



Estudios de Economía  
ISSN: 0304-2758  
ede@econ.uchile.cl  
Universidad de Chile  
Chile

Larrañaga, Osvaldo; Valenzuela, Juan Pablo  
Estabilidad en la desigualdad. Chile 1990-2003  
Estudios de Economía, vol. 38, núm. 1, junio, 2011, pp. 295-329  
Universidad de Chile  
Santiago, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=22120872012>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](http://redalyc.org)

## **Estabilidad en la desigualdad. Chile 1990-2003\***

*Inequality stability. Chile 1990-2003*

OSVALDO LARRAÑAGA\*\*  
JUAN PABLO VALENZUELA\*\*\*

### **Resumen**

*Este estudio mide los impactos de los cambios en los determinantes de los ingresos en la desigualdad en el período entre 1990 y 2003, con el objeto de responder la pregunta sobre por qué la distribución del ingreso como un todo no ha cambiado. La metodología utilizada es microsimulaciones de la distribución de ingresos, que es la técnica más apropiada para analizar la relación entre cambios en los factores determinantes y cambios en la desigualdad de ingresos. Se analiza el rol de los retornos, las tasas de participación, decisiones ocupacionales, dotaciones de escolaridad, subsidios, pensiones y el tamaño de los hogares. La inercia mostrada por la desigualdad refleja la interrelación de factores que se cancelan unos a otros, otros que operan lentamente en el tiempo, y la emergencia de nuevos desarrollos que afectan la distribución. Además, no se observan claras indicaciones de que esta situación cambie en los próximos años. Un progreso en esta área requerirá una política pública más activa que en el pasado.*

**Palabras clave:** *Microsimulación, Distribución del ingreso, Desigualdad, Pensiones, Participación laboral, Retornos a la educación.*

### **Abstract**

*This study measures the impact of changes in the income determinants on inequality in the 1990 to 2003 period, in order to answer the question of why income distribution as a whole has not changed. The methodology utilized are micro-simulations of income distribution, which is the most appropriate technique for analyzing the relationship between changes in determinant factors and*

---

\* Se agradecen los comentarios recibidos en seminarios en el Departamento de Economía de la Universidad de Chile, el Instituto de Economía de la Universidad Católica y del seminario de Desigualdad del Ingreso en Chile organizado por el Centro de Microdatos de la Universidad de Chile y el BID. Como es habitual, la responsabilidad de los contenidos de esta investigación es exclusiva de los autores.

\*\* Departamento de Economía, Universidad de Chile y PNUD.

\*\*\* Programa de Investigación en Educación, Centro de Estudios Avanzados en Educación, Universidad de Chile.

*changes in income inequality. It is analyzed the role of returns, participation rates, occupational choices, schooling endowments, subsidies, pensions and household size. The inertia shown by inequality reflects the interplay of factors that cancel each other out, others that operate slowly over time, and the emergence of new developments that affect distribution. Furthermore, there are no clear indications that this situation will change over the next few years. Progress in this area will require a more active public policy than in the past.*

Key words: *Microsimulation, Income distribution, Inequality, Pensions, Labor participation, Returns to schooling.*

JEL Classification: *D3, J2, J3.*

## 1. INTRODUCCIÓN

A partir de 1990 los gobiernos en Chile han impulsado una política de crecimiento con equidad. Ésta tiene por objetivo la reducción de la desigualdad, así como de la pobreza y la exclusión social, en el marco de una economía que deposita en el funcionamiento de los mercados y la iniciativa privada los procesos de asignación de recursos y de crecimiento económico. Para lograr los objetivos de equidad se ha incrementado fuertemente el gasto social en servicios tales como educación, salud y vivienda, así como en numerosos programas de inversión social orientados a apoyar a los grupos vulnerables de la población. Entre 1990 y 2003 el gasto social medido en términos reales ha aumentado en un 125%, equivalente a una tasa promedio anual de 6,45%<sup>1</sup>.

Los resultados a la fecha han sido mixtos. La economía chilena creció a una tasa promedio de 5,5% entre 1990 y 2003, posibilitando importantes aumentos del empleo y de los salarios reales. Ello ha facilitado la reducción del porcentaje de pobreza, desde un nivel inicial de 38% en 1990 a un 18,8% en el año 2003 (encuestas Casen, años respectivos). Los citados logros en crecimiento económico y reducción de la pobreza han situado al país como el caso de desarrollo económico reciente más exitoso de América Latina, así como uno altamente destacado a nivel mundial. Por su parte, el aumento en el gasto social se traduce en una mayor disponibilidad de servicios sociales en educación, vivienda y salud, representando aumentos en el bienestar a través de dimensiones complementarias al ingreso.

Sin embargo, la desigualdad de ingresos se ha mantenido prácticamente inalterada en el período 1990-2003. El coeficiente de Gini es el mismo en ambos años (0,56); la distancia entre los percentiles 90 y 10 cae sólo algunas décimas (11,14 a 10,61), a la vez que la razón entre los quintiles quinto y primero es 17,9 y 17,6 en los respectivos años. Al interior del período no hay una tendencia bien definida, aun cuando algunos indicadores presentan un aumento hasta el año 2000 seguido de un cierto aflojamiento en la medición del 2003.

<sup>1</sup> Incluye el gasto en educación, salud, vivienda y protección social. Dirección de Presupuestos: "Estadísticas de las Finanzas Públicas 1987-2003".

La relativa estabilidad que presenta la desigualdad en el período es sorprendente si se considera que ha habido cambios significativos en los determinantes próximos de la distribución de ingresos. Este ha sido el caso de la participación laboral de la mujer, los niveles de educación de la fuerza de trabajo, la demografía de los hogares, la estructura de retornos de la educación y los ingresos provenientes de las pensiones y de los subsidios monetarios. En un lapso de quince años Chile ha experimentado niveles de cambios en estas variables que en otros países pueden tomar bastante más tiempo. Bajo tal contexto se podrían haber esperado modificaciones en la distribución de ingresos, si bien esta variable tiende a ser estable en el corto plazo.

En este trabajo se mide el impacto de los cambios en los determinantes de los ingresos sobre la desigualdad en el período 1990 a 2003, de manera de responder a la pregunta del por qué no cambió la distribución de ingresos en su conjunto. ¿Se debe a una compensación entre los factores determinantes, unos empujando al alza y otros a la baja de la desigualdad? ¿O bien estamos en presencia de una estructura de desigualdad que es “resistente” frente a cambios en los determinantes de los ingresos? También interesa identificar aquellos factores relacionados con políticas públicas que pudieran jugar un rol importante a futuro en la reducción de la desigualdad.

La metodología utilizada son microsimulaciones de la distribución de ingresos, que representa el estado del arte en las técnicas disponibles para analizar la relación entre cambios en factores determinantes y cambios en la desigualdad de los ingresos. Un artículo pionero en la materia es Juhn, Murphy y Pierce (1994), donde se utiliza este tipo de técnica para analizar la distribución de los salarios en los Estados Unidos. Posteriormente, la técnica se generaliza para analizar los cambios en la distribución del ingreso de los hogares. El reciente volumen de Bourguignon, Ferreira y Lustig (2005) contiene un conjunto de aplicaciones de la microsimulación del ingreso de los hogares para países de América Latina y el sudeste de Asia, así como una recopilación teórica de la metodología y sus antecedentes. Para Chile se dispone de un trabajo previo, que analiza los cambios en la distribución entre el período 1990 y 1998 (Bravo, Contreras y Urzúa, 2002).

El presente trabajo contiene una innovación metodológica respecto de los trabajos citados, más allá de representar una extensión temporal al trabajo citado para Chile. Esta consiste en la simulación de los ingresos de pensiones y de subsidios monetarios, en adición a los ingresos laborales que conforman el eje de los análisis previamente realizados.

El trabajo se organiza en cinco secciones, aparte de esta introducción. La siguiente sección presenta hechos estilizados en materia de distribución de ingresos y sus determinantes próximos en el período 1990 a 2003, incluyendo una descomposición contable del cambio en el ingreso per cápita de los deciles en términos de las diferentes fuentes de tal ingreso. La tercera sección presenta la metodología de microsimulaciones de la distribución de los ingresos. La cuarta sección presenta los datos y las estimaciones en que se basan los resultados del trabajo. La quinta sección presenta los resultados de las microsimulaciones de la distribución de los ingresos. Una última sección presenta las conclusiones del trabajo.

## 2. ESTRUCTURA Y CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN DE LOS INGRESOS

### 2.1. El período 1990-2003

La desigualdad de ingresos en el año 2003 es similar a la exhibida en 1990 (Cuadro 1). El coeficiente de Gini es 0,56 en ambos años; la distancia entre los percentiles 90 y 10 cae algunas décimas en el período, de 11,14 a 10,61, a la vez que la razón entre los quintiles quinto y primero es 17,9 y 17,6 en los respectivos años. El índice de Theil es el único indicador que muestra un deterioro, el cual se asociaría a cambios en la parte superior de la distribución que este índice refleja con mayor fuerza.

La evolución de la desigualdad al interior del período no muestra tendencias bien definidas, aun cuando la mayor parte de los indicadores presenta un aumento hasta el año 2000, para luego descender en la medición del 2003. Habrá que esperar las próximas mediciones para conocer si este último movimiento representa un quiebre de tendencia o si es una fluctuación aleatoria en torno a un nivel promedio que se mantiene alto y estable.

La caracterización de la desigualdad se realiza sobre la base del ingreso monetario de los hogares expresado en términos per cápita. Los indicadores de desigualdad se calculan sobre la base de individuos, de modo que cada una tiene un peso equivalente al número de personas que allí viven<sup>2</sup>. El servicio doméstico que reside en el hogar del empleador se considera como unidad independiente. La inercia que presentan los indicadores de desigualdad contrasta con los fuertes cambios que caracterizan a los determinantes próximos de los ingresos (Cuadro A-1 en Anexo)<sup>3</sup>. En el período 1990 a 2003 el volumen de actividad económica medida por Producto Interno Bruto prácticamente se duplica, el empleo crece en un 33% y los salarios reales en un 51%. La población crece a una tasa anual de 1,43%, acumulando un crecimiento de 20,3% en el período 1990-2003. La estructura de edades presenta una tendencia hacia el envejecimiento: en el año 2003 hay mayor proporción de adultos mayores y menor proporción de niños respecto del año inicial.

En el período se produce un aumento importante del nivel educacional de los ocupados, disminuyendo la fracción de ocupados con educación básica e incrementándose aquella con estudios secundarios completos y la que ha cursado estudios de nivel superior. No obstante lo anterior, los salarios aumentan proporcionalmente más para personas con mayor nivel de escolaridad. Los ocupados con estudios universitarios presentan incrementos reales superiores al 50% en sus remuneraciones en el período 1990-2003, mientras que los egresados de la educación media muestran aumentos de ingresos en el entorno del 20% (Cuadro A-2 del Anexo).

<sup>2</sup> Este procedimiento considera que la unidad última del bienestar es el individuo (Deaton, 1997).

<sup>3</sup> Por determinantes próximos se entienden aquellos que influencian directamente a los ingresos, como es el nivel de escolaridad. A su vez, estos factores tienen un conjunto de determinantes (ingreso de los padres, acceso a establecimientos educacionales, etc.). El trabajo analiza el impacto del primer grupo de factores.

**CUADRO 1**  
DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES, 1990 Y 2003

	Promedio M\$, 2003	Gini	Q5/Q1	90/10	90/50	10/50	75/25	Theil
1990	91,0	56,0	17,9	11,14	3,85	0,35	3,32	66,8
2003	142,1	56,0	17,6	10,61	3,64	0,34	3,26	69,7

*Fuente:* Encuestas Casen, años respectivos.

*Nota:* Corresponde a la distribución del ingreso per cápita monetario del hogar a nivel de individuos (incluye ingresos igual a cero).

La tasa de participación de la mujer se incrementa en más de 11 puntos porcentuales en el período bajo estudio (de 35,0% en 1990 a 46,3% en el año 2003). El aumento en la participación no es homogéneo, sino que se concentra en los grupos que presentan mayores espacios de crecimiento como son las mujeres de escolaridad baja y media. En cambio, las mujeres con educación superior ya presentaban tasas de participación cercanas a un 80% en el año 1990, de modo que tiene poco espacio para seguir creciendo.

En el período se produce también una reducción en el tamaño de los hogares. Ello responde en parte a la caída en la tasa de natalidad, la cual se inscribe en un proceso que se inicia en los años 60, y que es más importante en el caso de las mujeres de menor estrato socioeconómico (Larrañaga, 2005 b). La reducción en el tamaño del hogar también se asocia con un crecimiento acelerado de viviendas, cuyo incremento de 30% en el período supera con creces el aumento en la población de personas (21%). Ello posibilita la creación de nuevos hogares y la caída en el tamaño medio del hogar.

Sin embargo, no hay una reducción en la participación relativa de los hogares con más de un núcleo, contrario a lo esperado en el contexto de la fuerte expansión en el número de viviendas que se produce en el período (Cuadro A-3). Es posible que ello refleje el aumento en los núcleos secundarios asociado al incremento en el porcentaje de mujeres que son madres solteras, las cuales tienden a conformar un segundo núcleo al interior de sus hogares paternos (Larrañaga, 2006 b).

## 2.2. La política social en Chile

La política social en el país consiste en un conjunto de prestaciones, transferencias y programas que pueden agruparse en cuatro categorías: subsidios monetarios, seguridad social, servicios sociales y programas de desarrollo social. El primer grupo incluye los subsidios que se entregan a hogares pobres; el segundo grupo son los pagos y transferencias que descansan en una lógica contributiva; el tercer grupo representa la política social tradicional en los sectores de educación, salud y vivienda, mientras que la cuarta categoría incluye a

una variada gama de programas de más reciente creación y orientada a grupos específicos de la población<sup>4</sup>. En términos cuantitativos, el gasto en subsidios monetarios representaba en el año 2002 el 3,7% del gasto social; los pagos de seguridad social un 39,8%; los servicios sociales un 50,4% y los programas de inversión social un 6,1%. La estrategia de crecimiento con equidad ha sido exitosa en elevar los recursos que se destinan a los programas sociales: entre los años 1990 y 2003 el gasto social prácticamente crece en un 145%. No obstante lo anterior, la política social ha sido poco efectiva para lograr los objetivos de equidad (ver Larrañaga, 2006c).

### 2.3. La estructura de los ingresos

Las principales fuentes de ingreso de los hogares son los salarios, el trabajo independiente y el ingreso de los empleadores, que en conjunto representaban un 80,8% del ingreso monetario de los hogares en el año 2003 (Cuadro 2). Las pensiones, los subsidios monetarios y el resto de los ingresos representan en su conjunto el 19,2% restante del ingreso de los hogares. Debe tenerse presente que los ingresos reportados en las encuestas de hogares no incluyen partidas como las utilidades retenidas de las empresas, y que captura solo de modo imperfecto las ganancias de capital e ingresos relacionados.

La partida de ingreso más importante son los salarios, cuya participación en el total asciende a 47,7%. Los asalariados representaban un 73% de los ocupados en el año 2003. El salario promedio asciende a M\$ 246,0, considerando aquellos con jornada laboral de 30 y más horas semanales. Un 50% de los asalariados con jornada completa gana M\$ 150,0 o menos al mes. La desigualdad salarial es elevada; el coeficiente de Gini sitúa al país entre los países de la región con mayor desigualdad salarial<sup>5</sup>.

Los ingresos del trabajo por cuenta propia son la segunda partida en importancia en el ingreso de los hogares, aun cuando son solo la tercera parte de los salarios. Los trabajadores por cuenta propia constituyen un 20% del total de ocupados, obtienen un ingreso medio que es 45% más alto que los asalariados, presentando mayores niveles de desigualdad. El coeficiente de Gini para los ingresos del trabajo independiente es 47,4%, mientras que la distancia entre los percentiles 90 y 10 es alrededor de siete veces.

<sup>4</sup> Hay distintas maneras de clasificar las políticas sociales. De acuerdo a Raczyński y Serrano (2005), las funciones de las políticas sociales incluyen un grupo de acciones asistenciales y de protección social que compensan problemas originados en el funcionamiento del mercado o de las familias; un segundo grupo de funciones tiene por objetivo la promoción del bienestar, basado en la construcción de capacidades antes que en la reparación del daño; un tercer grupo de funciones se asocia con la realización de derechos sociales de la ciudadanía. La combinación de estos tres grupos de funciones da lugar a una cuarta función, referida a la generación y preservación de un espacio social de pertenencia de la comunidad.

<sup>5</sup> Chile ocupa el lugar cuarto según el coeficiente de Gini después de Brasil, Bolivia y Guatemala (De Ferranti, 2004). Sin embargo, hay escasa distancia respecto de la mayoría de los países de la región, tratándose de un grupo con desigualdad alta y relativamente pareja. Por su parte, la desigualdad medida por la distancia entre los percentiles 90 y 10 es prácticamente el doble de la desigualdad respecto de los países de Europa del Norte y Europa Central (OECD, 1996).

Por su parte, el ingreso de los empleadores representa el 15,7% del ingreso monetario de los hogares. Se trata de una partida de ingresos sustantiva para explicar la desigualdad de ingresos, puesto que representan más de la cuarta parte del ingreso del decil más rico. Alrededor de tres cuartas partes del ingreso de los empleadores están concentradas en el 5% de hogares con mayor ingreso per cápita.

Las pensiones representan algo menos del 7% del ingreso de los hogares. Estos pagos incluyen a las pensiones por vejez, viudez, invalidez y orfandad, representando las dos primeras un 94% del pago de pensiones. En su mayor parte corresponden a pagos del antiguo sistema de seguridad social, cuyos montos están en línea con las remuneraciones que recibían los pensionados en su ciclo laboral. Ello responde a la segmentación según estatus ocupacional del antiguo sistema de pensiones, a pesar de que su denominación de sistema de “reparto” sugiere un mayor grado de redistribución<sup>6</sup>. De manera que el coeficiente de Gini de los perceptores individuales de pensiones de vejez y viudez pagadas por el Estado asciende a 0,395<sup>7</sup>, solo algunos puntos por debajo del coeficiente de Gini de los salarios (0,474).

CUADRO 2  
ESTRUCTURA DEL INGRESO PER CÁPITA DEL HOGAR (%), 2003

Decil	Ingreso empleado	Cuenta propia	Salarios	Pensiones	Subsidios monetarios	Otros ingresos	Total
1	0,1	9,6	49,3	8,5	14,2	18,3	100,0
2	0,3	11,3	61,5	8,9	7,3	10,7	100,0
3	0,3	15,5	62,2	8,7	4,6	8,7	100,0
4	0,8	15,0	62,5	9,0	3,1	9,6	100,0
5	1,0	17,5	61,7	9,2	2,3	8,3	100,0
6	2,2	18,3	59,6	10,0	1,7	8,2	100,0
7	2,4	20,6	58,0	9,4	0,9	8,6	100,0
8	3,6	22,0	54,5	8,4	0,5	11,0	100,0
9	8,3	20,1	51,8	8,0	0,2	11,7	100,0
10	26,2	16,7	38,3	4,3	0,0	14,4	100,0
Total	15,0	17,4	47,7	6,7	1,2	12,0	100,0

Fuente: En base a encuesta Casen 2003.

<sup>6</sup> Alrededor del 48% de los pagos de pensiones registrados en la encuesta Casen de 2003 corresponden a pagos del antiguo sistema y solo el 28% corresponde a pagos del nuevo sistema (otro 24% corresponde a las Fuerzas Armadas y otro tipo de instituciones). Más aún, una parte de las pensiones pagadas en el nuevo sistema son fondos públicos, por concepto de subsidios (pensión mínima) y transferencias en el caso de personas que realizaron contribuciones cuando jóvenes en el antiguo sistema (bono de reconocimiento).

<sup>7</sup> Los citados coeficientes de Gini están referidos a la encuesta Casen 2003.

Por su parte, los subsidios monetarios son transferencias focalizadas que tienen por objetivo aliviar la situación de pobreza de personas que no están en condición de trabajar. El monto total gastado en subsidios monetarios representa una fracción marginal del gasto social y equivale a sólo el 1,2% del ingreso de los hogares, aun cuando su contribución es alrededor del 10% del ingreso en el caso de los deciles inferiores<sup>8</sup>.

Desde la perspectiva de la presente investigación tiene particular relevancia la contribución que realizan las distintas fuentes del ingreso al crecimiento del ingreso per cápita de los hogares. El Cuadro 3 presenta tal información a nivel de deciles de hogares, incluyendo a los cambios en el tamaño del hogar.

La primera columna del Cuadro 3 presenta la tasa de crecimiento del ingreso per cápita en el período 1990-2003. El patrón de crecimiento acumulado en estos años es bastante parejo entre deciles, fluctuando entre 51,9% y 60,0%, consistente con indicadores de desigualdad estables. La contribución de los distintos componentes del ingreso per cápita se reporta en las respectivas columnas del citado cuadro. La contribución de cada componente es igual a la tasa de crecimiento de la respectiva fuente de ingreso multiplicada por su participación en el ingreso del decil<sup>9</sup>.

El crecimiento en los salarios explica casi la mitad del incremento en el ingreso per cápita de los hogares (47%). La contribución de los salarios es sorprendentemente uniforme a nivel de los deciles segundo a noveno, representando en estos casos alrededor del 60% del crecimiento del ingreso total. La contribución de los salarios es más reducida en los deciles extremos, producto de la mayor importancia de otras fuentes de ingresos en esos hogares.

Alrededor de la cuarta parte del crecimiento del ingreso per cápita se explica por aumentos en el ingreso de los empleadores. Estos ingresos se concentran en los deciles nueve y diez, representando un 45% del incremento del ingreso per cápita en el decil superior. Esta última cifra es clave en la contribución de la partida a nivel agregado, dada la fuerte ponderación del decil diez en el ingreso total.

La siguiente partida en orden de importancia es el tamaño de los hogares, cuya reducción a lo largo del período explica un 12,3% del crecimiento en el ingreso per cápita de los hogares. El patrón de crecimiento es relativamente parejo a nivel de los deciles de hogares, sugiriendo que hay una compensación entre factores subyacentes que operan en direcciones contrarias en materia de desigualdad: la reducción de la natalidad y la creación de nuevos hogares.

Las otras fuentes de ingresos contribuyen marginalmente en el crecimiento del ingreso per cápita de los hogares. No obstante lo anterior, su contribución a

<sup>8</sup> Los subsidios incluyen la pensión asistencial (Pasis), que se paga por vejez o invalidez a personas pobres sin acceso a seguridad social; la asignación familiar, que se paga a los dependientes de los trabajadores asalariados con menores ingresos; el subsidio único familiar (SUF) es una asignación familiar para niños y madres embarazadas de hogares pobres; el subsidio de agua potable paga una fracción de la cuenta del servicio a los hogares pobres y un subsidio monetario asociado al programa Chile Solidario.

<sup>9</sup> La ponderación referida es el promedio de la tasa de participación en los años considerados (1990 y 2003).

**CUADRO 3**  
CRECIMIENTO DEL INGRESO PER CÁPITA DEL HOGAR, 1990-2003

Decil	Crecimiento 1990-2003	Participación % en crecimiento del ingreso per cápita 1990-2003						Total
		Empleadores	Cuenta propia	Salarios	Pensión	Subsidio	Otros ingresos	
1	0,600	0,0	-0,9	48,8	2,4	28,8	11,4	11,7
2	0,583	0,0	3,9	61,7	4,9	12,4	4,8	10,8
3	0,591	2,0	10,5	68,6	5,3	7,1	-1,5	9,7
4	0,585	6,7	7,6	70,7	3,6	4,5	0,4	10,8
5	0,584	3,6	12,7	66,5	6,4	3,1	-1,3	9,5
6	0,570	12,0	11,4	56,6	6,1	1,6	-2,1	16,5
7	0,554	3,7	15,1	68,8	1,6	0,4	-2,3	13,0
8	0,552	9,7	20,9	61,2	1,8	0,0	-0,5	10,2
9	0,519	27,2	9,8	61,9	1,5	-0,2	-1,8	12,0
10	0,539	45,3	6,1	29,5	0,7	-0,1	0,6	18,2
Total	0,562	26,5	8,8	47,0	2,1	1,3	0,0	12,3
								100,0

*Fuente:* En base a encuestas Casen 1990 y 2003.

nivel de deciles de ingreso puede ser relevante. Este es el caso de los subsidios monetarios para los deciles primero y segundo, el ingreso de los trabajadores por cuenta propia para los deciles medio-altos y el ingreso de las pensiones en el caso de los deciles medios.

### 3. METODOLOGÍA

La metodología a aplicar está basada en microsimulaciones de la distribución de ingresos de los hogares, de manera de descomponer los cambios observados entre dos períodos en términos de los distintos determinantes de estos ingresos. Ello posibilita identificar el impacto que cada uno de los factores determinantes tuvo sobre la distribución de los ingresos de los hogares en el período bajo estudio.

Para tal efecto considere que el ingreso per cápita del hogar  $h$  puede escribirse como:

$$(1) \quad y_h = \frac{1}{n_h} \left[ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J I_{hi}^j y_{hi}^j + \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S I_{hi}^s y_{hi}^s + y_{oh} \right]$$

La primera sumatoria representa los ingresos provenientes del mercado del trabajo, donde el supraíndice  $j$  representa el tipo de ingresos del trabajo y el subíndice  $i$  representa el perceptor  $i$  de ingresos en el hogar. La variable  $I$  es una función indicador que toma el valor 1 si el ingreso asociado tiene valor positivo y el valor cero en otro caso. La segunda sumatoria incluye el ingreso proveniente de pensiones y subsidios monetarios, representados por el supraíndice  $s$ . El tercer tipo de ingreso  $y_o$  representa otro tipo de ingresos, que se suponen exógenos en el ejercicio. El número de personas en el hogar es  $n_h$ .

#### 3.1. Ingresos laborales

La descomposición de los ingresos provenientes del mercado del trabajo sigue cercanamente la metodología aplicada el texto de Bourguignon, Ferreira y Lustig (2005), que incluye aplicaciones para un conjunto de países de América Latina y Asia del Este. El procedimiento implica descomponer los cambios que experimenta la distribución del ingreso laboral entre dos períodos en términos de tres tipos de efecto: (i) efecto precio, que entrega el cambio en la distribución del año base de acuerdo a los precios o retornos que rigen en el año final; (ii) efecto dotación, que trata sobre los cambios en la distribución que se originan en el nuevo vector poblacional de dotaciones o activos laborales que generan ingresos; (iii) efecto participación, que da cuenta de los cambios en la distribución de ingresos generados por cambios en la participación laboral de los miembros del hogar.

El efecto precio requiere estimar los retornos de la educación y demás determinantes de los ingresos laborales en el año de término, para luego simular el efecto que el cambio en los retornos tiene en la distribución del año base. La estimación de los retornos se realiza sobre la base de una ecuación tradicional de ingresos para cada miembro del hogar y tipo de ingreso laboral:

$$(2) \quad \log y_{hi}^j = X_{hi} \beta^j + u_{hi}^j \quad \text{para } i = 1, \dots, n_h$$

La participación laboral se trabaja a través de un modelo de elección múltiple, en el cual se postula que el individuo elige la alternativa laboral que maximiza su nivel de utilidad. El objetivo del modelo es la estimación de los parámetros que inciden en la decisión laboral ( $\lambda$ ), de tal modo de simular el efecto que sobre la distribución del año base tiene el comportamiento del año final. Concretamente, el modelo a estimar es:

$$(3) \quad \begin{aligned} I_{hi}^j &= 1 \quad \text{si } Z_{hi} \lambda^j + \varepsilon_i^j > \text{Max}(0, Z_{hi} \lambda^j + \varepsilon_i^j) \\ I_{hi}^j &= 0 \quad \text{para } j = 1, \dots, J \quad \text{si } Z_{hi} \lambda^j + \varepsilon_i^j \leq 0 \\ j &= 1, \dots, J \end{aligned}$$

Donde  $Z$  es un vector de variables determinantes de la participación laboral,  $\varepsilon$  es el término de error de la ecuación de participación y  $j$  las alternativas laborales (trabaja dependiente, trabaja independiente, no trabaja)<sup>10</sup>. Es posible que el modelo indique una persona inactiva en el período base que hubiese participado en el mercado del trabajo según los parámetros del año final. En este caso se precisa imputar el ingreso laboral que esta persona hubiese obtenido en caso de estar ocupada en el primer período. Ello se realiza en base a la especificación de la ecuación (2) correspondiente al tipo de ocupación elegida según (3), incluyendo un componente específico del individuo ( $u_i$ ) que se deriva de una distribución aleatoria del residuo<sup>11</sup>.

Finalmente, el efecto del cambio en las dotaciones ( $X$ ,  $Z$ ) es estimado a través de un procedimiento no paramétrico. Considere para tal caso la variable  $X^j$ . El método requiere la partición de los individuos en  $K$  subgrupos exclusivos y excluyentes, que se relacionan con la diferencia en la tenencia de la respectiva variable. A modo de ejemplo, en el caso de la escolaridad podría dividirse la muestra de individuos pertenecientes a la fuerza de trabajo en subgrupos según género, tramos de edad y zona geográfica de residencia. De este modo, la población de tamaño  $N$  se divide en  $K$  subgrupos:

$$N = \{N_1, N_2, \dots, N_K\}$$

Para cada subgrupo  $k$  se construye la función de distribución de la dotación  $X^j$ , que asocia a cada valor de la variable el percentil  $\theta$  de la distribución, para luego invertir esta función de modo tal que:

<sup>10</sup> Dado que los análisis de ingresos laborales corresponden a las personas con valores positivos para esta variable, todas las personas entre 15-65 años de edad que se encuentran con ingresos laborales iguales a 0 o desempleadas se consideran como no trabajando.

<sup>11</sup> Ver Bourguignon y Ferreira (2005).

$$(4) \quad \begin{aligned} \theta_t^{jk} &= F(X_t^{jk}) \quad k = 1, \dots, K; \quad t = 1, 2 \\ X_t^{jk} &= F_t^{-1}(\theta_t^{jk}) \end{aligned}$$

Para cada procedimiento se realiza para cada uno de los períodos bajo estudio,  $t = 1, 2$ . Finalmente, se simula en el período inicial la dotación de  $X$  del período final utilizando los respectivos percentiles de la distribución. Esto es, se sustituyen los valores observados de  $X$  de  $t = 2$  a  $t = 1$ , condicional en un mismo percentil. Mientras más detallada sea la partición de la población en términos de los subgrupos  $k$ , más aproximada será la distribución simulada en  $t = 1$  a la distribución efectiva en  $t = 2$ . El procedimiento supone que existe preservación de rango en el ordenamiento de los hogares en la distribución de  $X$  a lo largo del tiempo<sup>12</sup>.

$$(5) \quad \hat{X}_1^{jk} = F_1^{-1}(\theta_2^{jk})$$

### 3.2. Ingreso de pensiones y subsidios

La simulación de los cambios en pensiones y subsidios sigue una combinación de los elementos anteriores. Considere para tal efecto el componente  $s$  de este tipo de ingresos, denominado  $y^s$ . El problema a resolver es simular la distribución del período 2 en la base de datos del período 1. Las distribuciones de  $y^s$  entre ambos períodos pueden cambiar en términos de la distribución de los montos de transferencia recibidos así como por la distribución en el acceso a las mismas. En este caso no se modelan decisiones de comportamiento, dado que el acceso a pensiones y subsidios no responde, por lo general, a decisiones que los individuos u hogares tomen en tiempo presente.

Para realizar la simulación se partitiona la población en términos de subgrupos que representen distintos tipos de acceso y/o monto de la transferencia. A nivel de cada subgrupo se simula la distribución del período 2 en el período 1, utilizando un procedimiento análogo a lo expresado en (4) y (5) anteriores, el cual entrega por resultado la simulación de la distribución del monto de la transferencia.

Por otra parte, para simular la distribución en el acceso a la transferencia se estima el modelo:

$$(6) \quad \Pr(y^s > 0) = \Phi(V\delta + v)$$

$$(7) \quad \log(y^s) = W\gamma + w$$

Donde (6) representa un modelo probit que estima la probabilidad de acceso a la transferencia  $y^s$ , mientras que (7) es una ecuación que explica el monto de la transferencia por medio de un conjunto de factores relacionados  $W$ . Sea  $p_1^k$

<sup>12</sup> Alternativamente, puede utilizarse una función paramétrica para predecir los valores de  $X$  sobre la base de un conjunto de factores relacionados que se observen en ambos períodos.

la proporción de la población en el subgrupo  $k$  que accede al beneficio en el período 1 y  $\rho_2^k$  similar fracción en el período 2. La imputación de los ingresos en  $t = 1$  se realiza sobre la siguiente regla:

$$(8) \quad \begin{aligned} & \text{si } \rho_1^k \leq \rho_2^k \\ & \hat{y}_1^s = F_1^{-1}(\theta_2^s) \quad \text{si } y_1^s > 0 \\ & \hat{y}_1^s = \tilde{y}_1^s \quad \text{si } y_1^s = 0 \quad \text{y } G() > (1 - (\rho_2^k - \rho_1^k)) \end{aligned}$$

$$(9) \quad \begin{aligned} & \text{si } \rho_1^k > \rho_2^k \\ & \hat{y}_1^s = F_1^{-1}(\theta_2^s) \quad \text{si } y_1^s > 0 \quad \text{y } G() \leq \rho_2^k \\ & \hat{y}_1^s = 0 \quad \text{si } y_1^s > 0 \quad \text{y } G() > \rho_2^k \end{aligned}$$

Si la proporción de receptores de la transferencia  $y^s$  en el subgrupo  $k$  en el período 1 es menor o igual a similar proporción del período 2, se procede a imputar a cada observación con transferencia positiva en  $t = 1$  el monto correspondiente a su percentil equivalente en el período 2. A ello se adicionan individuos que no recibían transferencias en  $t = 1$ , de modo de completar la fracción que accede en el período 2, seleccionando a aquellos con mayor probabilidad de acceso predicha a partir de (6). Para estos casos se imputa un valor predicho de la transferencia según (7).

En caso de que la proporción de receptores de la transferencia  $y^s$  en el subgrupo  $k$  en el período 1 sea mayor que la fracción en el período 2, se procede a imputar un monto igual a cero en  $t = 1$  a aquellos individuos que habiendo accedido a una transferencia en el período inicial presentan la menor probabilidad de acceso según (6). El resto de las observaciones con transferencia positiva en  $t = 1$  se le imputa el monto correspondiente a su percentil equivalente en el período 2.

#### 4. DATOS Y ESTIMACIÓN DEL MODELO

##### 4.1. Datos

Las estimaciones y las simulaciones están basadas en la base de datos de las encuestas Casen de 1990 y 2003. Esta es una encuesta multítópico de hogares, que incluye módulos de empleo, ingresos, educación, salud, vivienda y patrimonio. Se realiza desde el año 1987 con periodicidad de cada dos o tres años. La encuesta tiene representatividad nacional, regional y urbano-rural. En el año 2003 la muestra alcanzó a alrededor de 60.000 hogares. Todas las estadísticas de pobreza, distribución de ingresos y acceso a servicios sociales utilizadas en el país provienen de las bases de datos de las encuestas Casen.

##### 4.2. Ecuaciones de ingresos

Las estimaciones de ingresos, así como las relativas a la participación en el mercado del trabajo fueron realizadas considerando a las personas de entre 15

y 65 años de edad. La estimación de los retornos a las competencias laborales se realiza a través de ecuaciones de ingresos, diferenciando entre trabajadores dependientes e independientes<sup>13</sup>, así como hombres y mujeres. La ecuación estimada corresponde a una especificación de tipo Mincer, donde el logaritmo del ingreso laboral se regresiona en la escolaridad, la experiencia potencial y su cuadrado, y variables dicotómicas para la condición de ruralidad, la región de residencia y los trabajadores de jornada parcial. La escolaridad se incluye a través de diez tramos de acuerdo al ciclo de educación cursado (sin educación, primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria humanista completa, secundaria técnico-profesional completa, educación técnica superior incompleta, técnica superior completa, universidad incompleta y universidad completa), diferenciando entre egreso o no egreso del mismo.

El Cuadro A-4 en el Anexo presenta los resultados obtenidos para los años 1990 y 2003. Los resultados más interesantes son los retornos de la escolaridad, puesto que una de las principales causas detrás de los aumentos que ha experimentado la desigualdad de ingresos en diversos países a partir de los años 80 ha sido una mayor brecha de salarios entre trabajadores calificados y no calificados. En nuestro caso se constata un aumento en el premio salarial para los asalariados hombres con educación superior y entre aquellos con escolaridad más baja, a la vez que cae el premio en el caso de quienes tienen estudios de nivel secundario. Los trabajadores independientes hombres muestran un comportamiento análogo, aunque se incrementa el retorno a la educación secundaria para los trabajadores por cuenta propia. Hay que considerar que la fuerza de trabajo con escolaridad secundaria presenta la mayor tasa de crecimiento en el período de análisis, lo cual puede estar detrás del patrón descrito de los retornos laborales.

En el caso de las mujeres asalariadas hay incrementos en el retorno del grupo con mayor escolaridad, mientras que disminuye el premio salarial en los grupos con educación básica y media, así como entre quienes tienen estudios superiores incompletos. En cambio, las trabajadoras independientes mujeres presentan aumentos en el premio salarial a lo largo de los distintos niveles de escolaridad.

#### 4.3. Factores no observables

Los factores no observables que afectan los salarios son incorporados en las simulaciones por medio de una corrección al término de error de las ecuaciones de salarios estimadas en la ecuación (2). Para simular los efectos de los cambios en los factores no observables ocurridos en el 2003 en el período base del año 1990 se reescalan los residuos de cada estimación de salarios de 1990 por la relación de la desviación estándar estimada para cada año ( $\sigma^{2003}/\sigma^{1990}$ ).

#### 4.4. Ecuaciones de participación laboral

Para estimar la participación laboral de los trabajadores se consideraron estimaciones multilogit (inactivo, trabajador asalariado o trabajador por cuenta

<sup>13</sup> Los empleadores no son considerados dentro de las estimaciones de salarios ni participación laboral y sus ingresos son estimados como parte del componente de otros ingresos ( $y_{oh}$ ).

propia) por separado para hombres y mujeres, y considerando el rol que cumple la persona en la estructura del hogar (jefe del hogar, pareja<sup>14</sup> u otro miembro del hogar). Un conjunto de variables independientes fueron similares en todas las estimaciones, mientras que algunas adicionales se incluyeron para los casos de parejas y otros miembros del hogar (Cuadros A-5 y A-6 en Anexo).

Las variables comunes fueron las diez alternativas de educación formal, la experiencia y su cuadrado, la condición de ruralidad, así como *dummies* para las diversas regiones del país. También se incluyen *dummies* que señalan si la persona está casada y otra para indicar que tiene una relación de convivencia; y si la persona está en edad escolar (menor de 25 años de edad), así como variables continuas respecto al promedio de educación y de edad de los adultos del hogar.

Los controles independientes para el jefe del hogar son una variable que indica que en el hogar vive una sola persona; también se incluyen variables demográficas de los miembros del hogar (el número de niños de entre 0 y 8 años; el número de niños de entre 9 y 14 años; número de personas de entre 15 y 65 años y el número de los mayores de 65 años), además se incluye el porcentaje de mujeres dentro del hogar. Para las estimaciones de participación laboral de las parejas se elimina la condición de hogar unitario y se incorpora una *dummy* que refleja el sexo de la persona; asimismo se incluye una *dummy* que indica la condición laboral del jefe del hogar y una variable continua respecto al salario del jefe del hogar para los casos cuando éste trabaja.

Finalmente, para las personas que son otros miembros del hogar se incluyen, adicionalmente, variables relativas a la decisión laboral y el ingreso de la pareja, cuando ésta existe.

#### 4.5. Dotaciones

##### i) Educación

Todas las personas de 15 o más años de edad son distribuidas en ocho grupos demográficos, los cuales están definidos por sexo, condición de urbanidad y separados entre los más jóvenes (15 y 29 años de edad) y el resto. En cada subgrupo se utiliza el método no paramétrico indicado en (5), donde los valores observados en la distribución de 1990 son reemplazados por los valores observados en la distribución del 2003 corregido por  $\mu_c^{03}/\mu_c^{90}$ , donde  $c$  indica el centil de la distribución del nivel de educación, ordenado por los valores observados de la variable para cada año.

##### ii) Composición etaria del hogar

El total de hogares de cada período es subdividido en los mismos ocho grupos demográficos descritos previamente, considerando las tres variables a nivel del jefe

<sup>14</sup> Para el caso de las estimaciones relativas a las parejas del jefe del hogar se consideró un análisis conjunto de hombres y mujeres, puesto que el número de hombres definidos como pareja del jefe del hogar fue muy bajo. De esta forma, esta estimación incluyó una variable *dummy* para definir el sexo de la pareja.

del hogar. Dentro de cada grupo se analiza la distribución de las cuatro variables asociadas a la composición etaria del hogar, es decir, el número de miembros del hogar en edades: 0 a 8 años, 9 a 14, 15 a 65 y 66 y más. Nuevamente se realiza una imputación a la distribución observada en 1990 de acuerdo a los valores observados en la distribución del 2003 corregida por la relación de las medias observadas por cada distribución y en cada grupo de edad.

La sumatoria de los nuevos valores estimados de la composición etaria de cada hogar para el período 1990, de acuerdo a la distribución del año 2003, permite determinar el tamaño simulado de cada uno de los hogares observados en 1990.

#### 4.6. Pensiones

Para simular los cambios en la distribución de pensiones se divide la población de individuos en 24 subgrupos, según género, tramos de edad (menor a 65, 65 a 74 y mayor que 74) y tramos de años de escolaridad (0 a 3, 4 a 6, 7 a 11, 12 y más). Los subgrupos resultantes difieren en términos del porcentaje de su población que accede a pago de pensiones, así como los montos promedios percibidos (Cuadro A-7 del Anexo). La pensión analizada corresponde a la suma de las pensiones pagadas por concepto de vejez, viudez, invalidez y orfandad, puesto que no se dispone para 1990 una desagregación de estos componentes. Las pensiones de vejez y viudez representaban en el año 2003 un 94% del agregado, de modo que la pensión bajo análisis corresponde básicamente a pagos que se realizan a adultos mayores.

Hay una caída en la cobertura de las pensiones en prácticamente todos los subgrupos de población. La caída es importante en magnitud, superando los diez puntos porcentuales en casi una tercera parte de los casos. Es probable que tal tendencia se origine en la reforma del sistema previsional, considerando que las cohortes de adultos mayores en el año 2003 tienen mayor probabilidad de haber estado expuestos al sistema de capitalización individual, y que en tal sistema las personas pueden postergar la edad de jubilación si la pensión que recibirían es muy baja o pueden quedar excluidos si no alcanzan un periodo mínimo de cotizaciones.

Por su parte, el valor medio de la pensión se incrementa en 38,3% en términos reales entre los años 1990 y 2003. El incremento es superior a un 50% en el caso de las mujeres con baja escolaridad. Este efecto está relacionado con el reajuste en la pensión mínima, que representó un aumento real de 151% en el período 1990 a 2002 (Arellano, 2004).

Para efectos de la simulación posterior se requiere estimar las expresiones (6) y (7) anteriores, esto es, la probabilidad de acceso a pensiones a nivel de cada uno de los subgrupos de población referidos. El procedimiento se realiza a través de una estimación *probit*, regresionando la variable dicotómica “accede o no accede a pago de pensión” en términos de la edad, la condición urbana y rural, el número de personas en el hogar y variables *dummies* regionales. Este mismo conjunto de variables se utiliza para predecir el ingreso de la pensión en la expresión (7). Los resultados de estas regresiones no se reportan por consideraciones de espacio, pero están disponibles para los interesados.

#### 4.7. Subsidios

A diferencia de las demás partidas de ingresos, el tratamiento de los subsidios considera a los hogares como unidad de análisis. Ello puesto que la condición socioeconómica del hogar es el principal criterio en la selección de los beneficiarios de los subsidios monetarios. Este proceso se realiza a través de un instrumento de focalización denominado Ficha Cas, que es un test relacionado de medios que entrega un puntaje según el nivel de recursos económicos que existen en el hogar. La racionalidad subyacente es que la familia (hogar) tiene la responsabilidad principal en el bienestar de sus miembros; la política de subsidios cumple un rol subsidiario puesto que apoya a los individuos cuando el hogar no tiene recursos suficientes.

El tratamiento de los subsidios se realiza agregando los distintos pagos que se reciben en el hogar, habida cuenta de la baja participación que tienen los subsidios en el ingreso monetario de los hogares. Al igual que en el caso de las pensiones, la simulación incluye un componente no paramétrico basado en subgrupos de población que difieren en la probabilidad de acceso a los subsidios y en el monto del beneficio recibido. En esta ocasión se trabaja con los hogares según centiles de la distribución de ingreso autónomo per cápita (ingreso monetario que excluye a los subsidios monetarios), de acuerdo a lo establecido en el párrafo anterior.

Para cada uno de los subgrupos se computa el porcentaje de hogares que accede a subsidios durante los años 1990 y 2003, así como el monto promedio del beneficio recibido. Los resultados de la estimación muestran fuertes variaciones en la estructura de acceso a los subsidios a lo largo del período (Gráfico A-1 del Anexo). En 1990 el patrón de participación presentaba una pendiente moderada entre los centiles de ingreso per cápita del hogar, desde porcentajes en el entorno del 60% en los grupos más pobres a tasas cercanas al 40% en los centiles superiores. En el año 2003 la pendiente es bastante más pronunciada, desde un 80% a un 15%, reflejando un patrón marcadamente focalizado de los subsidios. Ello resulta de políticas que focalizan subsidios que previamente tenían una estructura plana, como es el caso de la asignación familiar por dependiente de los trabajadores asalariados y la introducción de subsidios que benefician a la población más pobre, como es el caso de Chile Solidario y el subsidio de agua potable.

Una tendencia similar presenta el monto promedio del beneficio por hogar (Gráfico A-2 del Anexo). Considerando sólo los hogares que reciben subsidios, el valor promedio del beneficio se incrementa en un 88% en términos reales en el período entre 1990 y 2003. Los grupos más pobres presentan los incrementos más importantes, en el entorno de 160% en el decil inferior, mientras que los hogares del decil superior exhiben un incremento porcentual de alrededor de 55%. Estos resultados reflejan tanto la introducción de nuevos subsidios orientados a los grupos pobres como un fuerte aumento en subsidios ya existentes focalizados en los pobres (pensión asistencial).

#### 4.8. Efecto demográfico

El efecto demográfico se analiza sobre la base de una clasificación de los hogares en 21 subgrupos según la escolaridad, edad y género del jefe, así como

del número de núcleos (Cuadros A-8 y A-9 en Anexo). Esta asociación debe interpretarse como una forma reducida antes que un modelo estructural de la variable demográfica. La escolaridad clasifica a los hogares en dos grupos según si el jefe tiene entre 0 y 12 años o más de 13 años de escolaridad; la edad clasifica a los hogares en cuatro tramos: 15-29, 30-44, 45-64 y 65 y más. A ello se suman dos categorías según sexo del jefe y número de núcleos (1, 2 y más). Algunas de estas categorías se agregan cuando el tamaño del subgrupo es muy reducido, resultando los 21 subgrupos referidos.

La clasificación utilizada explica un 37% de la varianza del tamaño de los hogares. En términos generales, el tamaño del hogar es más reducido en los hogares con jefe con alta educación, edad joven o adulto mayor, sexo mujer y solo un núcleo por hogar.

Entre 1990 y 2003 se producen cambios en la participación relativa de los 21 subgrupos en el total de población. En particular, se produce un incremento en los hogares con jefes con alta educación, para los distintos tramos de edad y sexo del jefe, lo cual hace caer el tamaño del hogar por efecto composición.

## 5. SIMULACIONES DE LA DISTRIBUCIÓN DE INGRESOS

En esta sección se presentan los resultados de las microsimulaciones de la distribución del ingreso per cápita de los hogares. La pregunta básica a responder es cuál habría sido el cambio en la distribución del año base ante el cambio en cada uno de los componentes del ingreso de los hogares, desagregando en términos de los respectivos efectos precio, dotaciones y participación. También se presenta el efecto conjunto de los cambios en los componentes individuales, así como un análisis preliminar de tendencias en movilidad de ingresos.

### 5.1. Ingresos laborales

La presentación de los resultados se realiza para el conjunto de los ingresos del trabajo asalariado y cuenta propia. El Cuadro 4 muestra cuál hubiese sido la distribución del ingreso per cápita del año 1990 si se sustituyen los ingresos del trabajo de hombres y mujeres por los correspondientes a la estructura del año 2003. En el Cuadro 5 se presenta un ejercicio análogo considerando sólo el ingreso del trabajo de las mujeres, habida cuenta que se trata del grupo que experimenta los mayores cambios en su tasa de participación laboral en el período analizado.

El cambio en la estructura de los retornos a la educación –incluido en el efecto precio– es el factor que induce mayor desigualdad en la distribución del ingreso per cápita (Cuadro 4). Por sí solo, habría inducido un incremento de 1,5 puntos en el Gini y más de 4 puntos en el coeficiente de Theil; la razón de quintiles habría también aumentado en dos puntos, desde 17,6 a 19,6. Estos son efectos cuantitativos importantes y reflejan cambios en la demanda por trabajo calificado. Esta tendencia es compensada por la reducción de la desigualdad asociada al comportamiento de los componentes no observables en las ecuaciones de salarios. Por su parte, los cambios en participación laboral y en las dotaciones presionan en la dirección de una mayor desigualdad, pero su impacto no es cuantitativamente importante. Considerados en conjunto, los efectos citados se

compensan y resultan en una distribución del ingreso per cápita que es prácticamente similar a la del año inicial (última línea del Cuadro 4).

La simulación del ingreso laboral de las mujeres resulta en incrementos pequeños en la desigualdad del ingreso per cápita, explicados en lo fundamental por los cambios en la estructura de los retornos o efecto precio. Esta vez no hay cambios compensatorios en el comportamiento de los no observables. El resultado más interesante es el efecto de la participación laboral, que resulta ser prácticamente neutral desde una perspectiva distributiva. Ello parecería contradictorio con los hechos estilizados del período que muestran un importante aumento en la tasa de participación de las mujeres de escolaridad media y baja, situación que tendría un efecto igualizador en la distribución de los ingresos.

**CUADRO 4**  
SIMULACIÓN DEL CAMBIO EN EL INGRESO LABORAL EN LA  
DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO DEL HOGAR

	Gini	Q5/Q1	90/10	90/50	10/50	75/25	Theil
1990 Efectiva	56,0	17,9	10,9	3,9	0,35	3,3	66,8
2003 Efectiva	56,0	17,6	10,4	3,6	0,35	3,3	69,7
Efecto precio	57,5	19,9	11,7	3,9	0,33	3,4	71,1
No observables	54,9	16,8	10,5	3,8	0,36	3,3	63,2
Participación laboral	56,0	18,5	11,4	3,9	0,34	3,4	65,8
Dotación de educación	55,9	18,6	11,6	3,9	0,33	3,5	64,9
Todos	55,2	18,5	11,5	3,7	0,33	3,5	62,5

**CUADRO 5**  
SIMULACIÓN DEL CAMBIO EN INGRESO LABORAL DE MUJERES  
EN DISTRIBUCIÓN INGRESO HOGAR

	Gini	Q5/Q1	90/10	90/50	10/50	75/25	Theil
1990 Efectiva	56,0	17,9	10,9	3,9	0,35	3,3	66,8
2003 Efectiva	56,0	17,6	10,4	3,6	0,35	3,3	69,7
Efecto precio	56,4	18,7	11,4	3,9	0,34	3,4	66,9
No observables	56,0	18,0	11,0	3,9	0,35	3,3	66,5
Participación laboral	55,8	17,8	10,9	3,8	0,35	3,3	65,9
Dotación de educación	56,1	18,4	11,3	3,9	0,34	3,4	66,1
Todos	55,7	18,4	11,5	3,9	0,33	3,5	64,2

El Gráfico A-3 en el Anexo muestra que la tasa de ocupación de las mujeres crece en forma pareja a lo largo de la distribución de los ingresos, lo cual es consistente con su citada neutralidad en el plano distributivo. La interpretación de tales resultados debe distinguir entre movilidad y desigualdad. El hecho

de que una fracción de las mujeres de escolaridad media y baja se adscriba al mercado del trabajo es consistente con una mayor movilidad de ingresos, pero no necesariamente con mayor igualdad de ingresos. Esto último puesto que la tendencia a la mayor igualdad originada en la elevación de los ingresos de hogares de quienes se insertan en el mercado del trabajo puede ser compensada por la mayor distancia que se produce entre ese grupo y quienes no modifican su situación ocupacional.

## 5.2. Pensiones

La simulación de la distribución de las pensiones del año 1990 de acuerdo a los parámetros del año 2003 se realiza bajo tres escenarios. En primer término, se simula la distribución de 1990 con la estructura de montos pagados en el año 2003, suponiendo constante la participación o acceso de la población al beneficio. Segundo, se simula la distribución de 1990 con la estructura de participación del año 2003, manteniendo constantes los montos pagados en el primer año. Tercero, se simula la distribución de 1990 con la estructura de pagos y acceso del 2003. En todos los casos se aplica la metodología antes descrita, trabajando a nivel de los 21 subgrupos de población especificados.

Los resultados de la distribución de las pensiones individuales se presentan en el Cuadro A-10 del Anexo. La distribución efectiva experimenta cambios importantes en el período, creciendo por debajo del resto de los ingresos y haciéndose más igualitaria. La simulación del cambio en el monto de las pensiones (efecto precio) replica cercanamente el cambio en la distribución efectiva de las pensiones; en cambio, la simulación del cambio en el acceso (efecto participación) presenta efectos sólo marginales en el cambio de las pensiones. Los cambios en la distribución de las pensiones se ilustran en el Gráfico A-4, que presenta el crecimiento efectivo y aquel atribuible a los efectos precio y participación.

En el Cuadro 6 se presentan los efectos de los cambios en pensiones sobre la distribución del ingreso per cápita de los hogares. El efecto simulado de los efectos precio y participación induce cambios marginales en la distribución del ingreso per cápita del hogar. Así, mientras el ingreso promedio crece en un 56,2% en el período analizado, la modificación que experimenta la partida de pensiones hace crecer el ingreso promedio en solo 1,2% (M\$ 92,1 vs M\$ 91,0). Por su parte, el cambio en las pensiones causa un incremento en la desigualdad del ingreso per cápita, aun cuando la magnitud del efecto sea marginal. A modo de ilustración, la razón de quintiles habría crecido de 17,9 en 1990 a 18,6 en 2003, en caso de que el cambio en las pensiones hubiese sido la única partida de ingresos que se modificara en el período.

La tendencia señalada tiene su origen en el efecto participación, que hace caer el ingreso promedio e incrementa los indicadores de desigualdad; en cambio, el efecto precio opera en dirección contraria, aumentando el ingreso per cápita y reduciendo la desigualdad. Una menor cobertura de las pensiones en el año 2003 respecto del año base explica la caída en el ingreso per cápita que se deriva de tal efecto. El incremento en desigualdad se debería a que una menor cobertura de las pensiones aumenta la distancia de ingresos entre hogares, puesto que disminuye uno de los componentes del ingreso total.

**CUADRO 6**  
INGRESO PER CÁPITA DEL HOGAR (\$ 2003), SIMULACIÓN EFECTO PENSIONES

	Media	Gini	Q5/Q1	90/10	90/50	10/50	75/25	Theil
1990 efectiva	91,0	56,0	17,9	11,1	3,9	0,35	3,3	66,8
2003 efectiva	142,1	56,0	17,6	10,6	3,6	0,34	3,3	69,7
<b>Simulación</b>								
Precio 03	93,1	55,7	17,7	10,8	3,8	0,35	3,3	65,7
Participación 03	90,0	56,5	18,8	11,6	3,9	0,33	3,4	67,9
Ambos 03	92,1	56,2	18,6	11,4	3,9	0,34	3,4	66,8

### 5.3. Subsidios

La política de subsidios monetarios tiene distinto tipo de efectos sobre la distribución del ingreso per cápita de los hogares (Cuadro 7). Por una parte, su impacto en el valor medio del ingreso del hogar es bastante marginal, haciendo crecer tal monto desde el valor inicial de M\$ 91,0 en 1990 a \$ 93,1 en el año 2003 (2,3%). Casi la totalidad del impacto se debe al efecto precio, mientras que el efecto participación es casi nulo. En cualquier caso se trata de una contribución que representa menos de la vigésima parte del incremento efectivo que experimenta el ingreso per cápita en el período, y que se explica por la baja participación que tienen los subsidios en el ingreso de los hogares.

No obstante lo anterior, la política de subsidios monetarios tiene un impacto más marcado en materia de los indicadores de desigualdad. Por sí solo, el cambio en los subsidios monetarios habría causado una caída de dos puntos porcentuales en el coeficiente de Gini (de 56,0 a 54,0), y una reducción aún mayor en la razón de quintiles 5/1, desde un 17,9 a un 14,4. Nuevamente, el peso del impacto recae sobre el efecto precio, de modo que son los incrementos en el monto de los subsidios focalizados en los pobres antes que los incrementos en participación en los subsidios los que causan la caída en la desigualdad. Sin embargo, la desigualdad efectiva en el año 2003 es similar a la del año de inicio, de manera que la tendencia a la reducción de la desigualdad es compensada por la tendencia en sentido contrario de otros componentes de la distribución de los ingresos.

**CUADRO 7**  
INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES, SIMULACIÓN EFECTO DE LOS  
SUBSIDIOS, 1990 Y 2003

	Media	Gini	Q5/Q1	90/10	90/50	10/50	75/25	Theil
1990 efectiva	91,0	56,0	17,9	11,1	3,9	0,35	3,3	66,8
2003 efectiva	142,1	56,0	17,6	10,6	3,6	0,34	3,3	69,7
<b>Simulación subsidios</b>								
Precio 03	92,7	54,7	15,6	9,7	3,7	0,38	3,1	64,1
Participación 03	91,2	55,7	17,2	10,8	3,8	0,35	3,3	66,2
Ambos 03	93,1	54,0	14,4	9,1	3,7	0,40	3,0	62,8

#### 5.4. Efecto demográfico

La simulación de los efectos demográficos en la distribución de los ingresos se presenta en el Cuadro 8. El efecto demográfico corresponde a los cambios en el tamaño relativo de los subgrupos poblacionales y los cambios en el tamaño de los hogares. Los resultados muestran que el efecto demográfico induce un significativo crecimiento en el ingreso medio de los hogares; todo lo demás constante, la reducción en el tamaño de los hogares hace aumentar el ingreso per cápita en un 14%<sup>15</sup>. Este es un cambio relativamente parejo a lo largo de la distribución de los ingresos, el cual no produce modificaciones en los indicadores de desigualdad del ingreso per cápita de los hogares. La distribución del ingreso simulada con la estructura demográfica del año 2003 es prácticamente igual a la distribución de 1990, con la citada excepción del cambio en el nivel promedio de los ingresos.

En este caso se está en presencia de factores que operan en direcciones opuestas y que se compensarían entre sí: la caída en la tasa de natalidad es más importante en las mujeres de baja condición socioeconómica; la creación de nuevos hogares vinculada a la construcción de viviendas sociales, y la creación de nuevos núcleos secundarios asociados a un incremento en las madres solteras en estratos medios y bajos.

**CUADRO 8**  
INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES, SIMULACIÓN DEL  
EFECTO DEMOGRÁFICO, 1990 Y 2003

	Media	Gini	Q5/Q1	90/10	90/50	10/50	75/25	Theil
1990 efectiva	91,0	56,0	17,9	11,1	3,9	0,35	3,3	66,8
2003 efectiva	142,1	56,0	17,6	10,6	3,6	0,34	3,3	69,7
<b>Simulación</b>								
Tamaño hogar	103,7	56,1	18,0	10,8	3,8	0,35	3,3	67,2
Participación	93,4	55,9	17,9	11,5	4,0	0,35	3,4	65,7
Efecto demográfico	104,8	56,4	17,9	11,3	4,0	0,35	3,5	18,2

#### 5.5. Otros ingresos

En el caso del ingreso de los empleadores y del resto de los ingresos se realiza una simulación de carácter contable, modificando el ingreso del año inicial por el crecimiento acumulado en el período 1990-2003 a nivel de cada centil del ingreso per cápita. Este procedimiento tiene por objetivo contar con series que puedan ser homologadas a las simulaciones de las demás partidas de ingresos, pero no hay elementos endógenos aquí considerados.

<sup>15</sup> Esta cifra es algo mayor respecto de la entregada por la descomposición contable (Cuadro 3).

Los resultados de la simulación se presentan en el Cuadro 9. Los cambios en el ingreso de los empleadores habrían ejercido una considerable presión al alza en la desigualdad, con aumento de 4 puntos en el coeficiente de Gini, 3,5 puntos en la razón de quintiles y casi 18 puntos en el coeficiente de Theil. Por su parte, el resto de los ingresos incluye un conjunto heterogéneo de elementos, incluyendo rentas del capital, donaciones, autoconsumo y otros. El efecto del conjunto de estos ingresos es prácticamente neutral en la distribución del ingreso de los hogares, debido a la probable compensación de efectos en distintas direcciones.

**CUADRO 9**  
INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES, SIMULACIÓN OTROS INGRESOS,  
1990 Y 2003

	Media	Gini	Q5/Q1	90/10	90/50	10/50	75/25	Theil
1990 efectiva	91,0	56,0	17,9	11,1	3,9	0,35	3,3	66,8
2003 efectiva	142,1	56,0	17,6	10,6	3,6	0,34	3,3	69,7
Simulación								
Empleadores	101,9	60,2	21,4	11,8	4,1	0,34	3,4	84,4
Resto ingresos	94,2	56,1	17,6	10,8	3,7	0,35	3,4	68,0

## 6. A MODO DE CONCLUSIÓN

La estabilidad que presenta la desigualdad de ingreso en la economía chilena en el período 1990-2003 representa un hecho sorprendente considerando los grandes cambios que experimentan los factores determinantes de los ingresos. En el período citado el empleo aumentó en un 33%, los salarios reales en un 51%, la participación de la mujer en 11 puntos y el gasto social en 145%. La población aumenta su nivel de escolaridad a la vez que se envejece, producto de la caída en la tasa de natalidad; el tamaño promedio de los hogares se reduce en 8% en el período.

La microsimulación de la distribución de los ingresos permite identificar los factores que subyacen detrás de la inercia que presentan los indicadores de desigualdad.

Hay factores que tienen un impacto parejo a nivel de los ingresos de los distintos hogares, provocando cambios que son distributivamente neutros. Entre estos destacan la inserción laboral de la mujer y la reducción del tamaño de los hogares. En cierto sentido se trata de un resultado sorprendente, puesto que los antecedentes previos hacían suponer que se trataba de factores que reducirían la desigualdad en la medida que su efecto se concentraría en hogares situados en la parte media y baja de la distribución. Los resultados obtenidos apuntan a nuevas hipótesis. Así, la reducción en el tamaño del hogar de bajos ingresos producto de la caída en la tasa de natalidad y la expansión de la vivienda social habría sido compensada por un aumento de los núcleos secundarios asociado a los nacimientos fuera del matrimonio. La mayor participación laboral de la

mujer de sectores medios y bajos reduce la brecha de ingresos respecto de los sectores más acomodados, al tiempo que induce desigualdad respecto de quienes no se insertan en el mercado del trabajo.

Por otra parte, hay factores que presionan hacia una mayor desigualdad de los ingresos. Entre estos destacan los cambios en los retornos de la educación y el incremento en el ingreso de los empleadores, que por sí solos habrían aumentado todos los indicadores de desigualdad considerados en el análisis. Estos factores están cercanamente relacionados con el funcionamiento de los mercados en el contexto de una economía en fuerte expansión y como tal pone una nota de alerta respecto del rol que a la fecha han tenido tales determinantes en la distribución de los ingresos. La fuerte reducción de la desigualdad que experimentaron los países hoy desarrollados en la primera mitad del siglo XX tuvo como causa principal la reducción de la brecha laboral entre trabajadores calificados y no calificados. Tal desarrollo está aún pendiente en el caso de la economía chilena.

En el período se produce un importante aumento de los subsidios monetarios dirigidos a los grupos más pobres. A pesar de que se trata de transferencias que representan una fracción marginal del gasto social y del ingreso de los hogares, la focalización del gasto en los hogares pobres representa la principal fuerza que presiona a la baja la desigualdad de ingresos durante el período. Por sí solo habría reducido en 2 puntos el coeficiente de Gini y en 3,5 puntos la razón de quintiles.

El rol que juegan los subsidios monetarios contrasta con otros factores relacionados con la política pública. Este es el caso de las pensiones y de la educación, que no tienen impacto en la desigualdad en el período a pesar de que se trata de determinantes principales de los ingresos de los hogares.

Las pensiones siguen siendo pagadas mayoritariamente por el Estado, no obstante la reforma que privatiza el sistema de pensiones a inicios de los 80. Tal situación se explica porque la mayor parte de los pensionados pertenecen al antiguo sistema de reparto y por los aportes públicos a los nuevos pensionados (bonos de reconocimiento y pensión mínima). Sin embargo, el antiguo sistema de pensiones se basa en un patrón contributivo, de modo que la distribución de las pensiones sigue cercanamente la distribución de los salarios, no conteniendo elementos redistributivos de importancia.

Por su parte, el aumento de la escolaridad tiene efectos ambiguos sobre la distribución de los ingresos, empujando al alza a algunos indicadores de desigualdad y a la baja a otros. Los incrementos en cobertura educacional debieran ir beneficiando cada vez más a los grupos de bajos ingresos, dado que se trata de una variable acotada en su nivel superior, pero se trata de un proceso que es lento en el tiempo, dado el largo ciclo de estudios y el peso de las cohortes antiguas en el mercado del trabajo. Ello sin considerar los aspectos de calidad de la educación, que se reflejan en la estructura de los retornos.

En suma, la inercia que presenta la desigualdad refleja la acción de factores que se compensan entre sí, otros que tienen ritmos lentos en el tiempo y la aparición de nuevos desarrollos que afectan la distribución. Progresos en la materia pueden requerir una acción más asertiva de la política pública, modificando su actual posición pasiva en el ámbito distributivo. Un importante paso en tal dirección es el establecimiento de una pensión básica solidaria recientemente aprobada en el Congreso, que se convertirá a futuro en la principal transferen-

cia monetaria destinada a grupos de bajos ingresos en el país. La cobertura y los montos involucrados en esta iniciativa conforman una nueva posición de la política social del país, más acorde con el nivel de desarrollo que ha alcanzado la economía chilena en el período reciente.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arellano, José Pablo (1985). *Políticas Sociales y Desarrollo. Chile 1924-1984*, Ediciones Cieplan, Santiago.
- Bravo, D., D. Contreras y S. Urzúa (2002). “Poverty and Inequality in Chile 1990-1996: Learning from Microeconomic Simulations”, Documento de Trabajo 196, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Bourguignon, F., F. Ferreira and P. Leite (2002). “Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for Differences in Household Income Distributions across Countries”. *PPR Working Paper 2828*, The World Bank, Washington D.C.
- Bourguignon, F., F. Ferreira and N. Lustig (2005). “Decomposing changes in the distribution of household income. Methodological Aspects”, en Bourguignon, F., F. Ferreira and N. Lustig. (eds.), *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, Washington: World Bank and Oxford University Press.
- De Ferranti, D., G. Perry, F. Ferreira and M. Walton (2003). *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?*, World Bank.
- Deaton, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys. A Microeconometric Approach to Development Policy*, cap. 1 (The design and content of household surveys), Johns Hopkins.
- Fields, G. and S. Soares (2005). “The Microeconomic of Changing Income Distribution in Malaysia”, en Bourguignon, F., F. Ferreira and N. Lustig (eds.), *op. cit.*
- Juhn, C., K. Murphy and B. Pierce (1993). “Wage Inequality and the Rise in Return to Skill”, *Journal of Political Economy* 101.
- Larrañaga, O. (2006 a). “Participación laboral de la mujer. Chile 1958-2003”, en J. Samuel Valenzuela, Eugenio Tironi y Timothy Scully (eds.), *El Eslabón Perdido. Familia, modernización y bienestar en Chile*. Taurus, Santiago.
- Larrañaga, O. (2006 b). “Comportamientos reproductivos y fertilidad, 1960-2003”, en J. Samuel Valenzuela, Eugenio Tironi y Timothy Scully, *op. cit.*
- Larrañaga, O. (2006 c). “¿Qué puede esperarse de la política social en Chile”. Documento de Investigación, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Raczynski, Dagmar y Claudia Serrano (2005). “Las políticas y estrategias de desarrollo social: aportes de los años 90 y desafíos futuros”, en P. Meller (ed). *La Paradoja Aparente. Equidad y Eficiencia: resolviendo el dilema*. Editorial Taurus, Santiago.

## ANEXO

**CUADRO A-1**  
DETERMINANTES PRÓXIMOS DEL INGRESO PER CÁPITA HOGARES

Indicadores	1990	2003
<i>Población</i>		
Total (en millones)	12,93	15,55
% rural	18,5	13,4
<i>Distribución % de población según edades</i>		
0-14	28,5	25,5
15-30	31,2	26,7
31-50	24,0	28,4
51-65	10,5	12,1
66 y más	5,8	7,3
<i>Índices de empleo y salarios</i>		
Empleo	100,0	133,0
Salarios reales	100,0	151,0
<i>Distribución % ocupados nivel educacional</i>		
Primaria o ninguna	38,2	24,5
Secundaria, incompleta	16,0	15,9
Secundaria, completa	24,0	31,9
Estudios superior no universitario	7,0	10,1
Estudios universitarios	14,8	17,7
<i>Participación Laboral (%)</i>		
Mujeres	35,0	46,3
Hombres	77,9	77,5
<i>Tasa de Desempleo %</i>		
Mujeres	9,7	12,4
Hombres	7,7	8,4
<i>Tipo de Empleo %</i>		
Dependientes	75,6	76,9
Cuenta Propia+Empleador	24,4	23,1
<i>Tamaño Promedio del Hogar</i>	4,08	3,78

*Nota:* Todas las estadísticas provienen de las encuestas Casen de los años 1990 y 2003, con excepción de los datos de población (INE).

**CUADRO A-2**  
**TASAS DE CRECIMIENTO SALARIOS REALES 1990-2003, OCUPADOS 25-40 AÑOS**

Nivel educacional	Hombres	Mujeres	Total
• Primaria o ninguna	14,8	27,6	16,4
• Secundaria, incompleta	24,5	27,0	23,1
• Secundaria, completa	17,7	29,5	19,7
• CFT, IP incompleta	17,5	36,8	21,8
• CFT, IP completa	20,4	37,4	30,5
• Universitario incompleto	31,7	-8,8	15,9
• Universitario completo	47,9	86,7	57,9
• Total	42,0	53,0	43,3

**CUADRO A-3**  
**FACTORES DEMOGRÁFICOS**

Año	Tamaño promedio hogar	Promedio de núcleos por hogares	Promedio hijos menores de 20 por núcleo	Promedio hijos < 20, en núcleos con hijos
1990	4,08	1,19	1,18	1,96
2003	3,78	1,20	0,98	1,77

*Fuente:* Encuestas Casen, años respectivos.

**CUADRO A-4**  
ESTIMACIÓN DE ECUACIÓN DE INGRESOS DEL TRABAJO

	Mujer Dependiente		Mujer Cuenta Propia		Hombre Dependiente		Hombre Cuenta Propia	
	1990	2003	1990	2003	1990	2003	1990	2003
Primaria Incomp.	0,14 (0,090)	0,07 (0,063)	0,29** (0,141)	0,40** (0,166)	0,19*** (0,036)	0,21*** (0,040)	0,08 (0,076)	0,20*** (0,074)
Primaria Completa	0,28*** (0,094)	0,20*** (0,066)	0,28* (0,168)	0,64*** (0,176)	0,31*** (0,042)	0,37*** (0,042)	0,17* (0,086)	0,47*** (0,077)
Secundaria Incomp.	0,42*** (0,093)	0,30*** (0,066)	0,65*** (0,156)	0,67*** (0,177)	0,46*** (0,038)	0,49*** (0,043)	0,57*** (0,083)	0,55*** (0,079)
Secundaria Humanista Comp.	0,72*** (0,093)	0,60*** (0,066)	0,80*** (0,162)	10,04*** (0,177)	0,72*** (0,041)	0,70*** (0,043)	0,65*** (0,088)	0,80*** (0,080)
Secundaria TP Comp.	0,82*** (0,096)	0,69*** (0,067)	0,88*** (0,187)	0,89*** (0,188)	0,81*** (0,044)	0,81*** (0,045)	0,72*** (0,084)	0,84*** (0,084)
TP/IP Incomp.	0,95*** (0,112)	0,71*** (0,089)	10,29*** (0,268)	10,29*** (0,302)	0,93*** (0,088)	0,90*** (0,071)	10,04*** (0,146)	0,90*** (0,344)
TP/IP Completa	10,17*** (0,098)	10,08*** (0,068)	10,30*** (0,210)	10,28*** (0,201)	10,17*** (0,054)	10,12*** (0,047)	10,91*** (0,121)	10,24*** (0,102)
Universidad Incomp.	10,27*** (0,096)	10,24*** (0,071)	10,50*** (0,197)	10,49*** (0,208)	10,26*** (0,054)	10,30*** (0,045)	10,03*** (0,146)	10,21*** (0,084)
Universidad Completa	10,56*** (0,096)	10,73*** (0,068)	10,96*** (0,211)	20,29*** (0,195)	10,85*** (0,050)	10,95*** (0,048)	10,72*** (0,116)	20,02*** (0,106)
Exp	0,030*** (0,002)	0,023*** (0,002)	0,020 (0,008)	0,024*** (0,006)	0,040*** (0,002)	0,042*** (0,001)	0,043*** (0,004)	0,038*** (0,003)
Exp2	-0,0005*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0004)	-0,0002 (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0003)	-0,0006*** (0,0003)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)
Rural	-0,01 (0,025)	-0,09*** (0,015)	-0,21*** (0,072)	-0,13*** (0,044)	-0,19*** (0,013)	-0,16*** (0,011)	-0,29*** (0,032)	-0,24*** (0,023)
Constante	10,60*** (0,097)	10,73*** (0,088)	11,00*** (0,203)	10,78*** (0,215)	10,82*** (0,050)	10,80*** (0,060)	10,34*** (0,109)	11,02*** (0,102)
Desviación Estándar de Residuos	0,577	0,580	0,908	0,861	0,615	0,566	0,832	0,724
R <sup>2</sup>	0,423	0,481	0,254	0,336	0,402	0,485	0,254	0,377

Todas las estimaciones incluyen *dummies* para regiones y para trabajadores de tiempo parcial.  
\*\*\*, \*\*, \* Representa que el coeficiente es estadísticamente significativo a < 0,01, < 0,05 y < 0,1, respectivamente.

**CUADRO A-5**  
**ESTIMACIÓN MULTIGRIT SOBRE DECISIONES DE PARTICIPACIÓN LABORAL, 1990 Y 2003**

	Mujer Jefa de Hogar				Mujer Otro Parentesco				Mujer y Hombre Pareja			
	Dependiente		Cuenta Propia		Dependiente		Cuenta Propia		Dependiente		Cuenta Propia	
	1990	2003	1990	2003	1990	2003	1990	2003	1990	2003	1990	2003
Primaria Incomp.	0.17***	-0.25***	-0.31***	0.21***	10.63***	10.53***	20.41***	10.14***	0.15***	0.32***	0.08***	0.09***
Primaria Completa	-0.04*	-0.42***	-0.36***	-0.14***	10.97***	10.80***	20.31***	10.38***	-0.09***	-0.38***	-0.09***	0.27***
Secundaria Incomp.	-0.47***	-0.35***	-0.25***	0.22***	10.81***	10.71***	20.16***	10.39***	0.00	0.33***	0.35***	0.33***
Secundaria Humanista	-0.23***	-0.35***	-0.50***	0.08***	30.03***	20.91***	20.94***	20.69***	0.49***	0.52***	0.55***	0.48***
Comp.												
Secundaria TP Comp.	0.10***	0.18***	-0.13***	0.61***	30.42***	30.45***	20.99***	20.44***	0.82***	10.05***	0.42***	0.49***
TP/IP Incomp.	0.02	-0.46***	10.12***	-10.48***	20.91***	30.10***	30.31***	10.78***	10.20***	0.71***	10.46***	0.08***
TP/IP Completa	-0.06***	-0.00	-10.22***	0.20***	30.79***	30.56***	30.63***	20.75***	10.69***	10.41***	10.72***	0.86***
Universidad Incomp.	0.04	-0.32***	-0.51***	0.02	30.10***	20.79***	20.45***	20.48***	10.95***	10.56***	10.23***	0.76***
Universidad Completa	0.81***	0.91***	0.00	0.24***	40.66***	30.89***	40.20***	20.87***	30.13***	20.45***	20.10***	10.43***
Exp	0.034***	0.094***	0.057***	0.138***	0.243***	0.206***	0.216***	0.19***	0.43***	0.035***	0.107***	0.06***
Exp <sup>2</sup>	-0.002***	-0.002***	-0.001***	-0.002***	-0.005***	-0.004***	-0.004***	-0.003***	-0.003***	-0.001***	-0.001***	-0.001***
Rural	-0.52***	-0.70***	-0.08***	-0.17***	-0.42***	-0.15***	-0.36***	0.10***	-0.59***	-0.59***	-0.54***	-0.81***
Casado	-0.90***	-0.32***	-0.50***	-0.16***	-0.87***	-0.86***	-0.79***	-0.47***	-0.79***	-0.42***	0.32***	0.34***
Convive	-0.46***	-0.19***	-0.14***	-0.20***	-0.98***	-0.49***	-0.29***	-0.13***	-0.42***	-0.33***	-0.39***	-0.54***
Joven	-0.67***	-0.80***	-0.22***	-0.68***	-0.03***	-0.29***	-0.14***	-0.14***	-0.16***	-0.12***	-0.10***	-0.08***
Nº de niños	-0.23***	-0.29***	-0.07***	-0.11***	-0.04***	-0.05***	-0.05***	-0.16***	-0.32***	-0.35***	-0.32***	-0.12***
Nº de jóvenes	-0.05***	-0.20***	-0.05***	-0.07***	0.03***	-0.07***	-0.12***	-0.04***	-0.06***	-0.14***	-0.02***	-0.02***
Nº de adultos	-0.09***	-0.07***	-0.11***	-0.08***	-0.02***	-0.03***	-0.10***	0.01***	0.02***	0.07***	0.03***	-0.06***
Nº de mayores	0.18***	0.03***	0.15***	-0.06***	-0.23***	-0.30***	-0.19***	0.13***	-0.12***	-0.11***	-0.02	0.09***
Trabaja el Jefe?					0.06***	0.17***	0.34***	0.21***	0.04***	0.19***	0.25***	0.29***
Mujer	20.12***	10.16***	-0.36***	-10.79***	-40.45***	-30.82***	-60.77***	-60.70***	-20.58***	-20.23***	-20.79***	-20.20***
Constante									-0.60***	-0.60***	-0.38***	-0.48***
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.190	0.132	0.190	0.132	0.184	0.189	0.184	0.189	0.119	0.106	0.119	0.106

En todas las estimaciones se incluyeron *dummies* regionales y, dependiendo del rol en el hogar, variables sobre ingreso y participación laboral de otros miembros del hogar, así como características educacionales y etarias de otros adultos.

\*\*\*, \*\*, \* Representa que el coeficiente es estadísticamente significativo a < 0,01, < 0,05 y < 0,1, respectivamente.

CUADRO A-6  
ESTIMACIÓN MULTIGRIT SOBRE DECISIONES DE PARTICIPACIÓN LABORAL, 1990 Y 2003

	Hombre Jefe de Hogar				Hombre Oro Parentesco			
	Dependiente		Cuenta Propia		Dependiente		Cuenta Propia	
	1990	2003	1990	2003	1990	2003	1990	2003
Primaria Incomp.	-0,62***	-0,23***	-0,38***	-0,09***	10,75***	20,05***	10,86***	10,72***
Primaria Completa	-0,87***	-0,23***	-0,71***	-0,11***	20,08***	20,47***	20,24***	20,18***
Secundaria Incomp.	-10,07***	-0,56***	-0,88***	-0,38***	20,04***	20,27***	10,91***	20,02***
Secundaria Humanista	-0,95***	-0,74***	-10,02***	-0,66***	20,91***	30,37***	20,66***	20,76***
Comp.								
Secundaria TP Comp.	-0,96***	-0,52***	-10,27***	-0,45***	30,15***	30,87***	20,92***	20,86***
TP/IP Incomp.	-10,12***	-10,05***	-10,37***	-10,83***	20,37***	30,11***	10,88***	20,07***
TP/IP Completa	-10,02***	-0,88***	-10,21***	-0,15***	30,38***	30,67***	20,89***	20,91***
Universidad Incomp.	-10,30***	-0,62***	-10,66***	-0,65***	20,26***	20,95***	20,09***	20,51***
Universidad Completa	-0,55***	-0,05***	-10,20***	-0,72***	30,67***	30,94***	30,18***	30,00***
Exp	0,003***	0,06***	0,03***	0,11***	0,304***	0,28***	0,29***	0,29***
Exp <sup>2</sup>	-0,001***	-0,002***	-0,001***	-0,002***	-0,006***	-0,005***	-0,004***	-0,005***
Rural	0,59***	0,24***	0,57***	0,47***	0,87***	0,51***	0,86***	0,73***
Casado	0,63***	0,47***	0,35***	0,29***	10,28***	0,70***	10,25***	0,55***
Conviive	0,38***	0,63***	0,34***	0,60***	0,86***	10,09***	10,36***	10,32***
Joven	-10,16***	-0,90***	-10,32***	-10,12***	0,28***	0,19***	0,37***	0,22***
¿Trabaja el Jefe?	30,61***	20,37***	10,45***	0,53***	0,33***	0,50***	0,37***	0,26***
Constante					-40,17***	-40,17***	-50,71***	-50,60***
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,090	0,073	0,090	0,073	0,205	0,220	0,205	0,220

En todas las estimaciones se incluyeron *dummies* regionales, variables sobre ingreso y participación laboral de otros miembros del hogar, así como características educacionales y etarias de otros adultos.

\*\*\*, \*\*, \* Representa que el coeficiente es estadísticamente significativo a <0,01, <0,05 y <0,1, respectivamente.

**CUADRO A-7**  
ESTRUCTURA DE PENSIONES, SEGÚN SUBGRUPOS DE POBLACIÓN

Subgrupo	% con pensión			Pensión promedio (M\$ 2003)		
	1990	2003	Cambio	1990	2003	Cambio %
<i>Hombres</i>						
< 65, 0-3 esc	10,5	8,8	-1,7	77,6	88,6	14,3
65-74, 0-3 esc	76,3	61,5	-14,8	73,1	95,8	31,0
> 74, 0-3 esc	94,1	69,8	-24,3	69,7	94,4	35,5
< 65, 4-6 esc	8,2	8,2	0,0	105,6	130,3	23,3
65-74, 4-6 esc	75,6	70,8	-4,8	98,3	119,9	22,0
> 74, 4-6 esc	93,4	80	-13,4	97,1	129,2	33,0
< 65, 7-11 esc	3,4	3,7	0,3	157,6	164,5	4,4
65-74, 7-11 esc	74,3	72,6	-1,7	149,2	180,2	20,8
> 74, 7-11 esc	88,1	79	-9,1	129,6	166,3	28,3
< 65, >11 esc	3,8	3,1	-0,7	211,2	271,9	28,7
65-74, > 11 esc	73,8	73,3	-0,5	246,5	289,5	17,5
> 74, >11 esc	86,9	75,6	-11,3	255,2	253,2	-0,8
<i>Mujeres</i>						
< 65, 0-3 esc	14,9	11,7	-3,2	50,3	79,6	58,2
65-74, 0-3 esc	64	44,7	-19,3	54,7	83,5	52,5
> 74, 0-3 esc	79,3	64,1	-15,2	57,7	88,8	53,9
< 65, 4-6 esc	8,1	8,7	0,6	64,7	84,5	30,6
65-74, 4-6 esc	62,3	47,4	-14,9	67,3	92,0	36,6
> 74, 4-6 esc	77,6	68,6	-9,0	66,5	101,9	53,3
< 65, 7-11 esc	3,4	3,3	-0,1	74,7	105,1	40,6
65-74, 7-11 esc	56,6	50,9	-5,7	86,1	116,5	35,4
> 74, 7-11 esc	72	68,3	-3,7	89,0	132,5	48,8
< 65, >11 esc	3,4	2,9	-0,5	137,2	176,3	28,5
65-74, >11 esc	60,5	59,4	-1,1	155,7	210,4	35,1
> 74, >11 esc	74,1	66,1	-8,0	143,6	183,0	27,5
Total	11,5	10,5	-1,0	103,4	143,5	38,8

Fuente: En base a encuestas Casen 1990 y 2003.

**CUADRO A-8**  
**GRUPOS DEMOGRÁFICOS**

	Participación % en total			Tamaño promedio hogar		
	1990	2003	Diferencia	1990	2003	Diferencia
1	7,67	7,61	-0,06	3,43	3,28	-0,15
2	16,15	14,58	-1,57	4,32	4,01	-0,31
3	25,43	22,68	-2,75	4,16	3,77	-0,39
4	4,88	3,82	-1,06	2,86	2,53	-0,33
5	1,42	2,54	1,12	2,68	2,4	-0,28
6	4,41	6,5	2,09	4,00	3,59	-0,41
7	5,41	6,82	1,41	4,15	4	-0,15
8	0,55	0,68	0,13	2,36	2,18	-0,18
9	0,47	0,55	0,08	2,99	2,79	-0,20
10	1,38	1,52	0,14	3,32	3,35	0,03
11	4,26	3,87	-0,39	2,85	2,7	-0,15
12	1,92	1,63	-0,29	1,97	1,91	-0,06
13	0,34	0,83	0,49	2,68	2,56	-0,12
14	0,63	0,98	0,35	2,62	2,79	0,17
15	0,93	1,07	0,14	5,56	5,78	0,22
16	1,53	1,69	0,16	6,39	5,97	-0,42
17	14,42	13,2	-1,22	6,26	5,92	-0,34
18	6,35	5,62	-0,73	5,42	5,37	-0,05
19	0,24	0,76	0,52	3,93	3,37	-0,56
20	0,29	0,6	0,31	4,62	4,83	0,21
21	1,31	2,43	1,12	5,46	5,36	-0,10
				4,06	3,79	-0,27

**CUADRO A-9**  
**SUBGRUPOS DE POBLACIÓN SEGÚN CARACTERÍSTICAS JEFE Y NÚMERO DE  
 NÚCLEOS**

	Edad	Escolaridad	Sexo	Número núcleos
1	15-29	0-12	Hombre	1
2	30-45	0-12	Hombre	1
3	46-64	0-12	Hombre	1
4	65 y más	0-12	Hombre	1
5	15-29	13 y más	Ambos	1
6	30-45	13 y más	Hombre	1
7	46-64	13 y más	Hombre	1
8	65 y más	13 y más	Ambos	1
9	15-29	0-12	Mujer	1
10	30-45	0-12	Mujer	1
11	46-64	0-12	Mujer	1
12	65 y más	0-12	Mujer	1
13	30-45	13 y más	Mujer	1
14	46-64	13 y más	Mujer	1
15	15-29	0-12	Ambos	2 y más
16	30-45	0-12	Ambos	2 y más
17	46-64	0-12	Ambos	2 y más
18	65 y más	todos	Ambos	2 y más
19	15-29	13 y más	Ambos	2 y más
20	30-45	13 y más	Ambos	2 y más
21	46-64	13 y más	Ambos	2 y más

**CUADRO A-10**  
**PENSIONES INDIVIDUALES (\$ 2003) ANEXO**

	Media	Gini	90/10	90/50	10/50	75/25
1990 efectiva	103,4	43,4	7,7	3,1	0,40	2,2
2003 efectiva	142,1	39,8	4,6	3,5	0,76	2,0
<b>Simulación 90</b>						
Precio 03	132,5	37,8	4,2	3,1	0,74	1,7
Participación 03	107,8	42,9	7,6	3,4	0,45	2,3
Ambos 03	136,8	37,9	4,3	3,3	0,77	1,8

GRÁFICO A-1  
 PARTICIPACIÓN EN SUBSIDIOS, CENTILES DE HOGARES  
 (INGRESO PER CÁPITA) 2003 VS 1990

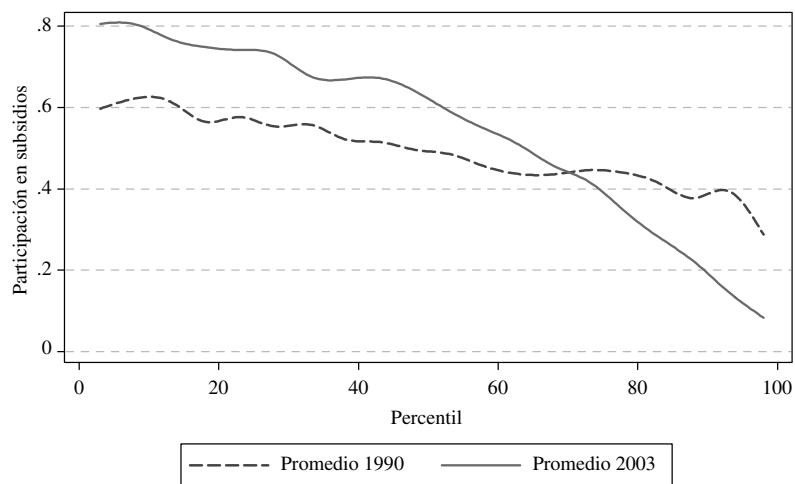


GRÁFICO A-2  
 MONTO PROMEDIO DE SUBSIDIO, CENTILES DE HOGARES  
 SEGÚN INGRESO P/C, 1990 VS 2003  
 (Considera solo hogares con subsidios)

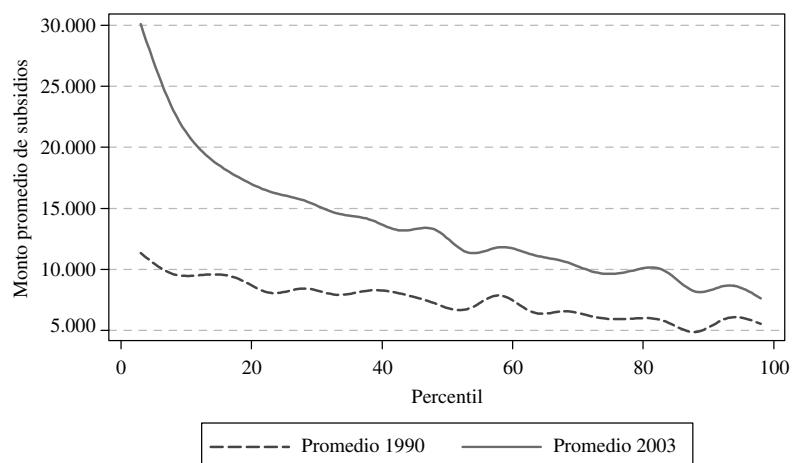


GRÁFICO A-3  
TASA DE OCUPACIÓN MUJERES 15-65, POR PCTILE  
INGRESO PER CÁPITA, 1990 Y 2003

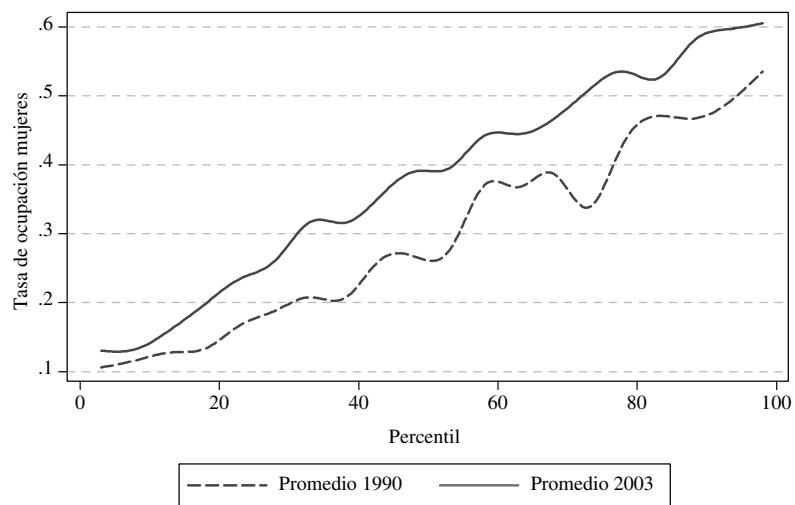


GRÁFICO A-4  
SIMULACIÓN DE PENSIONES

