



ISSN 0717-1560

**SERIE INFORME
SOCIAL
N° 111**

**POBREZA
Y MOVILIDAD DE INGRESOS
EN CHILE**

Rodrigo Castro F.*

Abril 2008

* Director del Programa Social de Libertad y Desarrollo. Ingeniero Comercial, mención Economía. PhD(c) en Economía, Georgetown University.

INDICE

	página
Resumen Ejecutivo	3
I. Introducción	4
II. Datos y Metodología	6
III. Movilidad del Ingreso en el Corto Plazo	10
IV. Determinantes de la Movilidad de Ingresos en el Corto Plazo	14
V. Conclusiones	18
VI. Referencias Bibliográficas	19
VII. Anexos	22

LIBERTAD 
DESARROLLO

POBREZA Y MOVILIDAD DE INGRESOS EN CHILE

Resumen Ejecutivo

Este documento analiza la movilidad del ingreso por hogares en Chile entre 1996 y 2001. Comparada con los países industrializados y a la mayor parte de los países en desarrollo, esta movilidad ha sido bastante alta. El propósito en este trabajo es aplicar un modelo estadístico para estudiar la distribución relativa del ingreso entre individuos y hogares. Los principales resultados son: (1) cambiar de un estado de desempleo a empleo aumenta significativamente la probabilidad de mejorar la posición relativa en la distribución del ingreso y (2) disminuye la probabilidad de empeorar. La educación técnica profesional mejora la posición relativa en la escala del ingreso relativo y protege de caídas. Por último cabe destacar que la educación media disminuye la probabilidad de perder posiciones en la escala relativa del ingreso.

I. INTRODUCCIÓN

Como un país de ingreso medio alto con un PIB per cápita de \$10,874 en 2004 (PPP), Chile se compara favorablemente en los indicadores sociales a nivel internacional y sigue siendo uno de los países más destacados de América Latina en términos de su historial de reducción de la pobreza. El índice de desarrollo humano es 0,859, que lo ubica en el puesto 38 de 177 países. Una combinación de fuerte crecimiento, políticas macroeconómicas adecuadas y programas sociales eficientes han contribuido a reducir las personas en situación de pobreza a menos de la mitad en un lapso de 16 años. A pesar de los importantes avances en reducción de la pobreza y los incrementos significativos en el gasto social, la desigualdad de ingresos se mantiene estancada. Además, comparado con otros países, Chile presenta un coeficiente de Gini relativamente alto. Ahora bien, aunque la pobreza y la distribución de ingresos son clave para el desarrollo económico, un aspecto que ha sido menos discutido es la movilidad intertemporal del ingreso. Esto es de particular relevancia en el contexto chileno.

Si se compara la distribución del ingreso a través del tiempo no podemos responder las interrogantes respecto de si los pobres se vuelven más pobres y los ricos más ricos. O si el crecimiento económico está beneficiando a las personas que en un principio eran pobres. Para responder a estas preguntas es necesario llevar a cabo un análisis de movilidad de ingresos, es decir un seguimiento de la evolución de los ingresos individuales a través del tiempo y evaluando quiénes son los ganadores y perdedores durante el proceso de crecimiento (Fields et al., 2006).

La metodología de Atkinson (1970) muestra que mayores niveles de desigualdad disminuyen el bienestar, y que dicha tendencia podría no ser tan perjudicial si se tiene en cuenta la movilidad del ingreso. Una de las características de la movilidad es que la desigualdad a largo plazo puede ser menor que la desigualdad a corto plazo y también cuando se supone una cierta función de bienestar social, mayor movilidad incrementa el bienestar (Shorrocks, 1978). Esto tiene implicancias en las comparaciones internacionales de la desigualdad de ingresos, ya que aunque un país tenga alta desigualdad en un momento del tiempo (corte transversal), esto puede ser compensado por una alta movilidad de ingresos y, por tan-

to, exhibir baja desigualdad a corto plazo (Grodner, 2000). Otro aspecto sobre la dinámica de la distribución del ingreso está relacionado al hecho de que las sociedades quizás prefieran una mayor probabilidad de salida de la pobreza.

Además, la movilidad del ingreso está relacionada con las políticas públicas para reducir la pobreza y las brechas de desigualdad. La importancia de los aspectos demográficos y económicos sobre la movilidad debe ser examinada cuidadosamente.

Este documento está estructurado de la siguiente forma: La sección 2 describe los datos y metodología. La sección 3 presenta los resultados respecto a la movilidad de ingresos a corto plazo. La sección 4 evalúa los determinantes de la movilidad del ingreso a corto plazo. La sección 5 concluye.

II. DATOS Y METODOLOGÍA

En contraste con la vasta literatura teórica y aplicada de la desigualdad de ingresos, la literatura sobre la medición e interpretación de la movilidad es más limitada y generalmente *ad hoc* (Fields and Ok, 1999). Se distingue entre la movilidad relativa y absoluta. La primera analiza cambios en el *ranking* que ocupan los hogares entre 2 periodos y esto se relaciona principalmente con la habilidad de los individuos para mejorar (empeorar) su posición relativa en los ingresos, mientras que la segunda analiza los cambios absolutos en el ingreso entre dos periodos y, por lo tanto, se vincula con cambios absolutos en el bienestar (y pobreza).

En relación a medidas de movilidad, primero se necesita distinguir entre lo que Cowell y Schluter (1998) denominan índices de una etapa y dos etapas. El índice de una etapa considera toda la distribución en ambos años y analiza la movilidad utilizando toda la distribución, mientras los índices en dos etapas ordenan a las personas por tramos de ingreso y después examina la movilidad entre estos grupos. Como ejemplo de los índices de una etapa se encuentran los coeficientes de correlación de ingresos entre dos periodos, índices de rigidez de Shorrocks, medición de Fields y Ok, y medición de King (Fields, 2001; Cowell y Schluter, 1998 y Woolard and Klasen, 2004). Estas medidas tienen la ventaja de utilizar toda la información disponible inherente a las distribuciones actuales y de esta manera, entregan una evaluación completa de la movilidad. Sin embargo, tienen la desventaja de ser particularmente sensibles al error de medición, principalmente cuando se tienen datos de sólo 2 períodos¹.

En estudios basados en simulaciones, el índice de rigidez de Shorrocks fue el menos sensible al error de medición (Cowell and Schluter, 1998). Este índice compara el Gini de los ingresos promedio entre periodos con la media ponderada del Gini en cada periodo. Un valor de uno significa que no hay movilidad, mientras que cero significaría movilidad perfecta.

¹ Como sucede en el caso de la encuesta panel Casen 1996-2001.

En cuanto a los índices en dos etapas, la medida comúnmente utilizada es la matriz de transición y los índices que se derivan de ella. Para una matriz de transición, los datos se dividen en tramos de ingresos de igual tamaño (por ejemplo, quintiles o deciles). La ventaja de la matriz de transición es que la movilidad se puede resumir en varios puntos de la distribución. También resulta ser más robusta frente al error de medición (Cowell and Schluter, 1998).

En un país con un bajo nivel de desigualdad, la misma matriz de transición podría mostrar cambios menores en los niveles de ingreso absoluto comparados con un país con mayor desigualdad. Ahora bien, en la medida que también se quieran capturar estos cambios absolutos, una matriz de transición podría no ser una herramienta adecuada (Fields and Ok, 1999). Este aspecto es de importancia cuando se realizan comparaciones internacionales.

A pesar de estos problemas, las ventajas de la matriz de transición son considerables. La elección de los tramos de ingresos en esta matriz de transición es en gran medida arbitraria y, en general, se usan las recomendaciones de la literatura, de tal manera de que sea posible comparar resultados. Las opciones más comunes son los quintiles y deciles. Sin embargo, la elección de tramos influye en los resultados. Mientras más pequeñas (en términos del rango de ingresos) las agrupaciones, más probable es que las personas se muevan entre grupos y por lo tanto, mayor será la movilidad. Así, por lo general, usando deciles se produce una percepción de mayor movilidad que usando quintiles.

Existen relativamente pocos estudios sobre movilidad de ingresos en países en desarrollo y menos aún que sean comparables. La razón del por qué estos temas no han sido ampliamente estudiados en países en desarrollo, y particularmente en Chile hasta hace poco, se debe a la falta de datos apropiados.

Con el fin de estudiar la movilidad de ingresos es necesario tener datos longitudinales (panel) para seguir a los individuos u hogares en el tiempo. Disponer de este de información tiene un alto costo. Yacub (2000) afirma que sólo 5 de los 44 países de bajo desarrollo humano, y 7 de los 66 países con desarrollo humano intermedio, acorde a la clasificación del PNUD, tienen datos de panel disponibles. Baulch y Hoddinot (2000) confirman esta falta de datos de panel. Sin embargo, la diversidad de los paneles utilizados (en términos de extensión geográfica, tipo de muestra, indicadores de bienestar, línea de la pobreza, etc.) limitan el ámbito analítico de

estos casos de estudios, en particular con respecto a su dimensión comparativa. Es difícil extraer conclusiones generales de investigaciones previas, debido a la heterogeneidad de las muestras, los datos y las metodologías, que limitan la posibilidad de comparación entre países.

La mayoría de los análisis están enfocados particularmente en la dinámica de la pobreza más que en la movilidad de ingresos de los hogares (por ejemplo Jalan y Ravallion 2000; Dercon y Krishnan, 2000; Scott, 2000; Justino y Litchfield, 2002, McCulloch y Calandrino, 2002; Woolard y Klasen, 2004; Fields et al., 2006). Este documento abordará la movilidad de ingresos de los hogares en el corto plazo.

Estos estudios sugieren que, en general, la movilidad de ingresos en los países en desarrollo es mayor que en los países desarrollados, particularmente en el rango de menor nivel de ingresos (por ejemplo Dercon y Krishnan, 2000; Fields, 2001; Contreras et al., 2004; Paredes y Zubizarreta, 2005). Ellos sugieren incrementos en la movilidad a través del tiempo en la mayoría de los países. Datos de panel de gasto en Perú indican un aumento de la movilidad en la década de los 90s (Fields, 2001). Los datos del sector rural de China muestran un crecimiento sostenido de la movilidad, desde la década de 1980s (Nee, 1994; McCulloch y Calandrino, 2002). Estos estudios, al igual que estudios para Malasia, sugieren que la educación, cambios en el empleo y la composición demográfica de los hogares juegan un rol muy importante en explicar la movilidad existente y en distinguir entre los pobres transitorios y crónicos (Fields, 2001).

En Chile, los estudios de movilidad de ingresos se habían enfocado en el sector rural (Scott y Litchfield, 1994 y Scott, 2000). Ambos estudios están basados en datos longitudinales de hogares rurales entre 1968 y 1986. Los autores analizan la movilidad del ingreso per cápita del hogar, con y sin transferencias del gobierno. El panel consiste en sólo dos observaciones en el tiempo, pero éstas capturan el impacto de las reformas de liberalización de Chile después de 1974. Scott y Litchfield (1994) estudian la movilidad de ingresos y la evolución de la desigualdad en el tiempo. Los estudios señalan que la proporción de individuos que mejoran su posición de ingresos relativa es mayor que aquellos que pierden en términos de su posición relativa. Además, se analizan los determinantes de la movilidad, mediante el uso de una regresión lineal y de un modelo logit ordenado (en donde la variable dependiente es

si la familia mejora, mantiene o empeora su posición relativa de ingresos). La edad y educación del jefe de hogar, el valor comercial de la tierra y el ingreso per cápita del hogar en el año base, son los principales determinantes de una movilidad positiva. Scott (2000) complementa los resultados anteriores a través del análisis de la magnitud de los movimientos de la salida de la pobreza para los hogares en la muestra. En este caso, los resultados muestran que mientras hubo movilidad hacia arriba durante esos años, alrededor del 70% de los hogares que inicialmente eran pobres quedaron por debajo de la línea de la pobreza en 1986. Del mismo modo, el 64% de los hogares no pobres se mantuvo por encima de esta línea dieciocho años más tarde.

En 2001, el Ministerio de Planificación implementó la primera encuesta de panel a nivel nacional en Chile. Esta encuesta recoge datos de 4.700 hogares en las III, VII, VIII regiones y la región Metropolitana entre 1996 y 2001. Los datos son representativos de las cuatro regiones encuestadas, que representan el 60% de la población del país y el 64% del PIB nacional. Esta encuesta ha sido utilizada en diferentes estudios. Aguilar (2002), utiliza un análisis descriptivo y destaca la dinámica de la pobreza. Castro y Cheyre (2004) utilizan un análisis multivariado, encontrando cuatro tipos de trampas de pobreza asociadas con el tamaño de los hogares en 1996, el bajo nivel de educación inicial y la baja participación laboral en el hogar en 1996. Contreras et al. (2004) analiza la movilidad de ingresos y evalúa los determinantes de la dinámica de la pobreza. Sus principales conclusiones son que existe alta movilidad en toda la distribución de ingresos, a excepción del décimo decil. Finalmente, Paredes y Zubizarreta (2005) analizan el desempeño de la política y los factores determinantes de la movilidad de la indigencia y la pobreza no indigente. Se concluye que la movilidad de los personas en situación de indigencia es mayor a lo que comúnmente se cree y que los determinantes de la entrada y salida de la indigencia son diferentes a los factores que explican la movilidad de la pobreza no indigente.

III. MOVILIDAD DEL INGRESO EN EL CORTO PLAZO

En primer lugar, el índice de rigidez de Shorrocks indica un alto grado de movilidad cuando se compara con países desarrollados (Cuadro N°1). EE.UU., Reino Unido, Alemania o Suecia presentan un índice cercano a 0,95 (Jerkins y Jarvis, 1998; Eriksson y Pettersson, 2000), o con países como España en la década de 90s (Canto, 2000).

Cuadro N°1
Indices de Rigidez

	Deciles 1-10	Deciles 1-9	Deciles 1-5
Gini 1996	0.56	0.39	0.26
Gini 2001	0.53	0.38	0.25
Gini promedio	0.50	0.35	0.23
Ingreso promedio 1996 (\$)	93,067	55,407	27,026
Ingreso promedio 2001 (\$)	143,160	112,204	80,814
Índice de rigidez	0.92	0.91	0.90

Aunque esta información es de utilidad, no es suficiente y se requiere tener una visión más desagregada, utilizando matrices de transición. La matriz de movilidad de quintiles (Cuadro N° 2) muestra la distribución de hogares por quintil para 1996 y 2001. Se puede observar que el 49,9% de los hogares que se encontraba en el quintil más rico en 1996 permaneció allí en el 2001 y 23% bajó sólo un quintil. Asimismo, 40,6% de los que empezaron en el quintil más pobre siguen allí 5 años después, y otro 25,8% había subido sólo un quintil. Es evidente que hay menos movilidad en la parte superior y en el 20% más pobre que en la mitad de la distribución². Esto, sin embargo, no es sorprendente teniendo en cuenta que la parte inferior (superior) del quintil sólo puede permanecer en el mismo quintil o moverse arriba (hacia abajo) también, ade-

² Incluso aunque algunos son borrados al emparejar los archivos, decidimos usar los archivos "completos" para estar en capacidad de usar las ponderaciones apropiadas – de esta forma la asignación a los quintiles es correcta en relación a otros grupos demográficos. Así, debido a esta attrition nuestra matriz de transición no necesariamente muestral que hay 20% en cada grupo.

más que el rango de ingresos que componen el quintil es mucho mayor para el quintil más rico.

Cuadro N° 2
Matriz de transición por Quintiles (%)

Quintiles 1996	Quintiles 2001					
	1	2	3	4	5	Total
1	7.87	5.00	3.50	1.70	1.32	19.39
2	5.41	5.50	4.72	2.02	2.54	20.20
3	2.92	5.09	4.88	4.83	2.28	20.01
4	1.40	3.12	4.13	7.30	4.29	20.24
5	0.94	1.37	3.15	4.64	10.07	20.17
Total	18.55	20.08	20.39	20.48	20.49	100.00

Estas cifras también sugieren un alto grado de movilidad del ingreso a corto plazo entre los hogares, lo cual es, sin duda, más alto que lo observado en la mayoría de los países industrializados (por ejemplo Jarvis y Jenkins, 1997), pero también más alto que en China rural entre 1978 y 1983, Malasia entre 1967 y 1976, África de Sur entre 1993 y 1998 y Perú en 1980s (Fields, 2001; Woollard y Klasen, 2004). Es muy similar, sin embargo, a la China rural entre 1983 y 1989, aunque la estructura de la movilidad es diferente. En las zonas rurales de China, la movilidad del 20% más rico es mayor que en Chile. Esto se explica, en parte, porque la desigualdad del ingreso en las zonas rurales fue menor desde el inicio, de tal forma que el cambio en el ingreso necesario para cambiar de tramo de ingreso es menor que en Chile.

Cuadro N° 3
Diferencias en quintiles entre primer y segundo año (%)

Diferencias en quintiles	Chile 1996-2001	Alemania 1985-1987	EE.UU. 1985-1987
-4	0.69	0.22	0.22
-3	2.31	0.83	0.57
-2	5.29	1.78	2.16
-1	21.83	11.99	12.13
0	41.09	68.86	68.03
1	19.45	13.21	14.39
2	7.64	2.18	2.04
3	1.37	0.72	0.4
4	0.33	0.21	0.06

El Cuadro N° 3 compara la movilidad de ingresos relativa entre Chile, Alemania y EE.UU. Se utiliza una medida de inmovilidad que indica la proporción de individuos en la diagonal de la matriz, es decir aquellos que no cambian su posición relativa de ingresos entre ambos años. Para Chile se tiene que este indicador es 41% mientras que Alemania y EE.UU. presentan un 68,8% y 68,0%, respectivamente. Además, se puede calcular la proporción de individuos que se mueven uno o más quintiles (en cualquier sentido). Esto indicaría el patrón de la dinámica de ingresos. En el caso de Chile, un 41,2% se desplaza un quintil (hacia arriba o abajo), mientras que para Alemania y EE.UU. son un 25,2% y 26,5%, respectivamente. Para desplazamientos mayores a 2 quintiles, Chile presenta un 17,6%, Alemania 5,9% y EE.UU. 5,4%. Luego, se puede concluir que la movilidad relativa fue mayor en Chile (entre 1996 y 2001) que en Alemania y EE.UU. (entre 1985 y 1987).

Cuadro N° 4
Matriz de Transición por Deciles (%)

Decile 1996	Decile 2001										Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1	2.73	1.73	1.38	0.81	1.16	0.78	0.45	0.40	0.41	0.16	10.00
2	1.96	2.04	1.27	1.54	0.83	0.72	0.59	0.28	0.41	0.35	10.01
3	0.95	2.14	0.95	1.95	0.84	1.35	0.71	0.33	0.45	0.31	10.00
4	1.11	1.51	0.98	1.46	1.48	0.92	0.53	0.40	1.33	0.38	10.10
5	0.80	0.96	2.26	1.15	1.05	0.84	1.22	0.73	0.53	0.35	9.90
6	0.76	0.78	0.81	0.73	1.19	1.67	1.49	1.26	0.81	0.52	10.02
7	0.53	0.55	0.68	1.09	1.38	1.13	2.07	0.93	1.08	0.54	9.98
8	0.34	0.29	0.81	0.45	0.54	0.97	1.43	2.66	1.41	1.15	10.06
9	0.36	0.20	0.20	0.64	1.01	0.63	0.85	2.25	1.85	1.97	9.97
10	0.48	0.19	0.25	0.24	0.43	1.00	0.77	0.63	1.74	4.24	9.97
Total	10.02	10.39	9.59	10.08	9.92	10.01	10.11	9.88	10.02	9.98	100.00

El Cuadro N° 4 muestra la matriz de transición para los deciles de ingreso. Esta indica una alta movilidad en toda la distribución del ingreso, con excepción del 10% más pobre y más rico. Sólo 20,7% de los hogares se mantuvo en su decil de ingreso original después de 5 años. Esto muestra que la distribución de ingresos en el corto plazo es bastante alta. Las personas más pobres se enfrentan a una mayor probabilidad de salir de su condición económica, pero una persona más rica tiene mayores probabilidades de permanecer en su misma situación económica (Becker, 1980). Sólo el 27,3% de quienes estuvieron en los deciles más bajos en 1996 estuvieron en el mismo decil en el 2001. Esto significa que el resto de los hogares fueron ricos en 2001. De hecho, el 22% de ellos se trasladaron hacia la mitad superior de la distribución (deciles seis a diez). Los más ricos (decil más alto) tenían una mayor probabilidad de mantenerse en ese decil (42,5%). Sin embargo, 15,9% de ellos bajaron a la mitad inferior de la distribución (deciles uno al cinco). En Alemania y EE.UU. entre 1990 y 1995 se encontró que el 23% de la población permaneció en la misma situación socioeconómica. Por lo tanto, lo anterior confirma que Chile tiene mayor movilidad de ingresos, incluso más que los países desarrollados.

IV. DETERMINANTES DE LA MOVILIDAD DE INGRESOS EN EL CORTO PLAZO

En esta sección se aplica una metodología desarrollada por Finnie y Gray (1998) quienes utilizan un modelo microeconómico³ para evaluar la distribución de ingresos relativos (quintiles) de individuos y hogares. Lo anterior se aplica a ingresos equivalentes de los hogares para medir el grado de movilidad observado entre 1996 y 2001. Dado que sólo se dispone de dos observaciones por hogar, el error de medición puede influir en los resultados. En consecuencia, se utilizan algunos procedimientos para evaluar y, en la medida de lo posible, corregir el error de medición. La estrategia anterior ayuda a tener una idea de la magnitud de los posibles sesgos y, por tanto de la robustez de los resultados (Bound et al., 2001).

Casi el 70% de la encuesta muestra que el ingreso de los hogares aumenta en el período. La mediana de los ingresos reales adulto-equivalente aumenta en un 41% en el período de cinco años. Aunque parte de esta discrepancia puede ser real y se relaciona con el momento de la encuesta (estacionalidad y ciclo económico), cambios en la percepción de ingresos permanentes y el papel de los ingresos transitorios. Esta discrepancia en los niveles y las tendencias plantea algunas preguntas acerca de la confiabilidad de los datos.

Estas discrepancias también indicarían que el error de medición es significativo. Por lo tanto, se ajustaron los datos del ingreso laboral en 1996 y 2001 mediante la especificación de una regresión de ingresos por hora en función del género, ubicación, industria, edad, edad al cuadrado, educación y eliminando todas las observaciones que hubiesen estado fuera de dos desviaciones estándar de la estimación de ingresos. Las regresiones de ingresos tienen un buen ajuste (R^2 ajustado cercano al 0,42) y confirman los resultados habituales de la literatura de capital humano. Utilizando este procedimiento, se elimina aproximadamente 3% de las observaciones.

³ Modelo probit binomial y análisis particionado.

También se usan variables instrumentales para superar el error de medición. Utilizando una regresión del ingreso de los hogares por adulto equivalente en función del tamaño de los hogares, composición demográfica, escolaridad promedio, edad del jefe de hogar, hogares cuyo jefe de hogar es mujer, activos propios y la situación de empleo y desempleo de los adultos, se predice el ingreso de los hogares entre 1996 y 2001 y se calcula la movilidad, utilizando estos ingresos estimados. De esta forma, se deja de lado buena parte de la verdadera movilidad que no sería capturada por estas regresiones⁴.

Después del procedimiento anterior, se utiliza un modelo probit para estudiar el efecto sobre la probabilidad de subir y caer en la distribución de ingresos relativo. En la movilidad positiva se tienen tanto individuos que se quedan en sus respectivos quintiles, como aquellos que mejoran su posición relativa. De la misma manera, para aquellos que empeoran su posición relativa (los que se mantienen en el mismo quintil son un grupo de comparación en ambos casos). Así se estiman dos modelos utilizando la especificación probit:

$$\text{Pr}(m)=\Phi(\alpha +\beta X_i+\gamma \Delta Z_{ij})$$

donde Φ es una función de distribución normal acumulada, el índice i indica primer periodo y el índice j segundo periodo; m denota un indicador de si los individuos mejoran o empeoran o se mantienen igual; X_i representa características de un individuo/hogar las cuales no cambian en el tiempo (se consideran aquellas que se presentan en el primer periodo); ΔZ_{ij} representa características de un individuo/hogar las cuales cambian en el tiempo.

Para las variables continuas los efectos marginales se calculan en los valores promedios de las variables:

$$\partial \Phi(a +bX_i+c\Delta Z_{ij})/\partial x_k = \varphi(a +bX_i+c\Delta Z_{ij}) b_k$$

donde φ es una función de densidad normal estándar; k es el índice de las variables independientes; a, b, c son estimaciones de α, β, γ ; y X_i, Z_{ij} son la media muestral de X_i, Z_{ij} .

⁴ Carter y May (2001) interpretaron estas diferencias entre lo pronosticado y los ingresos reales como características estocásticas del ingreso para hogares pobres y no pobres.

Para las variables discretas se calculan diferencias en las probabilidades (esto se indica con estrellas en los resultados de las tablas) con todas las otras variables que están siendo evaluadas en sus valores promedio:

$$\Phi [(a + bX_i + c\Delta Z_{ij}) | x(k) = 1] - \Phi [(a + bX_i + c\Delta Z_{ij}) | x(k) = 0]$$

Donde x_k está tomando el valor de 0 y 1, respectivamente.

La variable dependiente es la diferencia de quintiles entre 1996 y 2001. El análisis se enfoca en cuatro clases de variables: experiencia en el mercado laboral, cambios en la composición familiar, características familiares y características individuales. También se calcula la distancia de los límites de quintiles - de inferior a superior-, así como las dummies para los quintiles iniciales y la transición entre empleado por cuenta propia y otros tipos de empleos.

Se crea una variable que indica las diferencias entre el quintil en el que estaba el primer año y el quintil del segundo año y se calcula la media de estas variables para diferentes variables independientes.

Los resultados de los efectos marginales del modelo probit estimado se presentan en los cuadros N° 5 y N° 6, respectivamente. Todas estas estimaciones son calculadas sobre la media muestral, mientras que para las variables dicotómicas se calculan las diferencias de probabilidad cuando estas variables son 1 y cuando son 0.

Los resultados en los cambios de la situación del empleo ponen de manifiesto algunos efectos que no son evidentes cuando se utiliza la diferencia de medias por quintiles (test de ANOVA). Los efectos del cambio en la situación laboral (desempleo a empleo) aumentan la probabilidad de mejorar la posición relativa en 9,5% y disminuye la probabilidad de empeorar en 5,3%.

El mayor efecto en cuanto a mejoramientos en la posición relativa lo experimentan personas que cambian de empleo a desempleo. Esto aumenta la probabilidad de caer en la posición relativa en 22,6%.

La educación superior mejora la posición relativa en el ingreso en casi 8%. Además, disminuye la probabilidad de caer en términos relativos en 9%. También se puede ver que la educación secunda-

ria no ayuda a promover movimientos positivos en la distribución del ingreso relativo. Por otro lado, la educación secundaria disminuye la probabilidad de caer en la posición relativa en un 6%.

Asimismo, la probabilidad de mejorar la posición relativa de los hogares si viven en el sector urbano es 14%. Lo anterior permite disminuir la probabilidad de caer en la posición relativa. Por otro lado, si el jefe de hogar es casado en ambos años, incrementa la probabilidad de mejorar la posición relativa en un 10%.

Si el jefe de hogar es hombre en 1996 y 2001, es menos probable que los hogares mejoren su posición relativa en 9%, pero también disminuye la probabilidad de empeorar. Sin embargo, si el jefe de hogar es mujer en ambos años, es más probable que los hogares mejoren su posición en 9%. Finalmente, como se espera que la proporción de niños en el hogar se incremente, es menos probable mejorar y más probable caer en la posición relativa.

Existen algunos desafíos en cuanto a la metodología empleada en esta sección y sus principales resultados. Los resultados podrían mejorarse por una mejor especificación del grupo de variables independientes. Por ejemplo, el impacto de las diferencias por edad y niveles de educación podrían revelar mayor información cuando interactúa con el género (como sugieren Finnie y Gray, 1998). Sin embargo, investigaciones futuras deberían utilizar periodos más extensos que permitirían revelar patrones más estables en los ingresos. En el 2007 va a estar disponible la tercera ronda de la base de datos de panel que abarcará los periodos 1996-2001-2006.

V. CONCLUSIONES

La motivación de este documento radica en que a pesar de haber grandes avances en reducir la pobreza e incrementar significativamente el gasto social, la desigualdad de ingresos sigue siendo alta y estable. A pesar de este fenómeno, Chile experimenta altos niveles de movilidad del ingreso en el corto plazo.

Este documento cumple con dos objetivos. Primero, se presenta evidencia de la movilidad a corto plazo y segundo se analizan sus determinantes.

Se encuentra que el efecto de cambio en la situación laboral: des-empelo a empleo, incrementa significativamente la probabilidad de mejorar la posición relativa y disminuye la probabilidad de que ésta empeore. La educación superior promueve una mejora relativa en la distribución relativa de ingresos. Un resultado importante es que la educación secundaria disminuye la probabilidad de caer en la distribución de ingresos.

VI. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aaberge, Bjoklund, Janti, Palme, Pedersen, Smith and Wenenmo (1996) "Income Inequality Mobility and Income Mobility in the Scandinavian Countries compared to the United States". *University of Stockholm Discussion Paper N° 98*. University of Stockholm.
- Aguilar (2002) "Dinámica de la Pobreza: Resultados de la Encuesta Panel 1996-2001". Documento no publicado, Mideplan.
- Baulch and Hoddinott (eds.) (2000) "Economic Mobility and Poverty Dynamics in Developing Countries". Frank Cass Publishers.
- Bound, Brown, and Methiowetz (2001) "Measurement Error in Survey Data". *Handbook of Econometrics, Volume 5*. Amsterdam: North-Holland.
- Bound and Krueger (1991) "The Extent of Measurement Error in Longitudinal Earnings Data: Do two Wrongs make a Right?" *Journal of Labor Economics* 9.
- Burkhauser and Poupore (1996) "A Cross-national Comparison of Permanent Inequality in the United States and Germany". *Review of Economics and Statistics* LXXIX(1).
- Cantó (2000) "Income Mobility in Spain: how much is there?" *Review of Income and Wealth* 46.
- Castro y Cheyre (2006) "Midiendo la movilidad de ingresos y la dinámica de la pobreza en Chile" ed. Rosita Camhi y Rodrigo Castro, en *La Nueva Realidad de la Pobreza en Chile*, Libertad y Desarrollo.
- Contreras, Cooper, Herman y Neilson (2004) "Dinámica de la Pobreza y Movilidad Social: Chile 1996-2001". Documento de Trabajo, Universidad de Chile.
- Cowell and Schluter (1998) "Income Mobility: A Robust Approach". *STICERD Discussion Paper N° 37*. London: LSE.
- Cowell and Schluter (1998) "Measuring Income Mobility with Dirty Data". CASE/16. London: LSE.
- Deaton (1997) "The Analysis of Household Surveys". Baltimore: *Johns Hopkins University Press*.
- Eriksson and Pettersson (2000) "Income Distribution and Income Mobility- Recent Trends in Sweden". In Hauser, R. and I. Becker (eds.) *The Personal Distribution of Income in an Historical Perspective*. Berlin: Springer.
- Fabig (2000) "Labor Income Mobility- Germany, the USA and Great Britain Compared". In Hauser, R. and I. Becker (eds.)

The Personal Distribution of Income in an Historical Perspective. Berlin: Springer.

- Fields (1998) "Accounting for Income Inequality and its Change". Mimeo. Ithaca: Cornell University.
- Fields (2001) "Distribution and Development: a New Look at the Developing World". Cambridge: MIT Press.
- Fields, Duval, Freije and Sanchez (2006) "Income Mobility in Latin America" draft.
- Fields and Ok (1999) "The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature". In Silber, J. (ed.) Handbook of Income Inequality Measurement. Boston: Kluwer.
- Fields and Ok (2003) "Household Income Dynamics. A Four Country Study". *Journal of Development Studies*.
- Forbes (2000) "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth". *American Economic Review* 90.
- Gottschalk (1982) "Earnings Mobility: Permanent Change or Transitory Fluctuations?" *Review of Economics and Statistics* 64.
- Grodner (2000) "Factors Influencing Earnings Mobility in USA and Germany (1985-87). A Bivariate Probit Model". Center for Policy Research, Syracuse University.
- Hauser and Fabig (1997) "Labor Earnings and Household Income Mobility in Reunified Germany: A comparison of the Eastern and Western States". *Income Security Policy Series Paper* N°15. Center for Policy Research. Syracuse University.
- Heckman and Carneiro (2003) "Human Capital Policy". *NBER Working Papers* 9495.
- Heckman and Dimitry (2004) "Skill Policies for Scotland". University of Chicago. The Allander Series.
- Jalan and Ravallion (2000) "Is Transient Poverty Different? Evidence for Rural China". *Journal of Development Studies* 36.
- Jarvis and Jenkins (1995) "Do the Poor stay Poor? New Evidence about Income Dynamics from the British Household Panel Survey". *Occasional Paper* 95-2, ESRC Research Centre on Micro-Social Change.
- Jarvis and Jenkins (1997) "Low Income Dynamics in 1990s Britain". *Fiscal Studies* 18.
- Jarvis and Jenkins (1998) "How much Income Mobility is there in Britain?". *Economic Journal*, 108.
- Jenkins and Rigg (2001) "The Dynamics of Poverty in Britain". *Department for Work and Pensions Research Report* N° 157. London: Corporate Document Services.

- Justino and Lichfield (2002) “Poverty Dynamics in Rural Vietnam: Winners and Losers during Reform. Paper presented at the 27th Biannual Conference of the IARIW, Stockholm.
- Lillard and Willis (1978) “Dynamic Aspects of Earnings Mobility”. *Econometrica* 46.
- McCulloch and Calandrino (2003) “Vulnerability and Chronic Poverty in Rural Sichuan”. *World Development*.
- Nee (1994) “The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China”. *Working Papers on Transitions from State Socialism*, Cornell University.
- Neumark and Wascher (1995) “Minimum Wage Effects on Employment and School Enrollment”. *Journal of Business and Economic Statistics*.
- Paredes and Zubizarreta (2005) “Focusing on the Extremely Poor: Income Dynamics and Policies in Chile”. *Documento de Trabajo*. Departamento de Ingeniería Industrial. Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Scott and Litchfield (1994) “Inequality, Mobility and the Determinants of Income among the Rural Poor in Chile, 1968-1986”. *Development Economics*.
- Scott (2000) “Mixed Fortunes: A Study of Poverty Mobility among Small Farm Households in Chile, 1968-1986”. *Journal of Development Studies* 36.
- Van Kerm (2002) “Tools for the Analysis of Income Mobility in Stata”. 2nd Dutch Stata Users Meeting, Maastricht.
- Woolard and Klasen (2004) “Determinants of Income Mobility and Household Poverty Dynamics in South Africa”. *IZA Discussion Paper* N° 1030.
- Yaqub (2000) “Poverty Dynamics in Developing Countries” mimeo, University of Sussex.
- Yaqub (2002) “Chronic Poverty: Scrutinizing Estimates, Patterns, Correlates and Explanations”. Working Paper 21, CPRC, Manchester.

VII. APÉNDICE

Cuadro N° 5

Efectos Marginales en un modelo probit (moverse hacia arriba) – Modelo 1

Up	dF/dx	Robust Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95%	C.I.]
gender*	.1281465	.012025	10.11	0.000	.774092	.104578	.151715
agehh	.0049842	.0002515	19.82	0.000	470.259	.004491	.005477
urban*	.1451672	.002522	52.86	0.000	.858061	.140224	.15011
r7*	-.1093931	.0051517	-19.97	0.000	.123525	-.11949	-.099296
r8*	-.0611241	.0052056	-11.58	0.000	.313857	-.071327	-.050921
r13*	.0614676	.00519	11.80	0.000	.532448	.051295	.07164
q96_2*	.0483433	.0022603	21.55	0.000	.251007	.043913	.052773
q96_3*	.051146	.0023401	22.04	0.000	.248779	.046559	.055733
employed*	.147573	.0240673	-6.14	0.000	.603082	-.19474	4-.100402
inact_1*	-.2856827	.0169841	-13.71	0.000	.208033	-.318971	-.252394
unemp_2*	-.2987263	.0101814	-16.85	0.000	.034428	-.318681	-.278771
emp_2*	.0948491	.0210529	-4.77	0.000	.020965	-.150312	-.067786
inact_2*	-.3298001	.0107936	-18.52	0.000	.094813	-.350955	-.308645
inact_3*	-.2265142	.015046	-11.02	0.000	.009571	-.256004	-.197025
emp_3*	.0056219	.0132359	-13.15	0.000	.026114	-.280564	-.22868
unemp_3*	-.259454	.014245	-11.61	0.000	.001518	-.287374	-.231534
agecat1*	-.0490653	.0126853	-3.76	0.000	.034108	-.073928	-.024203
agecat2*	.0605154	.0102661	-5.76	0.000	.183114	-.080637	-.040394
agecat3*	.0411241	.008699	4.76	0.000	.273002	.024074	.058174
agecat4*	.1430747	.0065978	22.01	0.000	.204321	.130143	.156006
agecat5*	.0966031	.0046262	21.25	0.000	.157258	.087536	.10567
Pssdbii	-.2202174	.0010741	-204.59	0.000	149.944	-.222323	-.218112
edss_01*	-.252692	.0052999	-46.00	0.000	.502604	-.26308	-.242304
edss_02*	-.1209015	.0052627	-22.55	0.000	.417188	-.131216	-.110587
edss_04*	.0802421	.0063843	1.26	0.207	.055981	-.004489	.020537
marriage*	.1085273	.0026003	40.81	0.000	.631676	.103431	.113624
divorce*	-.0025096	.005793	18.08	0.000	.042052	.091155	.113864
marria~1*	.0991752	.0221943	-4.14	0.000	.003215	-.142675	-.055675
divorc~1*	-.0247503	.0094043	2.66	0.008	.010441	.006318	.043182
widow*	.1686456	.0044865	38.13	0.000	.093377	.159852	.177439
widow_1*	.1899574	.0087306	21.90	0.000	.009715	.172846	.207069
maless*	-.1901761	.0097885	-15.58	0.000	.004063	-.209361	-.170991
femass*	.0968138	.0118097	8.38	0.000	.037359	.073667	.11996
maless_1*	-.0954226	.0090566	-10.68	0.000	.756092	-.113173	-.077672
femass_1*	.111429	.010603	10.69	0.000	.178764	.090648	.13221
Chhs	-.1254869	.0007971	-158.00	0.000	-.063228	-.127049	-.123925
howner*	.0624142	.0019466	31.87	0.000	.562219	.058599	.066229
sharech	-.4995657	.0053695	-93.20	0.000	.334232	-.51009	-.489042
obs. P	.3955202						
pred. P	.3639907	(at x-bar)					

(*) dF/dx es para cambios discretos de la variable dicotómica de 0 a 1
z y P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Cuadro N° 6

Efectos Marginales en un modelo probit (moverse hacia abajo) – Modelo 2

	dF/dx	Robust Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95%	C.I.]
Down							
agehh	-.0004914	.0000296	-15.95	0.000	47.87	-.000549	-.000433
Genderhh*	.0009155	.0018307	0.51	0.612	.217839	-.002673	.004504
urban*	-.0402368	.0010561	-62.41	0.000	.876135	-.042307	-.038167
r7*	-.0030502	.0006652	-4.25	0.000	.111427	-.004354	-.001746
r8*	-.0016407	.0006617	-2.41	0.016	.290743	-.002938	-.000344
r13*	-.011125	.0006988	-15.98	0.000	.566693	-.012495	-.009755
q96_2*	.9969862	.00019	164.02	0.000	.201448	.996614	.997359
q96_3*	.9048116	.0019968	167.18	0.000	.19966	.900898	.908725
q96_4*	.3207587	.0018486	150.08	0.000	.200874	.317136	.324382
Employed*	-.0239045	.0016982	-14.22	0.000	.619091	-.027233	-.020576
inact_1*	.0114906	.0009773	-8.84	0.000	.201164	-.013406	-.009575
unemp_2*	.2259877	.0033881	11.40	0.000	.032133	.019347	.032628
inact_2*	.0046477	.0018241	2.82	0.005	.099646	.001073	.008223
inact_3*	-.0138786	.0006391	-10.97	0.000	.008893	-.015131	-.012626
emp_2*	-.0534861	.0012122	-4.07	0.000	.022163	-.008425	-.003673
agecat2*	.0425395	.0018557	38.51	0.000	.165442	.038902	.046177
agecat3*	.0128664	.0011048	13.60	0.000	.270077	.010701	.015032
agecat4*	.0068475	.0012393	5.99	0.000	.212591	.004419	.009276
agecat5*	.0159513	.0018961	10.08	0.000	.161603	.012235	.019668
agecat6*	.0322018	.0030669	14.06	0.000	.161722	.026191	.038213
pssdbii	.1166214	.0017484	197.92	0.000	200.276	.113195	.120048
edss_01*	.0299293	.0010052	47.51	0.000	.450576	.027959	.031899
edss_02*	.0209256	.0008361	35.65	0.000	.421738	.019287	.022564
edss_04*	-.0911764	.0004088	-20.39	0.000	.088971	-.010978	-.009375
marriage*	-.0045985	.0003603	-13.81	0.000	.633519	-.005305	-.003892
divorce*	-.0067385	.0004743	-12.50	0.000	.045093	-.007668	-.005809
marria~1*	.0180434	.0034053	6.89	0.000	.0038	.011369	.024718
divorc~1*	-.0187865	.0004108	-29.75	0.000	.009173	-.019592	-.017981
widow*	.0046439	.0006189	8.13	0.000	.096101	.003431	.005857
widow_1*	-.0080172	.0006894	-9.58	0.000	.010473	-.009368	-.006666
maless*	-.0162967	.0005852	-11.99	0.000	.003332	-.017444	-.01515
femass*	-.0209555	.0004863	-38.29	0.000	.032657	-.021909	-.020002
maless_1*	-.0405126	.0021169	-23.06	0.000	.767117	-.044662	-.036364
femass_1*	-.0266004	.0007413	-33.91	0.000	.177179	-.028053	-.025147
chhs	.0166087	.0003523	151.97	0.000	-.020768	.015918	.017299
howner*	-.0063652	.0002811	-25.55	0.000	.587439	-.006916	-.005814
sharech	.0441748	.0011297	69.56	0.000	.30804	.041961	.046389
obs. P	.329458						
pred. P	.019567	(at x-bar)					

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

Descripción de las variables:

agehh	: head of household age
genderhh male=0)	: dummy, head of household gender (male=1, fe
urban	: dummy, zone (urban=1; rural=0)
r7	: dummy, VII Region
r8	: dummy, VIII Region
r13	: dummy, RM Region
q96_2	: dummy, beginning at quintile 1
q96_2	: dummy, beginning at quintile 2
q96_3	: dummy, beginning at quintile 3
q96_4	: dummy, beginning at quintile 4
employed	: dummy, employed in 1996 and 2001
inact_1	: dummy, employed in 1996 and out of labor force in 2001
unemp_2	: dummy, employed in 1996 and unemployed in 2001
inact_2	: dummy, out of labor force in 1996 and 2001
inact_3	: dummy, unemployed in 1996 and out of labor force in 2001
emp_3	: dummy, out of labor force in 1996 and employed in 2001
agecat2	: dummy, age group, 25-34
agecat3	: dummy, age group, 35-44
agecat4	: dummy, age group, 45-54
agecat5	: dummy, age group, 55-64
agecat6	: dummy, age group, +65
pssdbii	: distance from bottom of quintile
pssdtii	: distance from top of quintile
edss_01	: dummy, primary education
edss_02	: dummy, secondary education
edss_04	: dummy, tertiary education
marriage	: dummy, married both years
divorce	: dummy, married in 1996, divorce in 2001
marriage_1	: dummy, single in 1996, married in 2001
divorce_1	: dummy, divorce in 1996, divorce in 2001
widow	: dummy, married in 1996, widow in 2001
widow_1	: dummy, widow in 1996, widow in 2001
maless	: dummy, head of household male in 1996 and 2001
femass	: dummy, head of household female in 1996 and 2001

maless_1 : dummy, head of household male in 1996 and female in 2001
femass_1 : dummy, head of household female in 1996 and male in 2001
chhs : difference number of people in household between 1996 and 2001
howner : dummy, owner of dwelling
sharech : share of children in household in 1996

Serie Informe Social

Últimas Publicaciones

- N° 108** **Reflexiones sobre Pobreza y Educación**
Patricia Matte
Diciembre 2007
- N° 109** **Superar la Pobreza y Mejorar la Equidad**
Rosita Camhi
Enero 2008
- N° 110** **Resultados de la PISA 2006:**
¿Debemos Celebrar?
Rodrigo Castro
Febrero 2008