



Estudios de Economía

ISSN: 0304-2758

ede@econ.uchile.cl

Universidad de Chile

Chile

Valenzuela, Juan Pablo; Duryea, Suzanne  
Examinando la prominente posición de Chile a nivel mundial en cuanto a desigualdad de ingresos:  
comparaciones regionales  
Estudios de Economía, vol. 38, núm. 1, junio, 2011, pp. 259-293  
Universidad de Chile  
Santiago, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=22120872011>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## **Examinando la prominente posición de Chile a nivel mundial en cuanto a desigualdad de ingresos: comparaciones regionales\***

*Examining the prominent position of Chile in the world in terms of income inequality: regional comparisons*

JUAN PABLO VALENZUELA\*\*

SUZANNE DURYEY\*\*\*

### **Resumen**

*En el contexto latinoamericano, Chile tiene el nivel más alto de ingreso per cápita y del índice de desarrollo humano, aunque la distribución del ingreso es bastante desigual. A diferencia de Uruguay, Chile tiene una de las distribuciones de ingreso más desiguales de la región. En el 2003, Chile tenía un coeficiente de Gini de 8,5 puntos más altos que Uruguay. Usando microsimulaciones, el análisis muestra que la mayor parte de la diferencia relativa a la distribución del ingreso proviene de los hogares más ricos, particularmente aquellos que pertenecen al 2% más alto. Dichos hogares obtienen una mayor proporción de recursos provenientes de ingresos no laborales. Al mismo tiempo, la diferencia en retornos a la educación superior explica otro 20% de las diferencias de ingreso entre Chile y Uruguay. Las condiciones sociales como los beneficios de seguridad social y la participación de la mujer en el mercado del trabajo no son significativas para explicar las diferencias entre ambos países. Finalmente, este artículo muestra que el ajuste de la información de los ingresos de la encuesta de hogares chilena a las cuentas nacionales explica un tercio de la brecha entre los coeficientes de Gini de Chile y Uruguay. Sin el ajuste a las cuentas nacionales, la brecha en la distribución de ingresos entre ambos países disminuiría en tres puntos la estimación anterior. A pesar de esta significativa reducción las razones para explicar la brecha permanecerían idénticas frente a análisis anteriores.*

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

---

\* Los autores agradecen a María Victoria Rodríguez por su excepcional asistencia investigativa. Este documento refleja las opiniones de los autores y no representa las opiniones del BID. Cualquier error es responsabilidad de los autores.

\*\* Universidad de Chile.

\*\*\* Banco Interamericano de Desarrollo.

### Abstract

*In the Latin American context, Chile has the highest level of per capita income and the human development index, though the distribution of income is quite unequal. Unlike Uruguay, Chile has one of the more unequal income distributions of the region. In 2003, Chile had Gini Coefficient of 8.5 points higher than Uruguay. Using micro/simulations, the analysis shows that most of the difference regarding income distribution comes from the wealthier households, particularly those that belong to the top 2%. Those households get the greatest proportion of resources coming from non-labor income. At the same time, the difference in returns to higher education explains another 20% of the income differences between Chile and Uruguay. Social conditions such as social security benefits and the participation of women in the labor market are not significant to explain the differences between these countries. Finally, this paper shows that national account adjustment to income information in Chilean households' survey explains a third of the Gini coefficient gap between Chile and Uruguay, without the national account adjustment, the income distribution gap among both countries would diminish in three points from earlier estimation. Even though this significative reduction the reasons to explain the gap would remain identical than previous analysis.*

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

Clasificación JEL: D3, J2, J3.

### 1. INTRODUCCIÓN

La preocupación por el alto nivel de desigualdad de ingreso per cápita en Chile ha ido ganando impulso político así como atención académica en los últimos años (Ferreira y Litchfield, 1999; Contreras, 2003; Torche, 2005; Larrañaga y Valenzuela, 2006). A pesar de que Chile ha dado avances importantes en reducir la tasa de la pobreza, la desigualdad de ingresos ha permanecido obstinadamente persistente. Este documento trata de tomar una perspectiva comparativa sobre el problema mediante el examen de la distribución de diferentes fuentes de ingreso en Chile con los países vecinos. Se hace especial hincapié en la comparación entre Chile y Uruguay con análisis de microsimulaciones empleados para identificar los principales factores que contribuyen a la diferencia en las distribuciones. Las distribuciones de la oferta laboral femenina, retornos a la escolaridad, pensiones y otros ingresos no laborales son considerados.

Aunque numerosos estudios examinan la metodología de microsimulación para los cambios intertemporales en la distribución del ingreso en Chile (Ferreira y Litchfield, 1999; Urzúa *et al.*, 2002, y Larrañaga y Valenzuela, 2006), este documento es el primer estudio en realizar una comparación entre países para examinar las causas de la alta concentración de ingresos en Chile. La metodología de microsimulaciones es aplicada para comparar la distribución del ingreso entre ambos países. Esta metodología, desarrollada por Bourguignon, Fournier

y Gurgand (2000) tiene dos ventajas (Urzúa *et al.*, 2002): i) analizar los cambios ocurridos durante toda la distribución, ii) permitir el análisis de los efectos de los diversos componentes de la distribución de ingresos.

La sección 2 proporciona una descripción de las encuestas de hogares y fuentes de ingresos analizadas en este documento. La sección 3 presenta los hechos estilizados respecto de la desigualdad en forma comparada para varios países de la región; en la sección 4 se compara la distribución del ingreso entre Chile y Uruguay y en la sección 5 se profundiza en las características de la distribución del ingreso de ambos países. El modelo de microsimulaciones y sus estimaciones se presentan en la sección 6 y el análisis de estos resultados en la sección 7. La sección 8 plantea la sensibilidad de las estimaciones a las correcciones de ingresos de la base de datos de Chile y sus implicancias para el análisis anterior. Finalmente las conclusiones se presentan en la sección 9.

## 2. DATOS

Las estimaciones presentadas en este estudio vienen de la encuesta de hogares de seis países de Latinoamérica como se muestra en el Cuadro 1. Estos países fueron seleccionados sobre la base de puntajes similares en el Índice de Desarrollo Humano (IDH) de 2004 –todos ellos en un rango de entre 0,82 y 0,86 en el IDH–, así como su proximidad física con Chile. La cercana comparación entre Chile y Uruguay está relacionada con la similitud en sus características sociodemográficas, tales como altos niveles de educación, esperanza de vida, urbanización y la avanzada fase de transición demográfica, lo cual se presenta en el Anexo I. Es importante resaltar que Uruguay experimentó una importante recesión entre 1999-2003, con la caída del PIB en 11% (Cepal, 2006), por lo cual, para las microsimulaciones que comparan Chile y Uruguay se ha preferido utilizar la encuesta de hogares del 2005 para Uruguay, mientras que para Chile se consideró la del año 2003.

CUADRO 1  
ENCUESTAS DE HOGARES UTILIZADAS

País	Años	Nombre
Argentina	1992, 2002	Encuesta Permanente de Hogares
Brasil	1992, 2003	Pesquisa Nacional de Muestra de Domicilios
Chile	1992, 2003	Encuesta de Caracterización Socioeconómica
Costa Rica	1992, 2004	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples
México	1992, 2004	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares
Uruguay	1992, 2005	Encuesta Continua de Hogares

Estas encuestas, levantadas por el Instituto Nacional de Estadísticas, han sido procesadas y homologadas por el departamento de investigación del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) para facilitar la comparación entre países. El proceso de homologación implicó un cuidadoso tratamiento de las distintas

variables de las encuestas, particularmente para las variables de ingreso. Como los instrumentos de las encuestas varían entre países, así como intertemporalmente dentro de los países, el proceso de homologación se ha destinado a crear definiciones similares. Los ingresos individuales están compuestos por cuatro componentes básicos: ingreso monetario del trabajo, ingreso monetario no laboral, ingreso del trabajo no monetario e ingresos no monetarios no asociados al trabajo. Debido a que este documento enfatiza la comparación entre los países, la construcción de variables se enfoca en la uniformidad a través de los seis países en el último período en lugar de la uniformidad dentro de los países<sup>1</sup>. De todas formas, no es posible realizar una homologación completa, ya que las encuestas documentan de manera levemente distinta las fuentes de ingreso debido a que utilizan preguntas diferentes.

Este documento considera el ingreso monetario (desde fuentes laborales y no laborales) recibido de los miembros de hogar y excluye el ingreso no monetario, así como todos los ingresos derivados de terceros al hogar. El “salario” de los empleadores (o “patrón” según la nomenclatura de algunas de las encuestas) está tratado como ingreso monetario no laboral. Esto se debe a la dificultad para distinguir entre los recursos provenientes del lucro del negocio y del ingreso pagado por el trabajo desarrollado por el empleador en la administración de su negocio.

Una diferencia importante entre las encuestas es el tratamiento de los datos de ingreso mal reportados. Los datos de ingreso para México y Chile carecen de no respuesta, o valores extremos ingresados, porque estos datos han sido previamente ajustados. Además de los ajustes a las respuestas individuales en los datos originales, los datos para Chile han sido ajustados a las cuentas nacionales. Esto genera obviamente cierto grado de aprensión respecto a la comparación entre países. Si bien los ajustes aplicados por la Cepal a los datos de la Casen para Chile no pueden ser eliminados, dada la carencia de información necesaria para ello (Feres 1996, 1997). Un análisis de la metodología descrita fue llevado a cabo de tal forma que los ajustes llevan a una ligera reducción en las medidas de desigualdad (Pizzolitto 2005)<sup>2</sup>. La limpieza de la encuesta de hogares es claramente un área donde un intercambio de las mejores prácticas entre los institutos estadísticos de la región podría ser útil.

### **3. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LA DESIGUALDAD DE INGRESOS EN CHILE COMPARADAS CON LOS OTROS PAÍSES**

Exploramos algunas estadísticas comparativas en esta sección para actualizar la ubicación de Chile respecto a la desigualdad de ingresos de Argentina, Brasil, Costa Rica, México y Uruguay. Muchas de las diferencias encontradas ya han sido examinadas en estudios recientes. Lo novedoso es que aquí se distingue

---

<sup>1</sup> Un enfoque alternativo sería la creación de una medida de los ingresos que hace hincapié en las consistencias dentro de un país a través del tiempo. Este es el enfoque adoptado en el Sociómetro ([www.iadb.org/sociometro](http://www.iadb.org/sociometro)) que tiene un fuerte enfoque intertemporal.

<sup>2</sup> En este escenario, al comparar la distribución de los ingresos entre Uruguay y Chile, se hace un esfuerzo metodológico para analizar el impacto de esta situación. Para las estimaciones ver sección VIII.

entre ingreso laboral monetario, ingreso laboral no monetario, así como las pensiones, que son un componente específico del ingreso laboral monetario (ver Anexo II para más detalle de qué se incluye en la categoría pensiones). Además restringimos las muestras de todos los países a las zonas urbanas, ya que el marco de muestreo para Uruguay no cubre las zonas rurales y las comparaciones con Uruguay son un eje central de este trabajo.

El Cuadro 2 presenta las medidas de desigualdad estándar tales como el coeficiente de Gini, el Theil-L y el Theil-2 para mencionadas fuentes de ingresos y muestreo. En términos generales se puede decir que Chile y Brasil son vistos como los más desiguales, en función de la ponderación implícita de la medida de desigualdad. Para el coeficiente de Gini basado en ingresos laborales (primeras dos columnas), estos dos países tienen medidas similares. Sin embargo, el Theil-L, también conocido como la media de la desviación logarítmica, que da mayor peso a los ingresos más bajos muestra que Brasil tiene la mayor desigualdad en el salario por hora y salario mensual. Con respecto a Theil-2 que da mayor ponderación a los ingresos más altos, Chile tiene la más desigual distribución de los ingresos laborales. En todas las medidas Uruguay figura entre los países con menor desigualdad de ingresos laborales monetarios<sup>3</sup>.

**CUADRO 2**  
**ÍNDICES DE GINI, THEIL Y THEIL-2 PARA EL INGRESO MONETARIO**  
**LABORAL Y NO LABORAL**  
 (Muestra: Hombres Urbanos de entre 15 y 65 años empleados a tiempo completo)

País	Año	Salario Horario <sup>a</sup>			Salario Mensual <sup>a</sup>			Ingreso No Laboral <sup>a, d</sup>		
		Gini	Theil-L <sup>b</sup>	Theil-2 <sup>c</sup>	Gini	Theil-L <sup>b</sup>	Theil-2 <sup>c</sup>	Gini	Theil-L <sup>b</sup>	Theil-2 <sup>c</sup>
Argentina	1992	0,39	0,25	0,49	0,38	0,24	0,45	0,54	0,49	1,28
	2002	0,44	0,34	0,52	0,43	0,32	0,50	0,52	0,48	1,79
Brasil	1992	0,53	0,51	1,46	0,52	0,47	1,38	0,49	0,89	2,62
	2003	0,52	0,46	1,14	0,50	0,43	1,02	0,63	0,90	2,21
Chile	1992	0,48	0,39	0,96	0,46	0,36	0,90	0,86	2,05	6,75
	2003	0,48	0,39	1,70	0,47	0,37	2,00	0,87	2,08	12,84
Costa Rica	1992	0,39	0,26	0,46	0,39	0,25	0,47	0,57	0,65	1,42
	2003	0,41	0,29	0,52	0,40	0,27	0,49	0,64	0,81	2,17
México	1992	0,45	0,34	0,65	0,44	0,33	0,66	0,52	0,54	1,04
	2004	0,45	0,35	0,87	0,44	0,34	0,95	0,70	1,04	7,64
Uruguay	1992	0,41	0,29	0,66	0,42	0,30	0,71	0,54	0,54	1,20
	2005	0,46	0,36	0,70	0,45	0,36	0,67	0,53	0,56	1,10

*Fuente:* Elaboración propia en base a Encuestas de Hogares.

<sup>a</sup> Los cálculos no incluyen ceros.

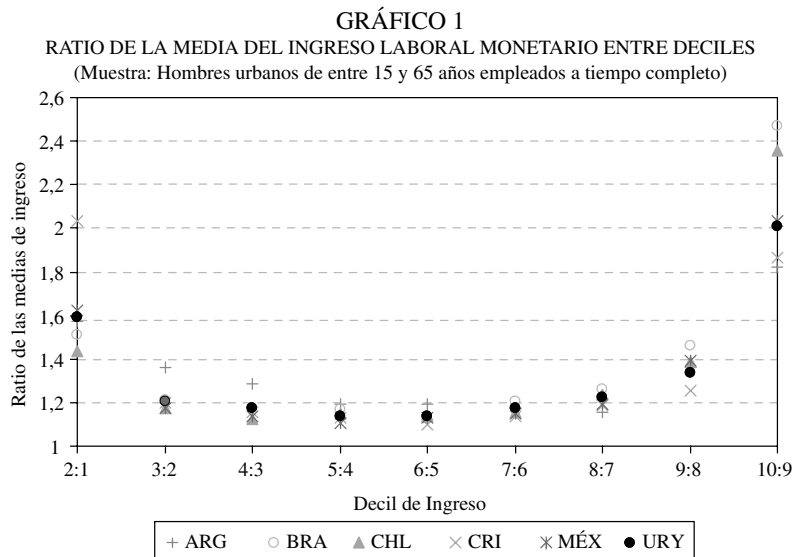
<sup>b</sup> La definición de Theil utilizada es la siguiente: "Medida de entropía generalizada con parámetro de sensibilidad igual cero".

<sup>c</sup> La definición de Theil-2 utilizada es la siguiente: "Medida de entropía generalizada con parámetro de sensibilidad igual dos". El valor dos significa que a las diferencias en el extremo superior de la distribución del ingreso se le asigna más importancia que a las diferencias en el extremo inferior.

<sup>d</sup> El ingreso de los "patrones" es considerado como ingreso no laboral.

<sup>3</sup> Estos no son necesariamente bajos con respecto a los ingresos europeos.

El Gráfico 1 examina el ingreso laboral para hombres urbanos entre 15-65 años, y muestra la proporción de ingresos promedios entre deciles adyacentes<sup>4</sup>. Chile actúa de forma similar a otros países: para los ratios de los deciles 2:1 y hasta el 9:8 todos los promedios están por debajo de 1,5. Sin embargo, aunque los ratios de todos los países aumentan en la parte superior de la distribución, este salto es mayor en Chile. El promedio del ingreso laboral monetario en el décimo decil es 2,4 veces el promedio del noveno decil. Esta diferencia es de 2,0 para Uruguay<sup>5</sup>.



Fuente: Elaboración propia en base a encuestas de hogar.

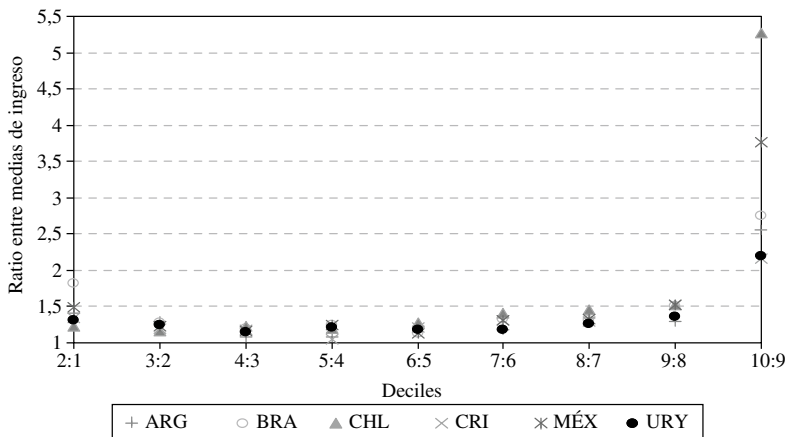
Nota: Ingreso laboral monetario no incluye el ingreso de los patrones.

El Gráfico 2 muestra el ratio del ingreso no laboral monetario a través de los deciles para individuos en áreas urbanas. Una vez más, los coeficientes son moderados. Están por debajo de 1,4 hasta la parte alta de la distribución, donde la proporción se incrementa a 5 para Chile. La desigualdad excesiva de esta fuente de ingresos puede también ser vista en las medidas de desigualdad mostradas en el Cuadro 2. Para todos los indicadores, Gini, Theil-L y Theil-2, Chile tiene la desigualdad más alta entre los seis países, mientras que Uruguay se encuentra entre los países con menor desigualdad en los resultados de estas mediciones. El Gráfico 3 combina los efectos de ingresos laborales y no laborales y también los efectos del tamaño de los hogares y muestra el ratio del ingreso monetario per cápita a través de los deciles. Este ratio es extremo en los deciles superiores de Chile (3,1) y bajo en los mismos deciles de Uruguay (2,2).

<sup>4</sup> Los ranking son similares si la mediana de los ingresos a través de los deciles son utilizados más que la media.

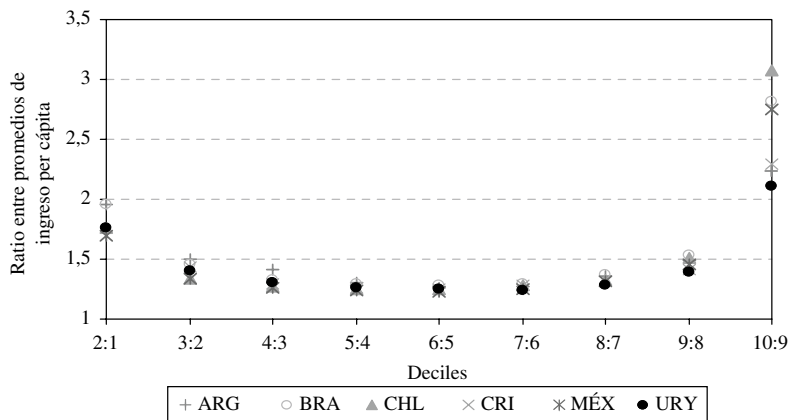
<sup>5</sup> Chile excede la desigualdad en la parte superior de la distribución de los ingresos. Es también evidente si el Gráfico 1 es estimado por la mediana en lugar de la media.

**GRÁFICO 2**  
 RATIO DE LA MEDIA DEL INGRESO NO LABORAL MONETARIO ENTRE DECILES  
 (Muestra: Urbana)



Fuente: Elaboración propia en base a encuestas de hogar.

**GRÁFICO 3**  
 RATIO DEL PROMEDIO DE INGRESO TOTAL PER CÁPITA ENTRE DECILES  
 (Muestra: Urbana)



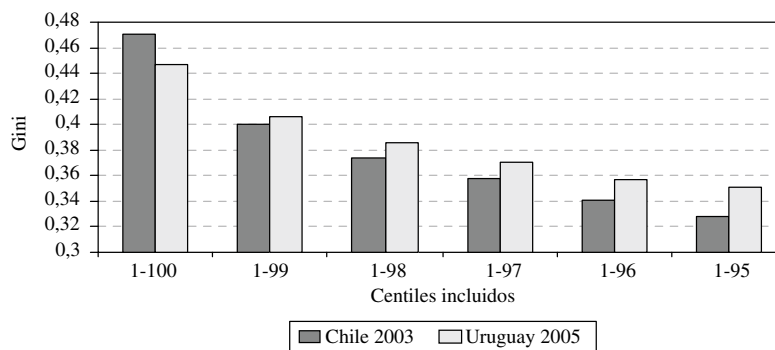
Fuente: Elaboración propia en base a encuestas de hogar.

Dada la dispersión observada en la parte superior de la distribución para Chile, un ejercicio interesante es explorar las propiedades de la distribución si los percentiles superiores son excluidos de los cálculos (IPES, 1998). El Gráfico 4 presenta los resultados comparando Chile y Uruguay. Cuando el 1% superior de la distribución es eliminado, el Gini para ingreso monetario entre los dos



países se equipara y para el momento que se eliminó el 5% superior, Uruguay alcanza a ser más desigual que Chile. Sin embargo, cuando hacemos la misma comparación para el ingreso no laboral monetario, el Gini para ambos países disminuye, ya que la parte superior de la distribución es descartada, pero persiste una gran disparidad entre los dos países, inclusive cuando el 5% superior de la distribución es eliminado. La desigualdad del ingreso no laboral se encuentra en 0,6 en Chile y 0,4 en Uruguay.

GRÁFICO 4  
COEFICIENTES DE GINI PARA EL INGRESO LABORAL MONETARIO  
(Muestra: Hombres urbanos de entre 15 y 65 años empleados a tiempo completo)



Fuente: Elaboración propia en base a encuestas de hogar.

Nota: Los ceros no están incluidos en los cálculos.

Hemos observado hasta el momento una alta desigualdad entre las dos fuentes de ingreso monetario a nivel individual: ingresos laborales e ingresos no laborales. A continuación examinaremos directamente la distribución del ingreso per cápita del hogar. El Cuadro 3 presenta algunas medidas de desigualdad estándar para este tipo de ingreso. En términos del coeficiente de Gini, en donde todas las partes de la distribución se ponderan igual, Chile y Brasil tienen un alto nivel de desigualdad de 0,56 y 0,58, respectivamente. En Uruguay, la desigualdad del ingreso per cápita es mucho más moderada con un Gini de 0,47. Si utilizamos un indicador que pone mayor peso a la parte superior de la distribución como es el Theil-1, Brasil se ubica en el primer lugar. Sin embargo, con el Theil-2 que tiene ponderaciones más pronunciadas en la parte superior de la distribución, tanto Chile como México sobresalen. Incluso quitando los centiles más altos de la distribución, Chile no alcanza a reducir su coeficiente de Gini a los valores de Uruguay (Gráfico 5).

El análisis de la distribución del ingreso es complejo, no sólo porque las diferentes fuentes de ingreso tienen diferentes propiedades sino porque la composición del hogar juega un rol crítico. La composición del hogar a través de patrones de emparejamiento selectivo (*assortative mating*), patrones de fertilidad y las condiciones de vida de los adultos, tiene implicancias importantes para la distribución del ingreso per cápita. El Cuadro 4 examina los patrones de

**CUADRO 3**  
**DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES**  
 (Muestra: Urbana)

País	Año	Ingreso per cápita de los hogares <sup>a</sup>		
		Gini	Theil-L <sup>b</sup>	Theil2 <sup>c</sup>
Argentina	1992	0,502	0,366	0,600
	2002	0,571	0,542	0,916
Brasil	1992	0,561	0,553	1,560
	2003	0,575	0,597	1,355
Chile	1992	0,524	0,496	1,255
	2003	0,563	0,575	2,801
Costa Rica	1992	0,503	0,382	0,650
	2003	0,518	0,443	0,832
México	1992	0,520	0,465	1,713
	2004	0,499	0,425	3,811
Uruguay	1992	0,431	0,328	0,547
	2003	0,471	0,397	0,676

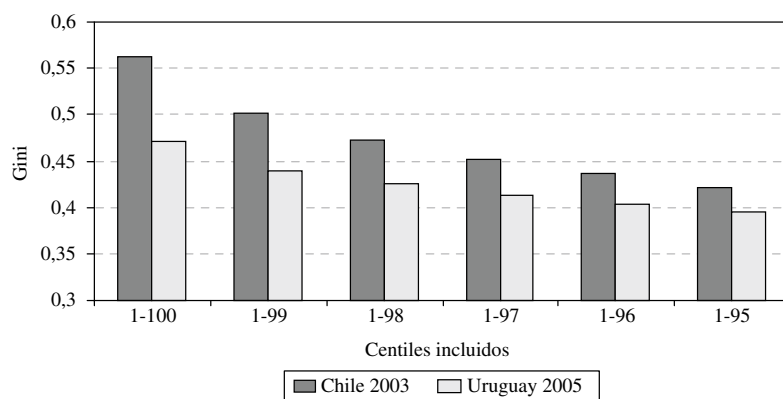
*Fuente:* Elaboración propia en base a encuestas de hogares.

<sup>a</sup> Los cálculos incluyen ceros.

<sup>b</sup> La definición de Theil utilizada es la siguiente: "Medida de entropía generalizada con parámetro de sensibilidad igual cero".

<sup>c</sup> La definición de Theil2 utilizada es la siguiente: "Medida de entropía generalizada con parámetro de sensibilidad igual dos". El valor dos significa que a las diferencias en el extremo superior de la distribución del ingreso se les asigna más importancia que a las diferencias en el extremo inferior.

**GRÁFICO 5**  
**COEFICIENTES DE GINI PARA EL INGRESO MONETARIO**  
**PER CÁPITA DE LOS HOGARES**  
 (Muestra: Urbana)



emparejamiento selectivo entre parejas en áreas urbanas. Mientras Costa Rica, Argentina y Brasil tienen coeficientes de baja correlación entre los seis países, Chile tiene el más alto. Chile tiene también una alta distribución de parejas con el mismo nivel de educación<sup>6, 7</sup>. Respecto a un reciente documento de investigación de la movilidad intergeneracional en Europa, las personas en Chile son mucho más similares a las personas del Reino Unido y Alemania. La correlación entre la educación de las personas en el Reino Unido es de 0,41 y en Alemania es de 0,52. Nuestras estimaciones para la correlación en Chile son de 0,71. Mientras el 50% de las parejas comparte el mismo nivel de educación en Chile, sólo el 30% de las parejas británicas comparte una condición de escolaridad similar (Ermisch, Francesconi y Siedler, 2006).

CUADRO 4  
EMPAREJAMIENTO SELECTIVO ENTRE PAREJAS URBANAS

País	Año	Coefficiente de correlación	Porcentaje de parejas con la misma educación
Argentina	1992	na	0,466
	2002	0,655	0,470
Brasil	1992	0,705	0,438
	2003	0,653	0,435
Chile	1992	0,717	0,533
	2003	0,714	0,501
Costa Rica	1992	0,662	0,436
	2003	0,649	0,429
México	1992	0,684	0,420
	2004	0,704	0,484
Uruguay	1992	0,608	0,436
	2003	0,671	0,469

Fuente: Elaboración propia en base a encuestas de hogares.

Es bien conocido que la educación desempeña un rol importante en la determinación de la desigualdad de ingresos. Como han encontrado muchos autores, los retornos a la educación en Chile son altos, especialmente para los individuos que completan la educación superior. El Cuadro 5 muestra los retornos anuales por completar un año adicional de escolaridad en cada nivel educativo<sup>8</sup>. A pesar

<sup>6</sup> La cohabitación informal es incluida en la definición de parejas.

<sup>7</sup> Siete diferentes niveles se definieron: Sin escolaridad, primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, terciaria incompleta, terciaria completa o más.

<sup>8</sup> Los retornos fueron calculados de una regresión del logaritmo del salario por hora del trabajo principal, su experiencia potencial y su cuadrado y niveles de escolaridad. La muestra contiene la edad de los hombres entre 15-65 años, quienes trabajan tiempo completo en la semana de referencia (al menos las 30 horas). Los retornos fueron "anualizados" dividiendo por el número de años necesarios para completar los niveles de educación. La

de que el efecto de un alto retorno a la escolaridad sobre la desigualdad ha sido bien examinado (Contreras, 2003), se reafirma aquí por su relevancia para un futuro contrafactual.

**CUADRO 5**  
RETORNOS A LA EDUCACIÓN ESTIMADOS MEDIANTE EL MÉTODO DE SPLINE  
(Muestra: Hombres urbanos de entre 15 y 65 años empleados a tiempo completo)

País	Año	Primaria	Secundaria	Terciaria
ARG	1992	na	na	na
ARG	2002	0,096	0,099	0,217
BRA	1992	0,151	0,140	0,198
BRA	2003	0,115	0,124	0,226
CHL	1992	0,054	0,107	0,206
CHL	2003	0,055	0,091	0,235
CRI	1992	0,057	0,108	0,114
CRI	2003	0,056	0,085	0,128
MEX	1992	0,068	0,119	0,161
MEX	2004	0,048	0,088	0,150
URY	1992	0,074	0,092	0,206
URY	2005	0,032	0,133	0,194

*Fuente:* Elaboración propia en base a encuestas de hogares.

La participación de la fuerza laboral femenina ha tenido implicancias a través de los ingresos individuales, así como a través de los patrones de emparejamiento selectivo. El Gráfico 6 demuestra que el empleo femenino es más bajo en Chile que en otros países. Mientras que las mujeres en Uruguay demuestran una alta tasa de empleo (o participación), sus homólogas chilenas tienen la más baja tasa de empleo en todos los niveles de educación, excepto en la categoría de “sin estudios”. Cancian y Reed (2001) encuentran que cambios en el empleo y salarios de las esposas disminuyen la desigualdad de ingresos en los EE.UU. desde 1969 a 1999. El efecto de las bajas tasas de participación entre mujeres chilenas es examinado en las microsimulaciones en la sección IV.

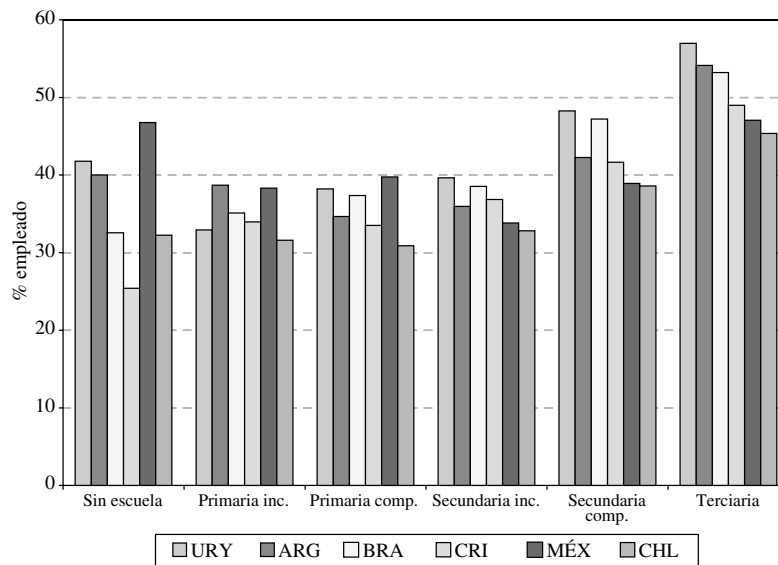
Chile y Uruguay tienen un sistema de pensiones bien desarrollado, al mismo tiempo que en la actualidad el sistema chileno se encuentra considerando la implementación de una importante reforma en el sector. Como se ha visto, el ingreso monetario no laboral está altamente concentrado en Chile y en este estudio examinamos la contribución específica de las pensiones a la distribución

---

interpretación adecuada para los retornos de la escolaridad calculados a partir de este tipo de especificación es el incremento porcentual en el salario de completar un año adicional de escolaridad asumiendo que los niveles son completados.

de ingresos. El Cuadro 6 muestra que la recepción de los ingresos no laborales es más generalizada en Uruguay, aunque bastante más común en los deciles superiores en Chile. Con respecto al ingreso de pensiones, la cobertura es más amplia en el Uruguay, donde un 40% de los hogares reciben ingresos por pensiones, mientras que en Chile lo hacen sólo un 25%.

GRÁFICO 6  
MUJERES EMPLEADAS POR PAÍS Y EDUCACIÓN  
(Muestra: Mujeres urbanas de entre 15 y 64 años)



Fuente: Elaboración propia en base a encuestas de hogares.

La importancia de las pensiones en el ingreso familiar total también varía a través de los dos países. En Chile las pensiones desempeñan un rol importante en el ingreso de los individuos de los deciles más bajos, en particular en los del decil 1, especialmente a través de pensiones asistenciales y mínimas. En Uruguay las pensiones comprenden una mayor proporción del ingreso total que en Chile para los deciles 3-10. Asimismo, el valor de las pensiones promedio en términos reales es más alto en Uruguay que en Chile. La función específica de las pensiones en la explicación de las diferencias en la desigualdad de ingresos per cápita también será examinada con las microsimulaciones.

**CUADRO 6**  
INGRESO NO LABORAL A TRAVÉS DE DECILES

País	Decil	Porcentaje de hogares con ingreso no laboral monetario per cápita positivo	Porcentaje del ingreso no laboral monetario per cápita sobre el ingreso total per cápita del hogar	Porcentaje de hogares que reciben pensiones	Porcentaje de las pensiones per cápita sobre el ingreso total per cápita del hogar
Chile	Total	56,030	0,157	25,310	0,108
	1	39,370	0,150	24,110	0,376
	2	55,420	0,116	19,090	0,141
	3	56,150	0,109	18,020	0,106
	4	59,830	0,109	18,930	0,089
	5	61,640	0,109	17,390	0,069
	6	66,330	0,117	16,220	0,057
	7	68,470	0,135	17,050	0,053
	8	76,620	0,162	16,880	0,045
	9	87,060	0,195	16,540	0,038
Uruguay	10	97,660	0,340	13,740	0,021
	Total	71,160	0,573	39,750	0,185
	1	74,290	0,548	7,140	0,040
	2	66,520	0,491	16,610	0,089
	3	64,610	0,502	25,040	0,124
	4	67,500	0,521	33,420	0,167
	5	68,140	0,550	38,270	0,186
	6	72,090	0,583	47,240	0,228
	7	73,360	0,606	49,340	0,249
	8	72,900	0,629	49,680	0,256
9	73,220	0,612	46,770	0,237	
10	73,540	0,646	45,860	0,238	

Fuente: Elaboración propia en base a encuestas de hogares.

#### 4. COMPARACIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO ENTRE CHILE Y URUGUAY

A pesar de que la economía de Uruguay experimentó una importante recesión entre 1999-2003, con un máximo en el 2002, cuando el PIB del país cayó 11,0% (Cepal, 2006), este país ha presentado una situación menos desigual en la distribución de sus ingresos que la mayoría de los países de la región. Por ejemplo, para zonas urbanas, en el año 2002 Uruguay presentaba un coeficiente de Gini de 45,5, lo cual implicaba ocupar el primer lugar entre 18 países del continente (Cepal, 2006)<sup>9</sup>. En este mismo ranking de países Chile se encontraba en

<sup>9</sup> Sin embargo, desde mediados de la década de los 90 Uruguay ha presentado un gradual incremento en todos los indicadores de desigualdad en la distribución de los ingresos de los hogares (Bucheli y Furtado, 2004).

la posición 13 –con un Gini de 54,7 en zonas urbanas en el año 2003–, superado por República Dominicana, Nicaragua, Bolivia, Colombia y Brasil.

La comparación de la distribución del ingreso de Chile respecto a Uruguay no sólo es interesante por las diferencias que en este ámbito presentan ambas economías, sino también, como indicamos anteriormente, por la similitud en algunas características sociodemográficas, como el alto porcentaje de población urbana, su avanzada transición demográfica, altas expectativas de vida, así como una elevada cobertura educacional y un sistema relativamente masivo de seguridad social. Por otra parte, las causas que explican esta diferencia distributiva entre ambos países pueden estar asociadas a la distribución de las dotaciones de factores productivos y demográficos, también a diferentes retornos a estos componentes<sup>10</sup> o a la diferencia en las decisiones laborales de los individuos. El objetivo de este trabajo es indagar en las explicaciones detrás de este diferencial en el Índice de Gini entre ambas economías.

Metodológicamente, para comparar la distribución del ingreso entre ambos países se utilizan microsimulaciones basadas en la descomposición de los cambios en la distribución de diversos componentes asociados a los ingresos monetarios, la cual fue inicialmente desarrollada por Bourguignon, Fournier y Gurgand (2000) y aplicada en la comparación entre diferentes países por Bourguignon, Ferreira y Leite (2002). La metodología de microsimulación permite analizar los efectos de componentes específicos sobre la distribución de los ingresos.

Aunque existen diversas investigaciones que aplican la metodología de microsimulaciones a la evolución en la distribución del ingreso entre los hogares chilenos (Ferreira y Litchfield, 1999; Urzúa *et al.*, 2002; Larrañaga y Valenzuela, 2006), este trabajo es el primero que realiza comparaciones entre diferentes economías para determinar las causas de la alta concentración del ingreso en Chile.

Para las comparaciones de la distribución del ingreso entre las economías de Chile y Uruguay se utilizan las encuestas de hogares de ambos países. En el caso de Uruguay se utilizará la base del 2005 y en el caso de Chile la base del año 2003. La decisión de utilizar la base del 2005 para Uruguay se justifica debido a que esta base de datos refleja de mejor forma la economía de largo plazo del país, puesto que en el período anterior Uruguay había experimentado una fuerte recesión, con una caída de su economía de 11% durante el 2002 –lo cual llevó a duplicar la incidencia de la pobreza en las zonas urbanas del país entre 2000-2005, a pesar de las altas tasas de crecimiento del 2004 y 2005–, lo que podría genera mayores inconsistencias en la comparación de ambas economías.

---

<sup>10</sup> Lo cual podría explicarse por diferenciales en la oferta relativa de estos factores, calidad de los mismos, factores institucionales, entre otros.

**CUADRO 7**  
ALGUNAS CARACTERÍSTICAS SOCIOECONÓMICAS RECIENTES  
DE CHILE Y URUGUAY

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<i>Variación del PIB</i>							
Chile	4,5		2,2	3,9	6,2	6,3	4,4
Uruguay	-1,4		-11,0	2,2	11,8	6,6	7,5
<i>Tasa de Desempleo<sup>a</sup></i>							
Chile	9,7	9,9	9,8	9,5	10,0	9,2	7,9
Uruguay	13,6	15,3	17,0	16,9	13,1	12,2	11,6
<i>Tasa de Pobreza<sup>b</sup></i>							
Chile	19,7			18,5			14,0
Uruguay <sup>c</sup>	9,4					18,8	

<sup>a</sup> Se refiere sólo a zonas urbanas para Uruguay.

<sup>b</sup> Se refiere sólo a zonas urbanas en ambos países.

<sup>c</sup> Corresponde al año 1999.

Fuentes: Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe, 2006 (Cepal, 2007) y Serie de Análisis de la Encuesta Casen 2006 (Mideplan, 2007).

## 5. CARACTERÍSTICAS GENERALES DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN AMBOS PAÍSES

Los análisis de Chile y Uruguay están basados en las encuestas de hogares del año 2003 y 2005, respectivamente. Con el objetivo de hacer comparables ambas encuestas y dado que, para el caso de Uruguay, ésta sólo considera la población urbana de la ciudad de Montevideo, se ha excluido la población que habita en zonas rurales para el caso chileno<sup>11</sup>.

**CUADRO 8**  
INDICADORES DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO PER CÁPITA POR HOGAR

	Chile	Uruguay
Gini	55,67	47,12
Theil (Entropía)	68,64	40,50
90/10	10,20	9,72
90/50	3,61	3,07
10/50	0,35	0,32
75/25	3,21	3,26
<i>Efectos al excluir al 2% de mayores ingresos</i>		
Gini	45,01	41,35
Theil (Entropía)	34,50	27,84
90/10	8,81	8,74
90/50	3,17	2,78
10/50	0,36	0,32
75/25	3,07	3,11

Fuente: Análisis propios basados en MECOVI, BID. Encuestas de Hogares Uruguay y Chile, 2005 y 2003, respectivamente.

<sup>11</sup> Es importante destacar que los ingresos provenientes de la encuesta Casen han sido corregidos por subdeclaración, de tal forma que estos son consistentes con los antecedentes de las cuentas nacionales, situación que no se presenta para el caso de Uruguay; sin embargo, más adelante se realiza un ejercicio excluyendo parte de estas correcciones para el caso chileno.



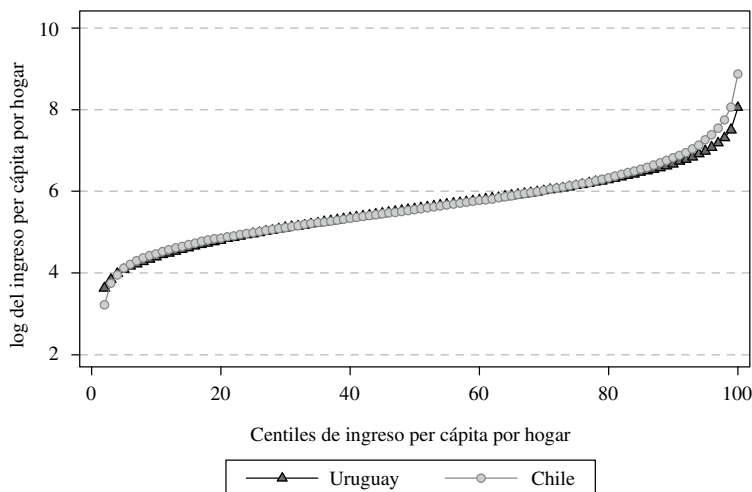
### 5.1. Distribución del ingreso

Los coeficientes de desigualdad en la distribución del ingreso para ambos países indican una mayor desigualdad para el caso de Chile (con un coeficiente de Gini de 55,67 para Chile respecto a uno de 47,12 para Uruguay), diferencia que es aún más sustantiva utilizando el Índice de Theil, más sensible a la concentración del ingreso en la parte superior de la distribución (Cuadro 8). Sin embargo, al comparar la relación de diversos centiles se aprecia una situación donde Chile presenta condiciones algo menos desiguales en la distribución de los centiles inferiores.

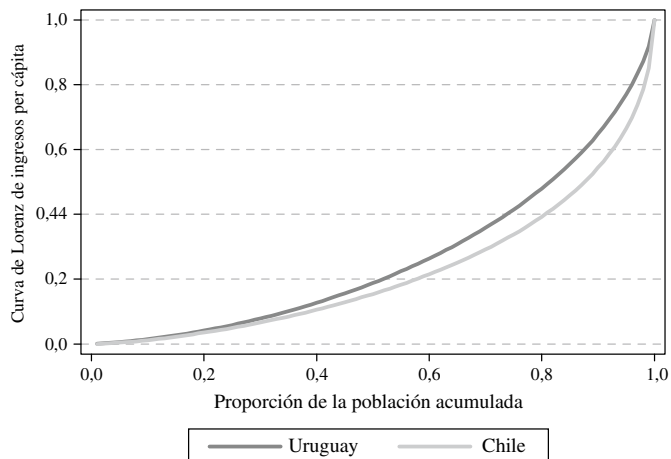
Estos resultados son consistentes con los Gráficos 7 y 8, donde se aprecia que los ingresos promedio per cápita por hogar entre Chile y Uruguay son muy similares entre los centiles 5-80 –a pesar de que el ingreso promedio per cápita en los hogares chilenos es 21% superior que el de los hogares uruguayos–, con ingresos promedio más bajos para Chile entre los hogares de los centiles inferiores, pero también con una mayor concentración del ingreso en los últimos centiles de la distribución –lo cual se refleja en el Gráfico 7 sobre diferencias de los logaritmos de ingreso per cápita del hogar entre ambas economías–, lo que es compatible con las curvas de Lorenz para ambas economías, donde la mejor distribución del ingreso en Uruguay presenta una dominancia estocástica de segundo orden sobre la distribución de Chile.

GRÁFICO 7  
DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO CHILE Y URUGUAY – LN INGRESO DEL TRABAJO

Ln ingreso per cápita por hogar Chile (2003) y Uruguay (2005) urbano  
(Centiles de ingreso)

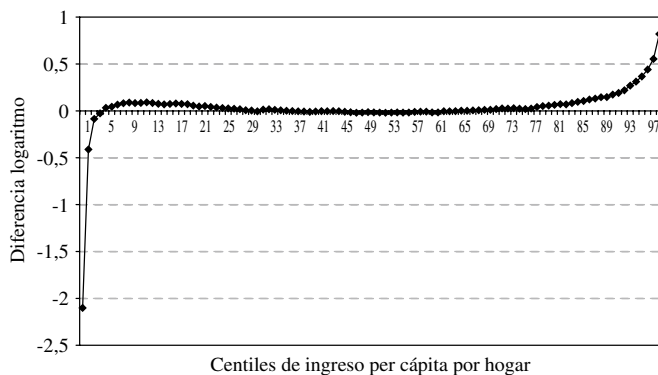


**GRÁFICO 8**  
DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO CHILE Y URUGUAY – CURVA DE LORENZ



La importancia de la concentración del ingreso en los últimos centiles de la distribución de los hogares es graficada al excluir de la distribución al 2% de las personas de mayores ingresos en ambos países<sup>12</sup>. El Cuadro 8 indica que los diferentes índices de desigualdad se reducen considerablemente en Chile y tienden a homogeneizarse entre ambos países.

**GRÁFICO 9**  
DIFERENCIA EFECTIVA EN INGRESO PER CÁPITA POR HOGAR CHILE (2003)  
ZONAS URBANAS



<sup>12</sup> Un 46,4% del total de ingresos monetarios del centil 99 provienen de ingresos no laborales o asociados a la condición de empleadores, mientras que para el centil 100 estos son un 71,8%.

## 6. METODOLOGÍA Y ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS

### 6.1. Metodología de microsimulaciones

Desde una perspectiva microeconómica la distribución del ingreso corresponde a cambios en las decisiones de participación laboral, en las características demográficas o en el retorno (precio) que el mercado asigna a estos factores<sup>13</sup>. Si  $Y_{ip}$  es el ingreso monetario del trabajo para un individuo  $i$  en un período  $t$  y en un país  $p$ , el cual puede ser descrito por una función  $F$  del vector de variables observables  $X_{ip}$ , las cuales afectan el salario y la participación en el mercado del trabajo, el vector  $\varepsilon_{ip}$  de características no observadas, el vector  $\beta_p$  de precios que afectan los salarios y  $\lambda_p$  de parámetros que afectan la participación.

$$(1) \quad Y_{ip} = F(X_{ip}, \varepsilon_{ip}, \beta_p, \lambda_p) \quad i=1, \dots, N$$

La distribución del ingreso individual del ingreso del trabajo puede ser representada por:

$$(2) \quad D_p = \{Y_{1p}, \dots, Y_{Np}\}$$

De tal forma que es posible simular los ingresos del trabajo modificando uno o más argumentos de la ecuación (1), por ejemplo podemos pensar cómo cambiaría la distribución del ingreso de Chile si se utilizara el vector de precios para los salarios de Uruguay:

$$(3) \quad Y_{iCH}(\beta_{UR}) = F(X_{iCH}, \varepsilon_{iCH}, \beta_{UR}, \lambda_{CH}) \quad i=1, \dots, N$$

De esta forma, el cambio en la distribución del ingreso de Chile debido a cambios en cualquiera de los  $k$  componentes de la distribución de Uruguay, podrá ser expresado en términos de Índices de desigualdad (I) como:

$$(4) \quad I[D_{CH}] - I[D_{CH}(k_{UR})]$$

De igual forma podemos estimar los ingresos monetarios per cápita provenientes de los hogares  $h$  de un país  $p$ , donde  $n$  corresponde al número de personas  $i$  en el hogar  $h$ . 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 indicadora 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, representados por el supraíndice  $s$ . El tercer

<sup>13</sup> A continuación se utiliza la descripción planteada por Gasparini *et al.* (2004).

tipo de ingreso  $y_o$  representa otro tipo de ingresos monetarios, que se suponen exógenos en el ejercicio

$$(5) \quad \frac{1}{n_{hp}} \left[ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J I_{hip}^j y_{hip}^j(k_p) + \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S I_{hip}^s y_{hip}^s(k_p) + y_{ohp} \right]$$

Las modificaciones a alguno de los componentes de la distribución de los ingresos de los hogares podrán ser estimadas en forma similar a (4).

## 6.2. Estrategia de estimación de parámetros y resultados

La estrategia de microsimulación contempla tres etapas, la primera corresponde a la estimación de los parámetros relevantes asociados a las ecuaciones de ingresos (Cuadro 9) y participación laboral (Cuadro 10); la segunda, implica modificar la distribución de las variables observables exógenas ( $X, Z$ ) que tienen efectos directos e indirectos, vía participación laboral, en los índices de distribución del ingreso. La tercera corresponde a la estimación de la distribución de los ingresos no-laborales de los hogares.

## 6.3. Estimación de $\beta$ y $\lambda$

La asignación del individuo  $i$  a una actividad laboral  $j$ , la cual está modelada a través de una estimación multilogit:

$$(6) \quad \Pr\{j = s\} = P^s(Z_{hi}, \lambda) = \frac{e^{Z_{hi}\lambda_s}}{e^{Z_{hi}\lambda_s} + \sum_{j \neq s} e^{Z_{hi}\lambda_j}},$$

donde  $P^s()$  es la probabilidad que la persona  $i$  en el hogar  $h$  esté en la actividad ocupacional  $s = \{\text{inactivo, trabajo dependiente o trabajo por cuenta propia}\}$ . Similares estimaciones son realizadas separadamente para mujeres y hombres de entre 15-65 años de edad. Las variables observadas  $Z = \{\text{constante, experiencia, experiencia cuadrado, dummies para la educación de la persona y para el promedio de educación de los mayores de 14 años del hogar, dummies para regiones en Chile, dummy para el jefe del hogar, si es pareja del jefe del hogar, si está casado o convive, si estudia, promedio de edad de los adultos y el promedio de niños menores de 15 años}\}$ .

Para determinar si el individuo es asignado a una determinada posición laboral se asume que éste seleccionará la actividad que le genere mayor utilidad entre las  $s$  alternativas disponibles, es decir, el individuo resuelve sobre una función de utilidad,  $U_{hi}^j = Z_{hi}\lambda_j + \varepsilon_{hi}^j$ , donde el término de error puede ser definido

para cada alternativa  $s$  asumiendo que sigue una distribución determinada<sup>14</sup>, y seleccionando los valores que sean consistentes con las preferencias laborales observadas. El vector  $\lambda$  corresponde a los coeficientes de la estimación de participación laboral. Los resultados de estas estimaciones, diferenciadas por país y sexo, se encuentran en el Cuadro 9.

Respecto a las estimaciones de los ingresos monetarios del trabajo, se calculan ecuaciones a nivel individual para el logaritmo de todos los ingresos monetarios de todos los trabajos realizados por cada individuo, separadamente para mujeres y hombres.

$$(7) \quad \log y_{hi}^j = \alpha_j + X_{hi} \beta_j + \varepsilon_i = \log y_{hi}^j = \alpha_j + X_{hi} \beta_j + \varepsilon_i$$

donde  $X = \{\text{dummies para educación, experiencia y su cuadrado, empleo de jornada parcial, regiones en Chile}\}$ ; para simplificar los análisis se incluye una *dummy* para los trabajadores por cuenta propia, asumiendo que su única diferencia con los trabajadores dependientes será un cambio en el intercepto de la estimación.

Estas estimaciones permitirán obtener valores para los residuos de las ecuaciones de hombres y mujeres con ingresos positivos observados y estimaciones de sus desviaciones estándar. Sin embargo, ante cambios en diferentes factores exógenos los individuos podrían modificar su estatus ocupacional, por ejemplo pasando de inactivo a un trabajo asalariado. Ello implica contar con valores de los residuos para las ecuaciones de ingresos laborales (7) para los casos donde no se observan ingresos, lo cual es resuelto a través de la selección de términos aleatorios para estos residuos de una distribución normal y que cumplan con las decisiones laborales observadas.

Los Cuadros 9 y 10 presentan los coeficientes de las ecuaciones de ingreso y participación para ambas economías. Los resultados indican que los retornos a la educación son convexos en ambas economías, pero aún más en la chilena, debido a que los retornos a la educación secundaria incompleta y completa son mayores en Uruguay que en Chile. Por otra parte, los retornos a la experiencia son más altos en Uruguay, en particular para las mujeres, mientras que en Chile los ingresos de los trabajadores por cuenta propia son mayores que los obtenidos por asalariados. Esta situación se revierte en el caso de Uruguay, lo cual podría estar asociado a la precaria condición de su economía durante el período analizado; esta misma causa podría estar explicando que los ingresos laborales de los trabajadores uruguayos presenten una mayor heterogeneidad en los retornos asociados a factores no observables, ello reflejado en los mayores valores de la desviación estándar de los residuos de las ecuaciones de Mincer ( $\sigma_m$  y  $\sigma_h$ ).

<sup>14</sup> Una alternativa es que siga una distribución  $-\log[-\log(x)]$ , donde  $x$  es un término aleatorio con una distribución uniforme entre  $[0,1]$  (Bourguignon y Ferreira, 2004).

CUADRO 9  
ESTIMACIÓN DE ECUACIÓN DE INGRESOS MONETARIOS DEL TRABAJO CHILE URBANO 2003 Y URUGUAY URBANO 2005

	Chile		Uruguay	
	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre
Primaria (1-6 años)	0,27*** (0,085)	0,26*** (0,053)	0,53*** (0,150)	0,46*** (0,169)
Primaria Completa (7-8 años)	0,42*** (0,088)	0,46*** (0,055)	0,65*** (0,153)	0,69*** (0,170)
Secundaria Incomp. (9-10 años)	0,54*** (0,089)	0,58*** (0,055)	0,98*** (0,151)	0,93*** (0,170)
Secundaria Completa (11-12 años)	0,85*** (0,088)	0,82*** (0,055)	10,38*** (0,151)	10,25*** (0,170)
Superior Incompleta (13-16 años)	10,29*** (0,089)	10,28*** (0,057)	10,85*** (0,151)	10,65*** (0,171)
Superior Completa (17 o más)	20,01*** (0,090)	20,06*** (0,059)	20,45*** (0,153)	20,27*** (0,172)
Exp	0,019*** (0,0019)	0,040*** (0,0015)	0,056*** (0,0026)	0,076*** (0,0022)
Exp <sup>2</sup>	-0,0002*** (0,00004)	-0,0005*** (0,00003)	-0,0007*** (0,00005)	-0,001*** (0,00004)
Empleo Parcial	-10,47*** (0,054)	-10,31*** (0,076)	-0,28*** (0,024)	-0,34*** (0,042)
Cuenta Propia	0,23*** (0,024)	0,41*** (0,014)	-0,56*** (0,028)	-0,47*** (0,19)
Constante	40,93*** (0,088)	50,01*** (0,056)	30,89*** (0,151)	40,16*** (0,170)
Desviación Estándar de Residuos	0,663	0,614	0,792	0,739
R <sup>2</sup>	0,406	0,417	0,387	0,380

\*\*\*, \*\*, \* representa que el coeficiente es estadísticamente significativo a < 0,01, < 0,05 y < 0,1, respectivamente. Muestra considera a asalariados y trabajadores por cuenta propia de entre 15-65 años de edad y con ingresos monetarios del trabajo positivos.

CUADRO 10  
ESTIMACIÓN MULTILOGIT SOBRE DECISIONES DE PARTICIPACIÓN LABORAL ZONAS URBANAS DE CHILE 2003 Y URUGUAY 2005

	Chile				Uruguay			
	Mujer		Hombre		Mujer		Hombre	
	Depend.	Cuenta Propia	Depend.	Cuenta Propia	Depend.	Cuenta Propia	Depend.	Cuenta Propia
<i>Nivel Educativo</i>								
Primaria (1-6 años)	0,10***	0,24***	0,84***	0,57***	1,06***	0,48***	1,81***	0,78***
Primaria Completa (7-8 años)	-0,03*	0,23***	0,70***	0,50***	1,18***	0,52***	1,89***	0,75***
Secundaria Incomp. (9-10 años)	-0,05***	0,43***	0,70***	0,47***	1,31***	0,64***	2,03***	0,95***
Secundaria Completa (11-12 años)	0,48***	0,60***	1,24***	0,76***	1,81***	1,10***	2,45***	1,18***
Superior Incompleta (13-16 años)	1,37***	1,18***	1,92***	1,18***	2,64***	1,43***	2,95***	1,58***
Superior Completa (17 o más)	2,27***	1,65***	2,18***	1,06***	2,97***	2,90***	2,94***	1,98***
Exp	0,11***	0,13***	0,12***	0,17***	0,13***	0,12***	0,13***	0,16***
Exp <sup>2</sup>	-0,002***	-0,002***	-0,003***	-0,003***	-0,003***	-0,002***	-0,003***	-0,003***
¿Es pareja del jefe del hogar?	-0,17***	0,12***	-0,003***	-0,003***	-0,13***	0,24***	-0,003***	-0,003***
Convive	-0,62***	0,12***	0,82***	0,69***	-0,28***	0,00	0,70***	0,61***
Estudia	-1,87***	-1,14***	-2,25***	-1,94***	-1,15***	-1,23***	-1,41***	-1,59***
<i>Educación Promedio de Adultos</i>								
1-6	0,11***	0,32***	0,01	0,04***	-0,07***	-0,03*	-0,00	0,10***
7-8	0,05***	0,03***	0,03***	-0,02***	0,06***	-0,01	0,02*	-0,05***
9-10	0,17***	0,07***	-0,04***	-0,02***	0,09***	0,03*	0,06***	-0,15***
11-12	0,06***	0,02***	-0,02***	-0,01***	-0,13***	-0,22***	-0,15***	-0,16***
13-16	-0,23***	-0,27***	-0,42***	-0,29***	-0,07***	-0,22***	-0,26***	-0,19***
17 o más	0,00	-0,10***	-0,06***	0,00	0,06***	-0,36***	-0,11***	-0,01
Promedio edad de adultos	-0,007***	0,002***	-0,024***	-0,02***	-0,01***	-0,005***	-0,02***	-0,02***
Número de menores de 15 años	-0,21***	-0,03***	-0,05***	-0,01***	-0,12***	-0,12***	-0,08***	-0,03***
Jefe del Hogar	0,62***	0,95***	0,54***	0,47***	0,58***	0,99***	0,74***	0,56***
Constante	-0,89***	-4,09***	-0,40***	-2,36***	-1,88***	-3,47***	-1,61***	-2,04***
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,137	0,137	0,242	0,242	0,122	0,122	0,164	0,164

En todas las estimaciones se incluyó condición del hogar si es unipersonal y si el jefe del hogar es activo laboralmente. \*\*\*, \*\*, \* representa que el coeficiente es estadísticamente significativo a < 0,01, < 0,05 y < 0,1, respectivamente.

#### 6.4. Cambios en las dotaciones demográficas (X, Z)

Este estudio estima la distribución condicional de la educación de los mayores de 14 años de edad (Educ) y del número de niños menores de 15 años (N) a nivel de hogares. Para Educ<sup>15</sup> se estima una regresión multilogit sobre sexo, cohortes de edad, edad y el número de adultos en el hogar. Para determinar la distribución condicional de N<sup>16</sup> se estima una regresión multilogit sobre edad, categorías de educación y número de adultos en el hogar. Ambas distribuciones condicionales de Uruguay son impuestas a la distribución de los hogares chilenos siguiendo la estructura de (6).

#### 6.5. Cambios en las pensiones

La simulación de los cambios en ingresos provenientes de pensiones ( $y^s$ ) utiliza una metodología mixta, similar a la aplicada por Larrañaga y Valenzuela (2006). En términos generales, la población de 60 o más años de edad es dividida en 24 grupos demográficos excluyentes de acuerdo a variables de sexo, educación (0-6 años de educación, 7-12 y 13+) y edad (60-64 años, 65-69 años, 70-74 años y 75+), los cuales son analizados para determinar los cambios ocurridos en el acceso y el monto de las pensiones recibidas, de tal forma de simular la distribución de Uruguay para el caso chileno. Para determinar el monto a ser imputado en la simulación se realiza una transformación no paramétrica de la distribución observada de  $y^s$  dentro de cada subgrupo, ordenados de acuerdo al valor de  $y^s$ , asignándoles el valor observado en el mismo percentil de la distribución de Uruguay a la distribución de Chile.

Para simular la distribución en el acceso a la transferencia se estima el modelo *probit* para cada uno de los 24 subgrupos y para cada país, donde las variables independientes son: sexo, jefatura del hogar, 3 categorías del nivel educacional, si la persona es viuda y la edad y su cuadrado. Si la proporción de personas que reciben pensión, en el respectivo subgrupo, de Chile es mayor que en Uruguay, aquellas personas con la menor probabilidad estimada de recibir la pensión son imputadas con un valor 0 hasta alcanzar un porcentaje similar en ambos países. Para el caso contrario, las personas con la más alta probabilidad de recibir pensión en Chile, pero que tienen valores observados iguales a 0, son modificados con el valor proveniente de una regresión lineal del monto de la pensión basado en: sexo, jefatura del hogar, viudez, edad y su cuadrado, así como una variable continua sobre escolaridad.

#### 6.6. Cambios en otros ingresos

Para el caso de la simulación de otros ingresos (ingresos de empleadores, subsidios, ganancias de capital, del trabajo para población menor de 15 años y mayor de 65 años, entre otros) se utiliza un método simple no paramétrico, el cual ordena a los hogares de acuerdo al ingreso monetario per cápita, descontados

<sup>15</sup> Se utilizan las mismas categorías definidas para las ecuaciones de participación y salarios: 1-6, 7-8, 9-10, 11-12, 13-16 y 17+, donde 0 es la categoría omitida.

<sup>16</sup> Categorizado por 1, 2, 3 y 4+, donde 0 es la categoría omitida.



los ingresos laborales y de pensiones. Los hogares son ordenados por percentiles y el valor observado en la distribución de Chile es reemplazado por el valor de Uruguay para el mismo percentil. La principal ventaja de este mecanismo es su simplicidad, aunque presenta la debilidad de no reconocer la diversidad de fuentes de este componente.

## **7. ANÁLISIS DE RESULTADOS**

### **7.1. Educación**

Las diferentes tasas de retorno a la educación formal en Chile y Uruguay dan cuenta de 1,5 de los 8,5 puntos de diferencia del Índice de Gini entre ambos países, es decir, esta variable explica alrededor de un 20% de las diferencias distributivas entre ambos países. Esta diferencia se concentra en los mayores retornos a la educación secundaria en Uruguay que en Chile, lo cual ocurre tanto para aquellos trabajadores con educación secundaria incompleta y completa y para ambos sexos.

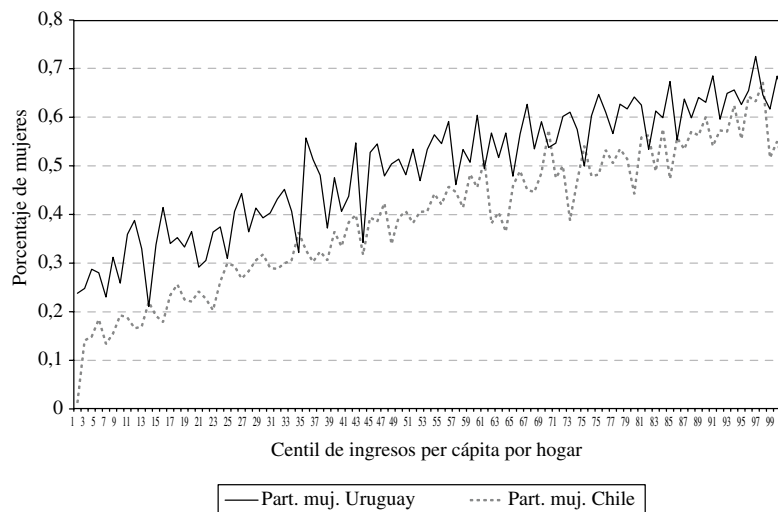
### **7.2. Participación laboral de la mujer**

La mayor tasa de participación laboral de la mujer en Uruguay que en Chile (por ejemplo, un 49,7% versus 39,7% de las mujeres de Uruguay y Chile tienen empleos con remuneraciones positivas) es una característica para todos los centiles de ingreso per cápita por hogar, aunque esta diferencia se hace mayor entre las colas de la distribución, así como también tiende a atenuarse hacia los centiles de mayores ingresos de Chile –a pesar de ello, la participación laboral de la mujer uruguaya supera sistemáticamente la participación laboral de las mujeres chilenas pertenecientes al 20% de los hogares de mayores ingresos–. Esta situación es descrita en el Gráfico 10, donde la “tasa de participación femenina” incluye sólo aquellas mujeres que trabajan y perciben ingresos monetarios. Para ambos países se puede apreciar una tendencia similar respecto a la mayor participación laboral de las mujeres, a medida que pertenecen a mayores centiles de ingresos, aunque tiende a estabilizarse a partir del centil 80. La literatura es bastante clara en que esta situación es endógena, puesto que es la misma participación laboral de las mujeres la que permite que los ingresos de los hogares se incrementen.

La simulación de la mayor participación laboral de las mujeres uruguayas sobre la distribución de ingresos de Chile implica una reducción en 0,5 puntos en el Índice de Gini, indicando que este componente tiene una reducida capacidad de explicación en la elevada brecha que separa la distribución del ingreso entre ambos países.

Esta menor relación entre participación laboral y recepción de ingresos monetarios del trabajo entre las mujeres se ve potenciada entre los hombres, puesto que el porcentaje de hombres de 15-65 años y que son perceptores de ingresos laborales es sólo 57,2% en Uruguay, mientras que en Chile es cercana al 70%. Este factor implica que al simular la participación laboral de hombres y mujeres de Uruguay en Chile, el Gini chileno alcanzaría un Índice de 58,3 (simulación 8 en Cuadro 11), 3 puntos más alto que la situación inicial.

GRÁFICO 10  
TASA DE PARTICIPACIÓN LABORAL MUJER 15-65 AÑOS  
POR CENTIL DE INGRESOS  
(Sólo aquellas con ingresos positivos)

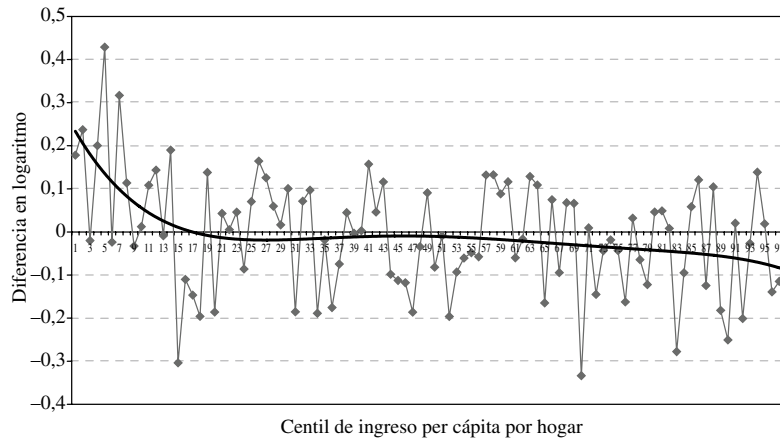


### 7.3. Pensiones y jubilaciones

En el Cuadro 11 las simulaciones 10-12 indican los efectos separados, por precio y participación, y el efecto total de simular la distribución del sistema de pensiones uruguayo en Chile. Aunque el promedio total de las pensiones recibidas por personas de 60 o más años en Uruguay son mayores que aquellas recibidas por su pares chilenos, éstas no presentan un patrón muy claro respecto a la diferencia relativa, por centil de ingreso (Gráfico 11); sin embargo, para los centiles de menores ingresos las pensiones y jubilaciones promedio en Chile son entre un 5%-20% más altas que en Uruguay, mientras que entre los hogares de centiles más altos las pensiones promedio de Uruguay son alrededor de un 5%. Sobre la base de estos antecedentes es posible anticipar cambios redistributivos menores en la desigualdad de Chile debido a efectos de precio o monto de las subvenciones percibidas, lo cual es consistente con lo observado en los resultados de la simulación 10.

Una situación similar es observada al incluir el efecto de cobertura y el efecto total (simulaciones 13 y 14), donde la simulación de pensiones de Uruguay no altera la situación distributiva chilena, lo cual se asocia a que son los hogares uruguayos de mayores centiles los que tienen una mayor cobertura social y que la dispersión en el monto de las pensiones promedio y por centil de ingreso es bastante similar a la situación chilena.

GRÁFICO 11  
 DIFERENCIA DE PENSIONES PROMEDIO POR CENTILES DE INGRESO DEL HOGAR  
 (CHILE-URUGUAY)  
 Sólo población mayor de 65 años



#### 7.4. Otros ingresos no laborales (excluye pensiones)

La simulación del resto de los ingresos no laborales, *los cuales incluyen los ingresos de los empleadores*, explica por sí solo el 70% de la diferencia en el Índice de Gini entre ambos países (ver simulación 13 en Cuadro 11), inclusive su efecto marginal es aún más alto al comparar la simulación con todos los factores que afectan la distribución del ingreso e incluir adicionalmente este componente<sup>17</sup>. Este resultado es consistente con el fuerte impacto que tiene la estimación de indicadores de desigualdad cuando se excluye de las estimaciones al 2% de la población de mayores ingresos per cápita (Cuadro 8), que son aquellos que concentran parte importante de los otros ingresos no laborales.

Los Gráficos 12 y 13 indican el logaritmo del ingreso per cápita por hogar total y proveniente de ingresos no laborales (incluye pensiones) por centil, donde se aprecia que entre los centiles 2-95 los ingresos no laborales son mayores en Uruguay que en Chile –en Uruguay un 44,7% del total de los ingresos per cápita por hogar corresponden a otros ingresos, mientras que en Chile este porcentaje es sólo 35,6%– y que, en ambos países, la participación relativa de este componente del ingreso es relativamente estable. Sin embargo, las diferencias entre los países se presentan en el extremo superior de la distribución. Entre los centiles 95-100 no sólo el ingreso per cápita de los hogares chilenos es mayor que el de los uruguayos, sino que paulatinamente los ingresos no laborales se hacen más relevantes, con los casos extremos de los centiles 99 y 100, donde los ingresos no laborales en Chile son mayores que en Uruguay y dan cuenta de una alta concentración del total de estos ingresos en este grupo (38,6% del

<sup>17</sup> Para ello se pueden comparar los resultados de las simulaciones 9 y 14 del Cuadro 11.

**CUADRO 11**  
SIMULACIONES SOBRE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO CASEN 2003 ZONAS URBANAS UTILIZANDO CORRECCIONES DE URUGUAY 2005

	Ingreso per cápita por Hogar US\$PPP	Gini	90/10	90/50	10/50	75/25	Theil
1	<b>Estimación Efectiva Chile</b>	<b>55,67</b>	<b>10,20</b>	<b>3,61</b>	<b>0,35</b>	<b>3,21</b>	<b>68,64</b>
2	<b>Estimación Efectiva Uruguay</b>	<b>47,12</b>	<b>9,72</b>	<b>3,07</b>	<b>0,32</b>	<b>3,26</b>	<b>40,50</b>
<i>Coefficientes de Precio</i>							
3	$\beta^{ed}$ , Mujer y Hombre	622,6	10,82	3,55	0,33	3,32	61,75
4	$\beta^{odds}$ , Mujer y Hombre	810,1	11,24	3,51	0,31	3,35	59,23
5	$\beta^{odds}$ y $\alpha$ , Mujer y Hombre	427,1	10,53	3,63	0,35	3,28	72,22
<i>Coefficientes de Participación Laboral</i>							
6	$\lambda$ , sólo Mujer	500,9	10,26	3,59	0,35	3,20	66,98
7	$\lambda$ , Mujer y Hombre	511,9	10,32	3,62	0,35	3,23	66,21
8	$\lambda$ , $\beta^{odds}$ y $\alpha$ , Mujer y Hombre	454,3	10,76	3,63	0,34	3,33	69,99
<i>Variables Demográficas</i>							
9	$X^{ed}$ , $X^{size}$ , $\lambda$ , $\beta^{odds}$ y $\alpha$ : Mujer y Hombre	457,4	11,12	3,67	0,33	3,43	70,92
<i>Pensiones y Otros Ingresos No Laborales</i>							
10	Pensiones/Jubilaciones Efecto Precio	490,1	10,17	3,60	0,35	3,18	67,60
11	Pensiones/Jubilaciones Efecto Participación	486,1	10,20	3,62	0,36	3,19	68,37
12	Pensiones/Jubilaciones Efecto Total	496,2	10,28	3,59	0,35	3,18	67,35
13	Otros Ingresos No Pensiones	409,9	9,00	3,26	0,36	3,08	49,49
14	Pensiones y Otros Ingresos $X^{ed}$ , $X^{size}$ , $\lambda$ , $\beta^{odds}$ y $\alpha$	398,6	10,05	3,28	0,33	3,31	48,01

total de los ingresos no laborales del país, donde 30,0% corresponde al centil 100). Mientras que entre los hogares uruguayos las jubilaciones y pensiones son una fracción creciente de los ingresos no laborales de los hogares de mayores centiles, en Chile su relevancia disminuye sistemáticamente a medida que se avanza en el centil de ingresos de los hogares, pasando a representar sólo entre el 2%-5% entre los centiles de mayores ingresos.

GRÁFICO 12  
INGRESO PER CÁPITA TOTAL Y DE INGRESOS NO LABORALES  
CHILE Y URUGUAY ZONAS URBANAS

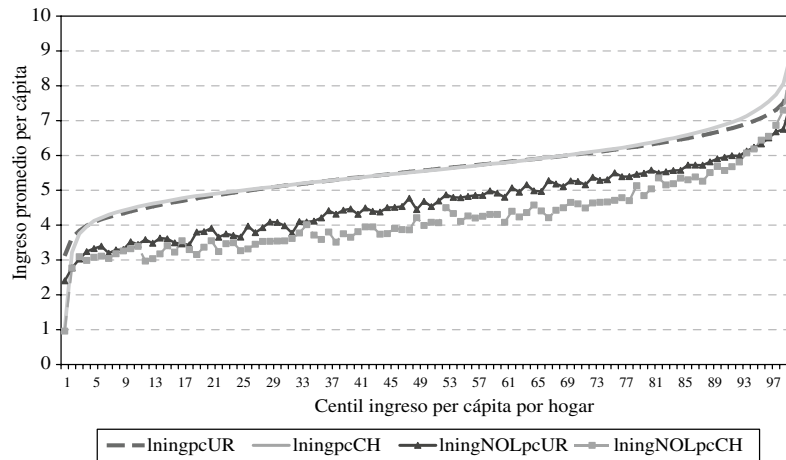
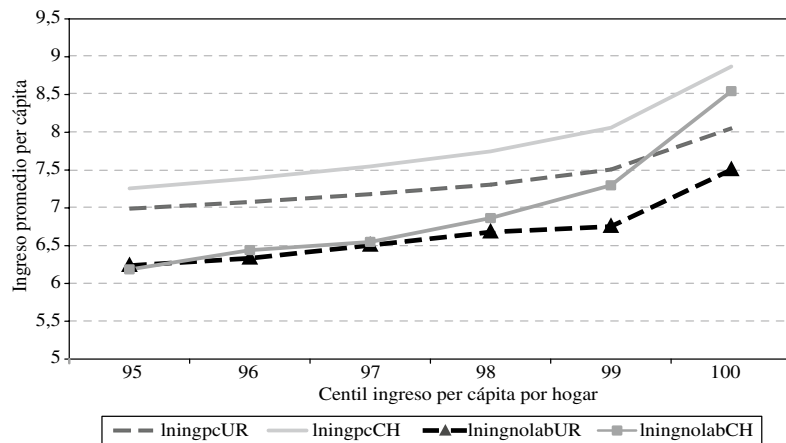


GRÁFICO 13  
INGRESO PER CÁPITA TOTAL Y DE INGRESOS NO LABORALES  
CHILE Y URUGUAY ZONAS URBANAS CENTILES 95-100



Debido a la diversidad de fuentes que conforman este ingreso laboral no monetario, es interesante analizar separadamente los efectos que cada una de estas fuentes tiene sobre la distribución del ingreso, lo cual se propone como seguimiento de este proyecto de investigación.

#### **8. SENSIBILIZACIÓN DE LAS ESTIMACIONES DEBIDO A CORRECCIONES DE LOS INGRESOS DECLARADOS POR LOS HOGARES**

Todas las estimaciones realizadas con la encuesta Casen para Chile consideran ingresos que han sido corregidos por Cepal en función de una estimación de la sub o sobredeclaración de diversas fuentes de ingresos de los hogares, basadas en las cuentas nacionales preparadas anualmente por el Banco Central de Chile. Para la encuesta Casen del año 2003 los factores de ajuste promedio para los diversos componentes del ingreso del hogar fueron los siguientes (Mideplan, 2005): i) Sueldos y salarios (1,000), lo que implica que no hubo corrección en su media; ii) Ingresos del trabajo independiente y de los ingresos de los empleadores (1,976); iii) Prestaciones de la Seguridad Social (1,145); iv) Rentas de la Propiedad (1,028), y v) Alquiler Imputado (0,437).

Los resultados anteriores dan cuenta que en general la corrección es por subdeclaración, puesto que sólo los montos indicados por alquiler imputado están sobredeclarados por las familias (este componente representa un 15% del total de ingresos familiares). Por otra parte, la concentración de la corrección de Cepal afecta los ingresos provenientes del trabajo de trabajadores independientes y empleadores, puesto que la corrección implica casi duplicar los ingresos declarados por este componente, lo cual puede afectar considerablemente la distribución del ingreso estimada para el país.

Lamentablemente no es posible acceder a las bases de información de Casen sin las correcciones de Cepal, por lo cual no sabemos cuál sería la distribución del ingreso del país en base a los datos declarados por los hogares, metodología habitual para el resto de los países de América Latina, ni tampoco sabemos si estos factores de corrección por sub o sobredeclaración de ingresos es diferenciado por grupos socioeconómicos o los afecta diferenciadamente. Las autoridades chilenas tienen el desafío urgente de facilitar estas bases de información, lo cual permitirá hacer más transparente el proceso de corrección de los datos Casen, así como realizar comparaciones internacionales con metodologías similares.

Debido a los resultados obtenidos a partir de las microsimulaciones realizadas en nuestro trabajo, se presenta la hipótesis que una parte importante de las diferencias en la distribución del ingreso entre Chile y Uruguay sean explicadas por los factores de ajuste aplicados por Casen a los diferentes componentes del ingreso de los hogares, en particular, debido a que la mayor parte de la explicación de las diferencias entre ambos países están asociadas a otros ingresos monetarios, donde la principal fuente son los ingresos de los empleadores –estos últimos consideran un factor de ajuste que casi duplica su valor respecto al declarado por los hogares encuestados.

Con el fin de resolver esta pregunta realizamos una corrección de los ingresos de los empleadores de Chile para el año 2003 por medio de la división de este componente de ingresos por el factor de ajuste utilizado por Cepal para su

corrección (1,976), de tal forma de utilizar esta fuente de ingresos de acuerdo a lo declarado efectivamente por los entrevistados. El resto de los ingresos monetarios de los hogares no fueron modificados. Los resultados de esta simulación se encuentran en el Cuadro 1 del Anexo III. Los principales efectos de esta simulación son la reducción de un 10% en el ingreso per cápita por hogar y en la caída de 3 puntos en el Índice de Gini estimado para Chile en el 2003. Esto significa que sólo esta corrección implica que la diferencia en este indicador entre Chile y Uruguay se reduce desde 8,5 puntos a 5,5 puntos en el período analizado, es decir, que un tercio de esta diferencia es explicada sólo por una corrección metodológica que sólo se aplica en Chile. Este resultado se vuelve muy sensible para la realización de cualquier comparación internacional de la distribución del ingreso –como la que realizamos en este estudio– puesto que el resto de los países de América Latina no utiliza la metodología de corrección de ingresos familiares utilizada por Chile, generando una sobrestimación de las diferencias de Chile con otros países de la región o, como contrapartida, una potencial subestimación de los indicadores de la distribución del ingreso del resto de los países de la región.

Sin embargo, al reestimar todas las microsimulaciones realizadas en el capítulo anterior es posible mantener las principales conclusiones ya analizadas, donde sobresale el hecho de que la principal causa que explica la diferencia en la distribución del ingreso entre ambas economías, con cerca del 50% de ésta, se concentra en los mayores ingresos provenientes de otras fuentes de ingresos –principalmente compuestos por los ingresos de los empleadores– que perciben las familias chilenas de los centiles superiores de la distribución, donde factores de la economía uruguaya, tales como la mayor participación de la mujer en el mercado del trabajo, los mayores retornos a la educación o la política de pensiones, no tienen una principal incidencia en esta diferencia.

## 9. CONCLUSIONES FINALES

Las simulaciones de los ingresos de los hogares de Uruguay en la economía chilena permitieron explicar siete de los ocho puntos y medio de diferencia entre los Índices de Gini. Estas replicaron bastante bien las diferencias en los ingresos monetarios de los hogares pertenecientes a los centiles 6-98 (Gráfico 14), requiriendo mejorar las especificaciones para explicar los extremos de las colas de la distribución del ingreso.

A diferencia de lo esperado, la mayor participación laboral de las mujeres en Uruguay estuvo asociada marginalmente a una mejor distribución del ingreso, puesto que sólo medio punto del total de la diferencia fue explicada por esta variable.

Sin embargo, tal como se esperaba, si Chile presentara la menor convexidad de los retornos educacionales de Uruguay, la economía chilena reduciría en 1,5 puntos su Índice de Gini, es decir, cerca del 20% del total de la diferencia en este indicador es explicada por esta variable. Esta magnitud

no es mayor, pues la mayor equidad educacional en Uruguay, respecto a Chile, se concentra en sus mayores retornos relativos a la educación secundaria, siendo una característica de ambos países el alto premio relativo a la educación postsecundaria.

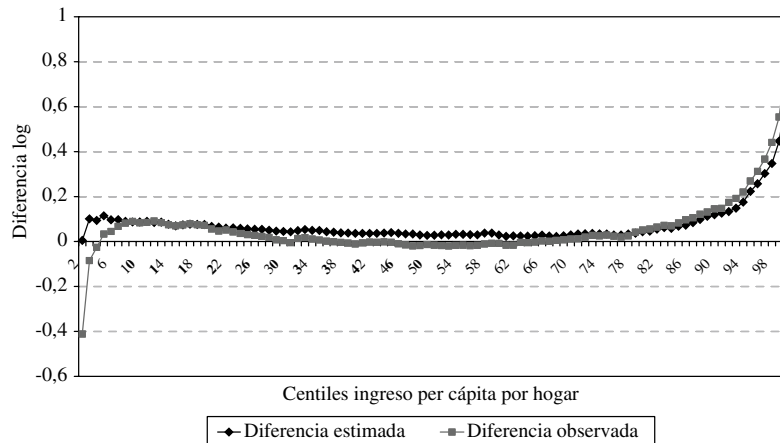
A su vez, el sistema de pensiones uruguayo, de mayor cobertura y mayores pensiones relativas, no explica las diferencias distributivas entre ambos países. Ello puesto que los efectos de la mayor cobertura en Uruguay, mayor entre los centiles de mayores ingresos, tenderían a neutralizar los efectos positivos en la distribución por cambios en los montos de éstas.

A pesar de lo anterior, la principal explicación para la mayor parte de distribución más inequitativa del ingreso en Chile se vincula a los ingresos monetarios no laborales, excluidas las pensiones, los cuales están mucho más concentrados en Chile que en Uruguay. En Chile más del 40% del total de estos ingresos son percibidos por el 2% de los hogares de mayores ingresos, mientras que en Uruguay este porcentaje es poco menos del 20%. Este componente explica casi 6 de los 8,5 puntos de diferencia en el coeficiente de Gini. Por otra parte, parece indispensable seguir profundizando en el análisis más detallado acerca de los efectos diferenciados que pueden tener los diferentes componentes de estos otros ingresos, subsidios monetarios, ingresos de empleadores, etc., en la distribución.

Respecto al punto anterior, el estudio realiza una sensibilización de los resultados respecto de la corrección que se realiza a los datos de ingresos monetarios declarados por los hogares chilenos, los cuales son corregidos en Cepal por la subdeclaración para diferentes componentes de los ingresos en función de su consistencia con las cuentas nacionales preparadas por el Banco Central. Aunque no fue posible contar con la base de datos original –aquella sin correcciones–, antecedentes agregados indicados por Mideplan permitieron ajustar los ingresos provenientes del trabajo de los empleadores –fuente principal del ítem “otros ingresos” y que además concentra la mayoría de la magnitud de recursos monetarios corregidos por la metodología aplicada por Cepal–. Los resultados dan cuenta de dos efectos sustantivos en la distribución del ingreso en Chile y su comparación internacional. El primero da cuenta que sólo la corrección a este factor explica casi 3 puntos del coeficiente de Gini de Chile, es decir el Gini estimado sin la corrección correspondería a 52,68 vs el 55,67 estimado con los datos corregidos. Esto implica que dado que el resto de los países latinoamericanos no corrige sus encuestas de hogares –incluyendo las encuestas utilizadas para comparar en caso de Uruguay– podría existir una sobrestimación de la desigualdad en Chile respecto a sus pares o una subestimación de la desigualdad efectiva en el resto del continente. Para el actual estudio esto significa que la diferencia en el coeficiente de Gini en Chile para el período analizado sería de 5,5 puntos adicionales respecto de Uruguay y no de 8,5 puntos. El segundo efecto se refiere a que la reestimación de las microsimulaciones da cuenta que aún la principal fuente que explica esta diferencia distributiva entre ambos países se concentra en los otros ingresos monetarios, puesto que el 50% de la diferencia entre ambos países proviene de esta fuente, es decir, las diferencias aún están concentradas principalmente en los mayores ingresos de los deciles superiores de la distribución de Chile.



GRÁFICO 14  
 DIFERENCIA DE INGRESO PER CÁPITA POR HOGAR CHILE (2003)  
 Y URUGUAY URBANO (2005)  
 (Efectiva y simulada)



#### BIBLIOGRAFÍA

- Bucheli, M. y M. Furtado (2004). "Uruguay 1998-2002: características de los cambios en el perfil de la distribución del ingreso". *Serie Estudios y Perspectivas*, Ministerio de Economía y Finanzas de Uruguay y Cepal.
- Bourguignon, F., N. Fournier y M. Gurgand (2000). *Distribution, development and education: Taiwan, 1997-1994. Working Paper 2000-7*, École Normale Supérieure-Delta France.
- Bourguignon, F., F. Ferreira y P. Leite (2002). *Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for Differences in Household Income Distributions across Countries. Working Paper 2002-04*, École Normale Supérieure, Delta, France.
- Bravo, D., D. Contreras y S. Urzúa (2002). *Poverty and Inequality in Chile 1990-1998: Learning from Microeconomic Simulations*. Borrador Universidad de Chile.
- Cancian, M. y D. Reed (2001). "Assessing the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality", *Review of Economic Statistics*.
- Cepal (2007). "Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe, 2006", julio, 2007.
- Contreras, D. (2003). "Poverty and Inequality in a Rapid Growth Economy: Chile 1990-1996", *Journal of Development Studies*.
- Ermisch, J., M. Francesconi y T. Siedler (2004). "Intergenerational Economic Mobility and Assortative Mating". *Discussion Paper 338*. German Institute for Economic Research.
- Feres, J. C. (2007). "Confiabilidad de la Medición del Ingreso en las Encuestas de Hogares". *Comisión Económica y Social para América Latina y el Caribe (Cepal)*.

- Ferreira, F. y J. Litchfield (1999). "Calm after the Storms: Income Distribution and Welfare in Chile, 1987-94". *The World Bank Economic Review*. Sept. 1999; 31, 3.
- Gasparini, L., M. Marchionni y W. S. Escudero (2004). "Characterization of Inequality Changes through Microeconometric Decompositions: The Case of Greater Buenos Aires". En: Bourguignon, Ferreira y Leite, *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, The World Bank and Oxford University Press.
- IMF (2004). *World Economic Outlook Database*.
- INE (2003). Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadísticas de Uruguay.
- Larrañaga, O. y J. P. Valenzuela (2006). "¿Por qué no ha cambiado la distribución del Ingreso en Chile?". Borrador para ser presentado en el Seminario sobre Distribución del Ingreso en Santiago de Chile.
- Mideplan (2003). Encuesta de Caracterización Social y Económica de Hogares, Ministerio de Planificación de Chile.
- Mideplan (2004). Encuesta de Caracterización Social y Económica de Hogares: Marco Metodológico, Ministerio de Planificación de Chile.
- Mideplan (2004). Encuesta de Caracterización Social y Económica de Hogares –Diccionario de Variables–, Ministerio de Planificación de Chile.
- Mideplan (2005). Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional Casen 2003: Marco Metodológico. Departamento de Información Social, División Social. Julio 2005.
- Mideplan (2007). Serie de Análisis de la Encuesta Casen 2006. N° 1 La Situación de Pobreza en Chile 2006.
- Pizzolitto, Georgina (2005). "Poverty and Inequality in Chile: Methodological Issues and a Literature Review", *Working Papers* 0020, Cedlas, Universidad Nacional de La Plata.
- Torche, Florencia (2005). "Unequal but Fluid Social Mobility in Chile in Comparative Perspective". *American Sociological Review* 70 (3): 422-450.
- www.bps.gub.uy Banco Previsión Social de Uruguay.

## ANEXOS

ANEXO I  
CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS, CIRCA 2005

País	Expectativa de vida	% de la población en edad de trabajar	Años de educación	% de población urbana
Argentina	74,8	63,4	10,7*	91,4
Brasil	71,2	66,0	6,7	84,2
Chile	78,2	67,0	10,5	87,6
Costa Rica	79,0	65,8	8,3	61,7
México	75,4	63,7	8,0	76,3
Uruguay	75,6	62,5	9,7*	92,0

\* Población urbana.

## ANEXO II

El componente de “Pensiones y Jubilaciones” de este estudio contempla las siguientes fuentes de recursos para el caso de Uruguay:

- **Jubilación común:** existen dos regímenes, uno es de transición para los trabajadores afiliados al Banco Previsional Social (BPS) y otro mixto, en el que los trabajadores están afiliados a la BPS y los de mayores recursos a una Asociación de Fondos de Pensiones (AFAP). La jubilación es un derecho a los 60 años con 35 años de trabajo.
- **La jubilación por edad avanzada** es para personas de 70 años y con mínimo 15 años de trabajo reconocido, pero que no cumplen con las condiciones para jubilar.
- **Pensiones de sobrevivencia:** ayuda económica generada a partir del fallecimiento de un afiliado, tienen derecho las personas viudas, los hijos solteros menores de 21 años (o 18 si ingresan al mercado laboral), los hijos mayores de 21 completamente incapacitados para todo tipo de trabajo; padres totalmente incapacitados y las personas divorciadas que reciben pensión alimenticia.
- **Pensión por vejez:** BPS la entrega a las personas mayores de 70 años que carezcan de recursos.
- **Jubilación por incapacidad absoluta y permanente para todo trabajo.**

El correlato con el caso chileno es el siguiente

Uruguay	Chile
Jubilación común	Jubilaciones
Jubilación por edad avanzada	Jubilaciones
Pensiones de sobrevivencia	Montepíos o pensión de viudez
Pensión por vejez	Pensión Asistencial (PASIS)
Jubilación por incapacidad absoluta y permanente para todo trabajo	Pensión de invalidez

ANEXO III  
MICROSIMULACIONES SIN CONSIDERAR CORRECCIONES DE CEPAL  
POR CUENTAS NACIONALES EN INGRESOS LABORALES DE  
EMPLEADORES EN ENCUESTA CASEN 2003 - CHILE

CUADRO 1  
SIMULACIONES SOBRE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO  
No considera corrección por subdeclaración de ingresos monetarios laborales  
para empleadores en Chile<sup>1</sup>  
Casen 2003 Zonas urbanas utilizando correcciones de Uruguay 2005

	Ingreso per cápita por hogar US\$PPP	Gini	90/10	90/50	10/50	75/25	Theil
1 <b>Estimación Efectiva Chile</b>	<b>441,6</b>	<b>52,68</b>	<b>9,73</b>	<b>3,46</b>	<b>0,36</b>	<b>3,16</b>	<b>57,97</b>
2 <b>Estimación Efectiva Uruguay</b>	<b>390,1</b>	<b>47,12</b>	<b>9,72</b>	<b>3,07</b>	<b>0,32</b>	<b>3,26</b>	<b>40,50</b>
<i>Coefficientes de Precio</i>							
3 $\beta^{ed}$ , Mujer y Hombre	583,0	51,96	10,35	3,42	0,33	3,28	54,70
4 $\beta^{todos}$ , Mujer y Hombre	770,5	52,02	10,95	3,43	0,31	3,29	54,91
5 $\beta^{todos}$ y $\alpha$ , Mujer y Hombre	387,4	52,82	9,97	3,47	0,35	3,19	59,32
<i>Coefficientes de Participación Laboral</i>							
6 $\lambda$ , sólo Mujer	461,3	52,29	9,85	3,47	0,35	3,13	56,64
7 $\lambda$ , Mujer y Hombre	472,3	52,22	9,90	3,50	0,35	3,15	56,40
8 $\lambda$ , $\beta^{todos}$ y $\alpha$ , Mujer y Hombre	414,6	52,57	10,24	3,39	0,34	3,26	58,15
<i>Variables Demográficas</i>							
9 $X^{ed}$ , $X^{size}$ , $\lambda$ , $\beta^{todos}$ y $\alpha$ : Mujer y Hombre	415,9	53,00	10,62	3,54	0,33	3,35	58,56
<i>Pensiones y Otros Ingresos No Laborales</i>							
10 Pensiones/Jubilaciones Efecto Precio	450,5	52,44	9,66	3,45	0,36	3,15	57,19
11 Pensiones/Jubilaciones Efecto Participación	446,4	52,64	9,77	3,49	0,36	3,15	57,81
12 Pensiones/Jubilaciones Efecto Total	456,6	52,45	9,79	3,46	0,35	3,13	57,09
13 Otros Ingresos No Pensiones	410,0	50,01	9,07	3,31	0,37	3,07	50,10
14 Pensiones y Otros Ingresos $X^{ed}$ , $X^{size}$ , $\lambda$ , $\beta^{todos}$ y $\alpha$	398,5	49,78	10,11	3,33	0,33	3,31	48,63

<sup>1</sup> Se ha utilizado el factor de ajuste para ingresos del trabajo independiente (trabajadores por cuenta propia y empleadores), estimado por Cepal para el año 2003, el cual alcanzó a 1,976, por lo cual los ingresos monetarios del trabajo de los empleadores indicados por Casen 2003 fueron divididos por este factor.