc	0.306	0.051	0.140	-0.535	0.074	0.248	0.201	0.003	-0.395	-0.369	0.280	0.498
	(2.52)*	(0.24)	(0.83)	(2.53)*	(0.28)	(1.07)	(0.67)	(0.01)	(2.93)**	(1.64)	(1.37)	(2.08)*
media_comp	0.472	-0.025	0.605	-0.266	0.672	0.287	0.631	0.111	0.027	0.097	0.259	0.866
	(3.65)**	(0.12)	(3.37)**	(1.17)	(2.19)*	(1.27)	(2.11)*	(0.46)	(0.21)	(0.43)	(1.19)	(3.77)**
terciaria_noprofe	0.854	0.198	0.971	-0.158	1.345	0.947	0.899	0.242	0.148	-0.211	0.585	0.747
	(5.54)**	(0.84)	(5.30)**	(0.63)	(3.98)**	(3.62)**	(2.89)**	(0.92)	(1.00)	(0.88)	(2.63)**	(3.19)**
terciaria_profe	1.372	0.473	1.921	1.405	1.413	1.289	1.288	1.493	0.641	-0.215	1.080	0.680
	(7.95)**	(1.47)	(8.63)**	(2.94)**	(2.87)**	(3.53)**	(3.42)**	(4.14)**	(2.95)**	(0.58)	(3.90)**	(2.18)*
sexo	0.554	0.922	0.390	1.263	0.401	0.873	0.440	1.581	0.356	0.495	-0.005	0.557
	(3.85)**	(4.85)**	(2.82)**	(6.27)**	(1.40)	(3.30)**	(1.99)*	(5.86)**	(4.61)**	(4.44)**	(0.05)	(4.44)**
urbano	0.030		0.385		-0.031		0.545		0.012		0.107	
	(0.44)		(4.27)**		(0.24)		(2.35)*		(0.16)		(1.01)	
exp	0.039		0.036		0.022		-0.039		0.054		-0.040	
	(3.02)**		(3.23)**		(0.85)		(1.19)		(3.28)**		(2.34)*	
exp2	-0.000		-0.000		0.000		0.001		-0.001		0.001	
	(1.91)		(2.74)**		(0.03)		(1.37)		(3.21)**		(2.59)**	
edad		0.150		0.054		0.088		0.089		0.208		0.246
		(5.20)**		(1.59)		(2.43)*		(2.46)*		(8.96)**		(9.95)**
edad2		-0.002		-0.001		-0.001		-0.001		-0.002		-0.003
		(6.16)**		(3.01)**		(2.56)*		(2.52)*		(7.99)**		(8.72)**
Tiene_pareja		-0.190		-0.019						-0.240		-0.292
		(0.93)		(0.08)						(1.97)*		(2.37)*
menor15		0.048		-0.046		0.021		-0.086		0.032		0.062
		(0.71)		(0.69)		(0.35)		(1.11)		(0.76)		(1.67)
Constant	7.405	-2.708	6.856	-0.017	7.975	-2.757	7.984	-2.759	7.815	-3.996	8.527	-5.576
	(23.15)**	(4.05)**	(24.69)**	(0.02)	(9.91)**	(3.51)**	(15.75)**	(3.19)**	(21.47)**	(9.36)**	(16.37)**	(11.35)**
Observations	1843	1843	1739	1739	1221	1221	1178	1178	1976	1976	1855	1855
Robust z statistics in parentheses												
* significant at 5%; ** significant at 1%												

CUADRO N° 7

MODELOS DE SELECCIÓN DE HECKMAN PARA LA DETERMINACIÓN DE LOS SALARIOS HORARIOS DE JEFES DE HOGAR , PAREJAS Y RESTO.

Octava Región 1994 y 2000

	Jefe de Hogar 2000		Jefe de Hogar 1994		Pareja 2000		Pareja 1994		Resto 2000		Resto 1994	
	lyhrs	select	lyhrs	select	lyhrs	select	lyhrs	select	lyhrs	select	lyhrs	select
basica_comp	0.212	0.068	0.217	0.216	0.125	0.264	0.085	0.221	0.101	0.294	0.224	0.267
	(3.55)**	(0.84)	(3.83)**	(2.09)*	(1.12)	(2.62)**	(0.55)	(1.72)	(1.09)	(3.87)**	(2.89)**	(3.06)**
media_inc	0.335	0.230	0.388	0.164	0.258	0.380	0.247	0.344	0.211	0.183	0.396	-0.165
	(5.64)**	(3.09)**	(6.59)**	(1.47)	(1.88)	(4.16)**	(1.62)	(2.97)**	(2.05)*	(2.56)*	(6.22)**	(2.18)*
media_comp	0.761	0.361	0.751	0.264	0.556	0.428	0.530	0.518	0.419	0.460	0.771	0.338
	(9.33)**	(3.85)**	(12.91)**	(2.93)**	(4.81)**	(4.69)**	(4.23)**	(5.00)**	(3.07)**	(6.89)**	(7.05)**	(4.22)**
terciaria_noprofe	1.146	0.671	1.290	0.646	0.971	0.920	1.002	1.287	0.828	0.132	1.017	0.186
	(12.35)**	(5.51)**	(17.11)**	(4.72)**	(7.01)**	(5.41)**	(5.97)**	(10.66)**	(6.05)**	(1.31)	(9.48)**	(2.09)*
terciaria_profe	2.580	1.191	1.891	0.854	1.418	2.181	1.221	1.986	1.217	0.788	1.751	0.217
	(7.85)**	(4.04)**	(23.48)**	(4.20)**	(9.58)**	(10.16)**	(7.16)**	(10.76)**	(4.74)**	(4.55)**	(11.81)**	(1.21)
sexo	0.555	0.923	0.358	0.734	-0.055	1.380	-0.077	1.504	0.114	0.457	0.349	0.674
	(5.08)**	(9.51)**	(4.47)**	(6.05)**	(0.51)	(8.55)**	(0.30)	(5.04)**	(1.35)	(8.70)**	(4.98)**	(13.05)**
urbano	0.288		0.029		0.275		0.137		0.371		0.163	
	(7.72)**		(0.90)		(3.64)**		(1.60)		(6.23)**		(4.14)**	
exp	0.041		0.040		0.000		0.023		0.007		0.069	
	(3.98)**		(7.11)**		(0.02)		(1.55)		(0.26)		(4.46)**	
exp2	-0.000		-0.000		0.000		-0.000		0.000		-0.001	
	(2.91)**		(5.32)**		(0.59)		(1.18)		(0.07)		(4.00)**	
edad		0.097		0.086		0.083		0.131		0.236		0.247
		(6.56)**		(5.60)**		(4.19)**		(6.40)**		(19.95)**		(16.05)**
edad2		-0.001		-0.001		-0.001		-0.002		-0.003		-0.003
		(9.46)**		(8.81)**		(5.03)**		(6.89)**		(17.09)**		(13.36)**
Tiene pareja		-0.102		0.333						-0.172		0.007
		(1.15)		(2.91)**						(2.94)**		(0.13)
menor15		0.020		0.023		-0.175		-0.103		0.018		-0.003
		(0.87)		(0.95)		(5.10)**		(2.82)**		(0.88)		(0.13)
Constant	6.003	-1.648	5.983	-1.195	7.475	-2.280	6.820	-3.619	6.922	-4.863	5.201	-4.629
	(20.82)**	(4.22)**	(38.91)**	(2.98)**	(27.59)**	(5.42)**	(18.28)**	(8.20)**	(10.88)**	(22.95)**	(14.05)**	(19.24)**
Observations	11331	11331	9091	9091	8171	8171	6641	6641	12755	12755	9725	9725
Robust z statistics in parentheses												
* significant at 5%; ** significant at 1%												

CUADRO N°8

DETERMINANTES DE LAS HORAS TRABAJADAS EN LA SEGUNDA REGIÓN
2000-2003

	Jefe de Hogar		Pareja		Resto	
	Horas 03	Horas 00	Horas 03	Horas 00	Horas 03	Horas 00
basica_comp	3.011	2.338	2.890	2.890	3.049	1.640
	(0.96)	(0.56)	(0.54)	(0.54)	(0.70)	(0.22)
media_inc	-0.575	4.682	3.350	3.350	2.864	-3.762
	(0.19)	(1.47)	(0.55)	(0.55)	(0.99)	(0.52)
media_comp	0.485	3.584	0.892	0.892	1.932	-1.603
	(0.17)	(1.08)	(0.16)	(0.16)	(0.64)	(0.23)
terciaria_noprofe	-0.462	3.231	5.225	5.225	1.630	-2.592
	(0.15)	(0.91)	(0.86)	(0.86)	(0.56)	(0.37)
terciaria_profe	3.351	0.480	-6.643	-6.643	6.234	-1.739
	(0.87)	(0.14)	(0.99)	(0.99)	(1.76)	(0.21)
sexo	3.825	11.323	3.812	3.812	3.085	5.380
	(2.03)*	(4.78)**	(1.39)	(1.39)	(1.97)*	(2.70)**
urbano	2.494	-8.288	-7.059	-7.059	2.508	-3.553
	(1.39)	(3.44)**	(1.65)	(1.65)	(1.63)	(1.22)
exp	-0.125	-0.019	0.012	0.012	0.002	-0.014
	(1.83)	(0.28)	(0.06)	(0.06)	(0.03)	(0.15)
numper	0.099	-0.046	-0.068	-0.068	0.013	0.182
	(0.26)	(0.12)	(0.06)	(0.06)	(0.04)	(0.62)
asiste	-0.834	6.817	-4.187	-4.187	3.893	7.570
	(0.15)	(1.45)	(0.81)	(0.81)	(1.16)	(1.61)
menor15			1.848	1.848		
			(0.99)	(0.99)		
menor18					-7.794	-11.864
					(2.11)*	(0.73)
pareja_empleada					1.292	4.178
					(0.73)	(1.29)
Constant	51.817	33.594	58.713	58.713	36.566	33.228
	(4.62)**	(3.32)**	(4.56)**	(4.56)**	(5.06)**	(2.93)**
Observations	1302	1284	363	363	694	694
R-squared	0.04	0.09	0.09	0.09	0.04	0.08
Robust t statistics in parentheses						
* significant at 5%; ** significant at 1%						

FUENTE: Calculo de los autores sobre al base de CASEN2000 y CASEN2003.

CUADRO N°9

DETERMINANTES DE LA ESTRUCTURA EDUCACIONAL EN LA SEGUNDA
REGIÓN
2000-2003

	Jefe de Hogar		Pareja		Otros	
	Año 03	Año 00	Año 03	Año 00	Año 03	Año 00
lyhrs	0.598	0.704	0.805	0.831	0.592	0.915
	(5.31)**	(8.52)**	(4.92)**	(5.77)**	(4.49)**	(6.34)**
sexo	-0.392	0.004	-0.551	-0.830	-0.493	-0.470
	(2.27)*	(0.02)	(1.79)	(2.85)**	(3.39)**	(2.89)**
exp	0.003	0.014	0.015	0.088	-0.018	0.016
	(0.13)	(0.62)	(0.39)	(2.44)*	(0.74)	(0.58)
exp2	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002	-0.001	-0.001
	(2.57)*	(3.09)**	(2.12)*	(4.18)**	(1.52)	(2.82)**
urbano	0.921	0.752	1.062	0.897	0.816	0.820
	(8.41)**	(5.04)**	(5.25)**	(4.36)**	(5.72)**	(5.12)**
pareja_empleada	0.121	0.405			0.044	0.006
	(0.96)	(2.75)**			(0.21)	(0.02)
OtrosMiembros	-0.106	-0.069	-0.257	-0.042	-0.061	-0.092
	(3.08)**	(1.95)	(3.33)**	(0.42)	(2.11)*	(3.43)**
asiste	-0.026	-0.470	-1.166	-2.069	-0.330	-0.500
	(0.11)	(1.42)	(3.40)**	(3.07)**	(1.19)	(2.16)*
Observations	1288	1270	365	341	669	637
Robust z statistics in parentheses						
* significant at 5%; ** significant at 1%						

FUENTE: Calculo de los autores sobre al base de CASEN2000 y CASEN2003.

CUADRO N°10

DETERMINANTES DE LAS HORAS TRABAJADAS EN LA OCTAVA REGIÓN
1994-2000

	Jefe de Hogar		Pareja		Resto	
	Horas 03	Horas 00	Horas 03	Horas 00	Horas 03	Horas 00
basica_comp	-0.209	0.799	1.123	1.123	2.783	1.999
	(0.20)	(0.74)	(0.40)	(0.40)	(2.01)*	(1.99)*
media_inc	2.024	1.315	-2.904	-2.904	2.448	-0.709
	(1.11)	(1.40)	(1.03)	(1.03)	(1.59)	(0.66)
media_comp	-0.676	0.523	1.557	1.557	3.341	-0.991
	(0.60)	(0.60)	(0.63)	(0.63)	(2.21)*	(0.99)
terciaria_noprofe	1.877	0.288	-2.308	-2.308	5.224	-0.049
	(1.15)	(0.26)	(0.97)	(0.97)	(2.47)*	(0.04)
terciaria_profe	-7.207	-2.691	-0.454	-0.454	3.321	-3.280
	(3.19)**	(2.30)*	(0.20)	(0.20)	(0.82)	(2.25)*
sexo	5.420	4.085	6.622	6.622	4.880	1.086
	(4.05)**	(3.30)**	(2.59)**	(2.59)**	(5.01)**	(1.44)
urbano	0.493	2.488	-0.615	-0.615	0.879	1.338
	(0.73)	(4.67)**	(0.33)	(0.33)	(1.03)	(2.11)*
exp	-0.154	-0.044	-0.082	-0.082	0.032	-0.061
	(3.61)**	(1.77)	(1.28)	(1.28)	(0.72)	(1.48)
numper	0.734	-0.052	0.783	0.783	0.267	0.239
	(2.86)**	(0.32)	(1.22)	(1.22)	(1.36)	(1.68)
asiste	12.360	7.644	8.427	8.427	13.640	5.529
	(2.56)*	(2.52)*	(1.39)	(1.39)	(6.01)**	(2.50)*
menor15			-0.912	-0.912		
			(1.07)	(1.07)		
menor18					-6.056	-4.668
					(2.45)*	(1.92)
pareja_empleada					-2.197	-0.961
					(1.55)	(1.02)
Constant	22.378	32.276	30.979	30.979	12.617	37.113
	(2.29)*	(5.21)**	(2.45)*	(2.45)*	(2.56)*	(7.95)**
Observations	7090	6065	968	968	4406	3909
R-squared	0.08	0.03	0.04	0.04	0.09	0.03
Robust t statistics in parentheses						
* significant at 5%; ** significant at 1%						

FUENTE: Calculo de los autores sobre al base de CASEN1994 y CASEN2000.

CUADRO N°11

DETERMINANTES DE LA ESTRUCTURA EDUCACIONAL EN LA OCTAVA REGIÓN
1994-2000

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	order_ed	order_ed	order_ed	order_ed	order_ed	order_ed
lyhrs	0.825	0.881	0.888	0.949	0.624	0.756
	(13.84)**	(17.70)**	(9.39)**	(12.34)**	(6.90)**	(12.67)**
sexo	-0.439	-0.415	-0.269	-0.587	-0.576	-0.601
	(3.31)**	(4.26)**	(1.86)	(1.25)	(5.13)**	(8.40)**
exp	-0.003	-0.050	0.027	0.018	-0.011	-0.071
	(0.17)	(3.62)**	(1.11)	(0.67)	(0.47)	(5.88)**
exp2	-0.001	-0.000	-0.001	-0.001	-0.001	0.000
	(3.63)**	(0.41)	(3.03)**	(2.63)**	(1.72)	(1.13)
urbano	1.004	0.720	0.678	0.332	0.874	0.840
	(14.88)**	(11.98)**	(6.59)**	(2.48)*	(14.77)**	(12.60)**
pareja_empleada	0.183	0.374			-0.145	0.263
	(2.30)*	(5.08)**			(1.40)	(2.59)**
OtrosMiembros	-0.093	-0.038	-0.034	-0.005	-0.072	-0.053
	(3.10)**	(1.77)	(1.01)	(0.10)	(3.14)**	(3.71)**
asiste	-0.668	-0.001	-0.380	-0.179	-0.015	-0.491
	(2.93)**	(0.00)	(1.03)	(0.36)	(0.09)	(2.57)*
Observations	6992	6021	1399	913	3903	3656
Robust z statistics in parentheses						
* significant at 5%; ** significant at 1%						

FUENTE: Calculo de los autores sobre al base de CASEN1994 y
CASEN2000.

8. CONCLUSIONES

En este trabajo se constata una vez más, que a pesar de la aceleración del crecimiento económico en Chile en los últimos 20 años, la desigualdad de ingresos sigue alta y estable. Se revisa la literatura sobre desigualdad y se muestra que, hasta ahora, el crecimiento económico no reduce automáticamente la desigualdad aunque sí eleva los niveles de vida de la población en distintas proporciones. Sin embargo esta situación puede empezar a cambiar según nuestro análisis de la curva de Kuznets utilizando ingresos per capita de tendencia.

En general los resultados del trabajo tienden a confirmar la relativa constancia de la desigualdad en Chile en los últimos 15 a 20 años. El estudio muestra además que la desigualdad se explica en gran parte por el impacto del décimo decil y en general por la desigualdad entre deciles más bien que por aquella dentro de dichos grupos.

Finalmente en este tema, el estudio permite constatar que detrás de las cifras agregadas de distribución que han permanecido invariantes, es posible visualizar un proceso dinámico en que la concentración del ingreso del décimo decil ha ido aumentando a través del tiempo en tanto que la de los nueve deciles inferiores ha disminuido.

Los datos también validan la hipótesis que la concentración del ingreso de los hogares ha permanecido constante en el período 1987 – 2003, que es superior a la de los perceptores y que muestra un patrón similar a la distribución de los perceptores en el sentido de la existencia de un proceso dinámico en que la concentración del décimo decil se ha incrementado en tanto que la de los nueve deciles de menor ingreso se ha reducido siendo ambos cambios estadísticamente significativos. Este hecho es consistente con un crecimiento relativo de la variación dentro de los deciles frente a aquella entre dichos grupos. En todo caso siempre ha predominado la variación entre grupos,

Este estudio permite documentar también la mayor variabilidad de la desigualdad regional que se expresa por una variabilidad de los Ginis regionales que es cuatro veces superior a la de los Ginis del país, mostrando la dimensión territorial del problema de la distribución del ingreso y dejando planteada la pregunta sobre los factores que inhibirían el proceso equilibrador interregional. En Soto y Torche (2004) se estudia el impacto de las políticas sociales como freno a las migraciones interregionales.

En un modelo de tipo agregado a nivel regional que vincula los Ginis regionales con factores como PGB de tendencia, variabilidad de activos y otras variables agregadas, se pudo constatar el impacto significativo del PGB per capita, validando en varios casos la hipótesis de Kuznets y mostrando además el efecto significativo y positivo de los activos en la desigualdad del ingreso de los hogares. También el modelo permitió mostrar el impacto significativo y negativo de la escolaridad en la desigualdad de perceptores y de hogares.

Con el objeto de estudiar con más detalle el impacto de variables como educación, brecha de género, experiencia y horas trabajadas entre otras, se construyó un modelo microeconómico para simular el comportamiento del ingreso del trabajo. Sin embargo,

ello no constituye un problema importante porque dicho ingreso representa cerca del 90% del ingreso autónomo y sus variaciones han sido similares a través del tiempo.

Al separar el ingreso del trabajo en términos de salario y horas trabajadas se pudo constatar que la mayor dispersión se encuentra en los salarios. Es así que la concentración de ellos medida por el Gini es siempre superior a la del ingreso del trabajo.

La aplicación de este modelo a dos regiones que presentan una mayor variabilidad en sus Ginis, mostró que los retornos a la educación y a la experiencia son importantes y significativos, la brecha de género sigue estas mismas tendencias pero sólo a veces es significativa. Por otra parte, las horas trabajadas tienen un impacto contrario y sólo a veces son significativas. La estructura educacional por su parte, a veces se alinea con la educación y la experiencia y en otras ocasiones con las horas trabajadas, no siendo siempre significativa. Obviamente, estos factores contrapuestos tienden a anularse entre sí y por lo tanto pueden generar un resultado global nulo a pesar que cada uno de ellos tenga un efecto significativo.

Si se aplica este razonamiento a la constancia del Gini en los últimos años en Chile, ello no debe interpretarse como inexistencia de factores que tengan un efecto reductor de la desigualdad y por lo tanto llegar a la conclusión de que no hay nada que pueda hacerse frente a la desigualdad existente en Chile. La existencia de factores contrapuestos con efectos significativos que tienden a anularse pone una nota de atención hacia la búsqueda de políticas públicas orientadas a enfatizar aquellos factores reductores de la brecha y a desincentivar aquellos que la amplifican.

BIBLIOGRAFIA

Adelman, I. y S. Robinson (1989), "Income Distribution in Development" en H. Chenery y T.N. Srinivasan, (eds.) "*Handbook of Development Economics*", Vol II. Elsevier Science Publishers.

Ahluwalia, Montek S. (1976). "Income Distribution and Development: Some Stylized Facts." *American Economy Review Papers and Proceedings* 66: 128-35"

Alesina, A., y D. Rodrik (1994) "Distributive Politics and Economic Growth" *The Quarterly Journal of Economics*, 109: 465-490

Añon Roig, M. J. (1994): Necesidades y Derechos. Un ensayo de fundamentación. Centro de Estudios Constitucionales. Madrid

Arellano. Soledad Braun LL. Matías (1999). "Rentabilidad de la Educación formal en Chile" *Cuadernos de Economía* N° 107.

Atkinson, A., Brandolini, A. (2001): "Promise and Pitfalls in the use of Secondary Data Sets: Income Inequality in OECD Countries as a Case Study". *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, N° 3, Sept. 2001

B. M. (2006) *Informe del Desarrollo Mundial 2005/06* Washington D.C. EE.UU.

Becker G. (1967). "Human Capital and the personal distribution of income". W. S. Woytinsky Lecture N°1 (University of Michigan).

Bentham, Jeremy. (1789): *The Principles of Morals and Legislation*. Nueva edición Adamant Media Corporation 2005

Beyer, H. (1997): "Distribución del Ingreso: Antecedentes para la Discusión". *Estudios Públicos* N° 65, 1997.

Beyer, H. (2000): "Educación y desigualdad de ingresos: Una nueva mirada" en *Estudios Públicos* N°77, Verano 2000.

Blinder, A.S. (1973) "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources* 8:436-55.

BM (2004): Ferranti, D. G. Perry, F., H., G. Ferreira, M. Walton. *Desigualdad en América Latina y el Caribe: ¿ruptura con la historia?*. Estudios del Banco Mundial sobre América Latina y el Caribe. Resumen Ejecutivo

Bourguignon, F., y C Morrison. (1990). "Income Distribution, Development, and Foreign Trade: A Cross-Sectional Analysis." *European Economic Review* 34:1113-32.

Bourguignon, Francois, Martin Fournier, and Mark Gurgand, (2001). “Fast Development with Stable Income Distribution :Taiwan, 1979-94.” *Review of Income and Wealth* 47(2): 139-63.

Bourguignon, F., Sánchez, F., Núñez, J. (2003): “What part of the income distribution does matter for explaining crime? The case of Colombia” (Inédito) Febrero 2003 <http://www.delta.ens.fr/abstracts/wp200304.pdf>

Bourguignon F. and F. Ferreira. (2005) “Decomposing Changes in the Distribution of Household Incomes: Methodological Aspects” in Bourguignon F., F. Ferreira and N. Lustig Ed. *The Microeconomics of Income distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. World Bank and Oxford University Press. 2005.

Bourguignon, F., Spadaro, A. (2005): “Microsimulation as a Tool for Evaluating Redistribution Policies”. (Inédito) Enero 2005. <http://www.pse.ens.fr/document/wp200502.pdf>

Bourguignon, F. (2003) “The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity Across Countries and Time Periods” en T. Eicher y S. Turnovski (editors), *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications*, MIT Press.

Bravo, D., D. Contreras y S. Urzua, (2002): “Poverty and Inequality in Chile 1990-1998: Learning from Microeconomic Simulations” Documento de Trabajo N 196. Departamento de Economía. Universidad de Chile. Octubre.

Bruno, M., M. Ravallion, L, Squire (2000): “Equity Growth in Developing Countries: Old and new Perspectives on the Policy Issues”. En Solimano, A., E. Aninat y N. Birsdal. Ed. *Distributive Justice & Economic Development: The case of Chile and Developing Countries* The University of Michigan Press USA.

Carnoy, M., G. Cosse, P. Gonzalez, E. Martinez y L. Llanes “Reformas Educativas y Financiamiento Educativo En El Cono Sur 1980-2000” Proyecto *Alcance Y Resultados De Las Reformas Educativas en Argentina, Chile y Uruguay*. Ministerios de Educación de Argentina, Chile y Uruguay. Grupo Asesor De La Universidad De Stanford/Bid Cooperación Técnica No Reembolsable N° Atn/Sf-6250-Rg. Borrador no tiene fecha.

CEPAL (2004) Panorama Social de América Latina 2004.

CEPAL (1995) “LA MEDICION DE LOS INGRESOS EN LA PERSPECTIVA DE LOS ESTUDIOS DE POBREZA”: El caso de la Encuesta CASEN de Chile: años 1987 a 1994. Documento preparado por la División de Estadística y Proyecciones Económicas . 95-12-1534

Cerda, R., y A. Torche (2005): “El valor Económico de Reducir las Tasas de mortalidad: El Caso de Chile”. Instituto de Economía PUC. Documento de Trabajo N° 254. Diciembre.

Chumacero, R. y R. Paredes (2005) "Characterizing Income Distribution for Poverty and Inequality Analysis" *Estudios de Economía* 32 (1) 97-117.

Cohen G.A. (1990) "Equality of What? On welfare, goods and capabilities". *Recherches Économiques de Louvain* 56.

Contreras D (1995) "Poverty, Inequality and Welfare in Chile: 1987-1992". (UCLA.mimeo)

Contreras, D. (1996): "Pobreza y desigualdad en Chile: 1987-1992. Discurso, metodología y evidencia empírica" *Estudios Públicos* No. 64, Primavera.

Contreras, D., y J. A. Ruiz-Tagle V. (1996) ¿Cómo medir la distribución de Ingresos en Chile?, ¿Son distintas nuestras regiones? ¿Son distintas nuestras familias? Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Contreras, D. (1999) : "Distribución del ingreso en Chile. Nueve hechos y algunos mitos" en *Perspectivas*. Vol 2, N°2 Mayo.

Contreras, D., D. Bravo y Medrano (1999): "Measurement Error, Unobservables, and Skill Bias in Estimating the Return to Education in Chile" mimeo Departamento de Economía Universidad de Chile, Enero

Cowan, K., y J. De Gregorio (1996) "Distribución y Pobreza en Chile: ¿Estamos Mal? ¿Ha Habido Progresos? ¿Hemos Retrocedido?" *Estudios Públicos* No. 64, Primavera

Cowell, F.A. (2000), "Measurement of Inequality," Atkinson, Anthony B. And Bourguignon, Francois ed., *Handbook of Income Distribution*, North Holland: Amsterdam, 80 – 166

Dagum, C., 1980. "Inequality Measures between Income Distributions with Applications". *Econometrica* Econometric Society, vol. 48(7), pages 1791-1803, November.

Dagum, C., 1987. "Measuring the Economic Affluence between Populations of Income receivers". *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, vol. 5(1), pages 5-12, January.

Dagum, C., (1997). "A New approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio" en *Empirical Economics*. Springer, vol. 22(4), pages 515-31.

Deaton A. (1997) *The Analysis of Household Surveys: A microeconomic Approach to Development Policy*. W.B. Johns Hopkins University Press. Baltimore 1997

De Gregorio, J., Lee, J-W. (1999): "Education and Income Distribution: New Evidence from Cross-country Data". *Documentos de Trabajo*, N° 55, 1999, Centro Economía Aplicada de la U. de Chile.

De Gregorio, J. (2004): "Crecimiento Económico en Chile: Evidencia, Fuentes y Perspectivas" (Pg. 39-42): *Documentos de Trabajo* N°298 del BCCh, Diciembre 2004.

Deiniger, Klaus, and Lyn Squire. (1996). "A new Data Set for Measuring Income Inequality." *World Bank Economic Review* 10:565-92.

Dornbusch, R. y S. Edwards (1991) eds: *The Macroeconomics of Populism in Latin America*. University of Chicago Press. Chicago.

Engel, E., Galetovic, A., y Raddatz, C. (1998): "Taxes and income distribution in Chile. Some Unpleasant Distributive Arithmetic". Working Paper 6828 NBER Cambridge MA 02138. Dec 1998.

Ermisch, John, Marco Francesconi and Thomas Siedler (2006), "Intergenerational Mobility and Marital Sorting", *Economic Journal*, July.

Fay, M. (1993): "Illegal Activities and Income Distribution: A model with Envy". Columbia University, New York.

Ferreira, F. y Julie Litchfield. (1999): "Calm After the Storms: Income Distribution and Welfare in Chile, 1987-94", *The World Bank Economic Review*. Sept. 1999; 31, 3.

Ferreira, F. y Julie Litchfield. (1999): "Calm After the Storms: Income Distribution and Welfare in Chile, 1987-94", *The World Bank Economic Review*. Sept. 1999; 31, 3.

Fields, G.S. and G. Yoo (2000) "Falling Labour Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes"., *Review of Income and Wealth* 46(2):139-59.

García, P. (1999): "Income Inequality and the Real Exchange Rate". *Documentos de Trabajo* N° 054 del BCCh, Diciembre 1999.

Gasparini L., M. Marchionni and W. Sosa (2005) "Characterization of Inequality Changes through Microeconomic Decompositions: The Case of Greater Buenos Aires" in in Bourguignon F., F. Ferreira and N. Lustig Ed. *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. World Bank and Oxford University Press. 2005.

Green, William. (2003) *Econometric Analysis*. Fifth Edition. Pearson Education Inc. Upper Saddle River. New Jersey 07458 Prentice Hall.

Heckman, James. (1974) "Shadows Prices, Market Wages, and Labor Supply" *Econometrica* 42: 679-94.

Intriligator, M. (1979): "Income Redistribution: A Probabilistic Approach" *American Economic Review*, Vol. 69, N° 1, Mar. 1979

Kakwani, N. (1980): "Income Inequality and Poverty. Methods of Estimation and Policy Applications", A World Bank Research Publication. Oxford University Press.

Kaldor, N. (1978): "Capital Accumulation and Economic Growth", en N. Kaldor (ed.), *Further Essays on Economic Theory*. Holms and Meier, New York

Kuznets, Simon(1955) "Economic Growth and income inequality" *American Economic Review* 45:1-28

Langoni, P. (1997): "Social Security Regime, Growth and Income Distribution". *Documentos de Trabajo* N° 019 del BCCh, Octubre 1997.

Larrain, F. y R. Vergara (1992) "Distribución del ingreso Inversión y Crecimiento" en *Cuadernos de Economía*, 29: 207-227.

Larrañaga, Osvaldo. "Distribución de ingreso y crecimiento económico en Chile" *Serie Reformas Económicas*, CEPAL (1999)

Larrañaga, O., y J. P. Valenzuela. (2006): ¿Por qué no ha cambiado la desigualdad en Chile desde 1990? Presentado en Workshop on Income Inequality. IDB and C.M. U. de Chile. Santiago 11 y 12 de Diciembre 2006

Li, H., L. Squire y Henh-Fu Zou (1998), "Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality", *The Economic Journal*, 108: 26-43

Li, H., Xie, D., Zou, H-F. (2000): "Dynamics of Income Distribution". *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 33, N° 4, Nov. 2000

Lindert, P.H. y J. Williamson (1985) "Growth, Equality and History" en *Explorations in Economic History*, 22.

Patricio Meller y David Rappaport (2006) "¿Son Siempre las Universidades la mejor opción para un título profesional? Evidencia Chilena". Documento de Trabajo N° 389 Dic Banco Central

Meller, P. (2000): "Pobreza y Distribución del Ingreso en Chile (Década del '90)". *Serie de Economía* N°69, Febrero 2000, Ingeniería Industrial de la U. de Chile.

MIDEPLAN (200) "Posibilidades y Limitaciones de las Políticas Económicas Redistributivas: Perspectivas de Largo Plazo. Unidad de Estudios Prospectivos. Noviembre. Contreras, D. (2003): "Poverty and inequality in a rapid growth economy: Chile 1990-96", *Journal of Development Studies*.

Mincer, Jacob (1958) "Investment in Human capital and personal income distribution". *Journal of Political Economy* 56: 281-302.

Mincer, J. (1974) "Schooling, experience and earnings". New York: NBER

Mussard Stéphane & Terraza Michel & Seyte Françoise, (2003). “Decomposition of Gini and the Generalized Entropy Inequality Measures”, en *Economics Bulletin*, vol. 4(3), pages 1-5.

Mitra, Pradeep y Ruslan Yemtsov, (2006). Increasing Inequality in transition economies: Is there more to come? Working Paper 4007, World Bank (2006).

Mizala, A., P. Romaguera y P. Henriquez (1998): “Oferta laboral y seguro de desempleo estimaciones para la economía chilena”. Centro de Economía Aplicada. Departamento de Ingeniería Industrial. U de Chile. Serie economía N° 28 Enero.

Mizala, A., y P. Romaguera (2002): “Análisis de las remuneraciones de los profesores en base a la encuesta CASEN 2000”. Centro de Economía Aplicada. Departamento de Ingeniería Industrial. U de Chile.

Morduch, J. and T. Sicular (2002) “Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China”, *The Economic Journal* 112:93-106.

Mussard, S., Seyte, F., Terraza, M. (2003): “Decomposition of Gini and the generalized entropy inequality measures” *Economics Bulletin*, Vol. 4, No. 7 pp. 1–6, 2003

Neckerman, K., F. Torche (2007): “Inequality: Causes and Consequences” en *The Annual Review of Sociology* 33: 16.1-16.23

Nozick Robert (1973):”Distributive justice”. *Philosophy and Public Affairs* 3.

Núñez, Javier y Roberto Gutierrez. (2004) “Classism, Discrimination and Meritocracy in the Labor Market: the case of Chile”. Documento de Trabajo 208, Universidad de Chile (2004).

Núñez, Javier y Cristina Riesco, (2004) “Movilidad intergeneracional del ingreso en un país en desarrollo: El caso de Chile”. Documento de Trabajo 210, Universidad de Chile (2004).

Oaxaca, R. (1973) “Male-Female Wage differences in Urban Labour Markets”. *International Economic Review* 14(3):693-709

Oshima, H. (1970). “Income Inequality and Economic Growth: The Post-war Experience of Asian Countries.” *Malayan Economic Review* 15:7-41

Rawls, John (1971): *Teoría de la Justicia*. Fondo de Cultura Económica. México 1979.

Ray D.:(1998). *Development Economics*. Princeton University Press. Princeton, New Jersey.

Robbins, D. (1994), “Relative Wage Structure in Chile: 1957-1992:changes in the structure of demand for schooling”. *Estudios de Economía*, vol. 21, Universidad de Chile.

- Ruiz-Tagle, Jaime A., “Chile: 40 años de desigualdad de ingreso” Departamento de Economía Universidad de Chile (-).
- Robinson, Sherman. (1976). “A Note on the U-Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development.” *American Economic Review* 66: 437-40
- Sapelli, C. (2003): “Ecuaciones de Mincer y las Tasas de Retorno a la Educación en Chile: 1990-1998”. Instituto de Economía PUC. Documento de Trabajo N° 254. Diciembre.
- Sapelli, C., (2005) “Returns to Schooling and Income Distribution by Cohort in Chile: An Analysis Based in Synthetic Panel Data” Documento de Trabajo N° 290 Instituto de Economía U.C. Santiago Chile. Mayo.
- Sen, Amartya (1973): “On Economic Inequality”. Oxford: Clarendon Press.
- Schmidt-Hebbel, K., Servén, L. (1997): “Does Income Inequality Raise Aggregate Saving?” *Documentos de Trabajo* N° 008 del BCCh, Marzo 1997.
- Servén, L., Calderón, C. (2004): “The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution” *Documentos de Trabajo* N° 270 del BCCh, Septiembre 2004
- Solimano Andrés (1999): *Beyond Unequal Development. An overview.* W.B policy research Working Paper 2091. March 1999.
- Solimano, A. y M. Pollack (2006) *La Mesa Coja. Prosperidad y Desigualdad en el Chile Democrático.* Colección CIGLOB, Santiago.
- Solimano, A. (2005) “Hacia Nuevas Políticas Sociales en América Latina: Crecimiento, Clases Medias y Derechos Sociales” *Revista CEPAL*, Diciembre.
- , E. Aninat and N. Birdsall, eds, (2000) *Distributive Justice and Economic Development*. The University of Michigan Press.
- Solimano, Andrés (1993), “Chile” in L. Taylor editor, *The Rocky Road to Reform. Adjustment, Income Distribution and Growth in the Developing World*, MIT Press, Cambridge, U.S.A.
- _____, (1998) editor, *Social Inequality. Values Growth and the State*, Development and Inequality in the Market Economy Series. The University of Michigan Press, Ann Arbor, U.S.A.

____ (1999), "The Chilean Economy in the 1990s" On a "Golden Age" and Beyond", in L. Taylor editor, *After Neoliberalism. What Next for Latin America?*, Development and Inequality in the Market Economy Series, The University of Michigan Press, Ann Arbor, U.S.A.

Soto, C. (2004): "Desempleo y Consumo en Chile" *Documentos de Trabajo* N° 258 del BCCh, Mayo 2004.

Soto C. Torche A. (2004) "Spatial Inequality, Migration, and Economic Growth in Chile?" *Cuadernos de Economía* N° 124, Vol. 41 pp 401-424. Pontificia Universidad Católica de Chile.

Stuart Mills, John. (1863): *Utilitarianism*.

Torche L., Arístides (1999). "Pobreza y distribución del ingreso en Chile: logros y desafíos", pp. 141-180. En Aedo, Cristián, ed., et al., *Desafíos para Chile en el siglo XXI: reformas pendientes y desarrollo económico*, Universidad Alberto Hurtado, Santiago: Andros Impresores.

Torche A., Wagner G., (1997): "Previsión Social: Valoración Individual de un Beneficio Mandatado" *Cuadernos de Economía* N° 103, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Torche A. (2000): "Pobreza, Necesidades Básicas y Desigualdad: Tres objetivos para una sola Política Social". En *La Transformación Económica de Chile* edit por Larrain, F. Y Vergara, R. CEP Santiago Chile. Abril .

Torche, F. (2005): "Unequal but Fluid: Social Mobility in Chile in Comparative Perspective". *American Sociological Review*. Volume 70, Number 3.

Valdés, Alberto. (1999): "Pobreza y distribución del ingreso en una economía de alto crecimiento: Chile, 1987-1995", *Estudios Públicos* 75 .

Venturelli, A. (2003): "Una Estimación del Efecto Distributivo de las Bandas de Precio, 1984/2000" *Serie de Economía* N° 162, Ingeniería Industrial de la U. de Chile.

Wan, G., H.,(2002) "Regression-based Inequality Decomposition" .Discussion Paper N° 2002/101 World Institute for Development Economic Research (WIDER) United Nations University.

Watkins, Kevin. 1995. "The OXFAM Poverty Report.". *World Development Report*. New York: Oxford University Press.

W B (2001) "Chile Poverty and Income Distribution in a High Growth Economy The case of Chile" Report N° 22037-CH August 30, 2001