

LA DINÁMICA DE LOS INGRESOS LABORALES EN CHILE

Cristóbal Huneeus L.
Andrea Repetto L.*

I. INTRODUCCIÓN

La incertidumbre juega un rol clave en las decisiones individuales: cuando los mercados son incompletos, no existen seguros que permitan enfrentar toda contingencia. La incertidumbre afecta la evolución del consumo y ahorro a lo largo del ciclo de vida, la oferta laboral y la asignación de activos, y las decisiones de educación y ocupación. Asimismo, la incertidumbre y el riesgo determinan la desigualdad entre individuos, pues personas que son idénticas *ex ante* enfrentan sendas de consumo distintas *ex post*: mientras algunas tienen suerte y obtienen buenas realizaciones de ingreso, empleo y salud, otras son menos afortunadas y consumen menos a lo largo de su vida. Por último, la movilidad de ingresos y la persistencia de la desigualdad y de la pobreza dependen de la dinámica de ingresos laborales, salud y oportunidades de inversión.

En este artículo medimos la incertidumbre de ingresos laborales que enfrentan los trabajadores chilenos. La mayor parte de la literatura utiliza datos de ingresos y salarios en países desarrollados (Abowd y Card, 1989; Pischke, 1995; Meghir y Pistaferri, 2004). Nuestros datos provienen de una encuesta de hogares chilenos: la Encuesta Suplementaria de Ingresos (ESI), realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Este trabajo permite analizar si los grados de incertidumbre en las economías emergentes son o no similares a los de economías desarrolladas. Aun si fueran iguales, sin embargo, las consecuencias de la incertidumbre sobre el bienestar podrían ser muy distintas: los individuos de las economías en desarrollo tienen menos oportunidades para compartir riesgos en los mercados y el sistema público de seguridad social suele ser más pequeño. Por lo tanto, los trabajadores en economías como la chilena cuentan con una oferta limitada de mecanismos para protegerse de eventos negativos.

El modelo que estimamos permite distinguir un componente predecible del ingreso y uno aleatorio. Asimismo, nos permite separar la parte estocástica entre innovaciones permanentes y transitorias. Es decir, el marco de análisis nos permite modelar la parte no explicada del ingreso individual como la suma de una perturbación permanente y una transitoria, aunque persistente. Adicionalmente, el modelo permite que las varianzas de estas innovaciones cambien en el tiempo y evaluar así si estas se correlacionan con el ciclo económico. Nuestras estimaciones utilizan paneles sintéticos, pues los datos provenientes de la ESI representan cortes transversales repetidos. Este pseudo panel contiene observaciones anuales de cohortes de cinco años en el período 1990-2000.

Nuestros resultados para hombres entre 25 y 60 años de edad indican que el perfil de ingresos laborales tiene forma de U invertida, y que existen efectos educacionales importantes. Un hombre de 50 años, con educación universitaria completa, espera ganar dos veces y media los ingresos de un individuo que solo completó la educación básica. Asimismo, encontramos que los hombres casados ganan más que los solteros y separados, y que el tamaño del hogar incide negativamente sobre los ingresos.

Nuestra descomposición de la parte no explicada del ingreso revela un *shock* permanente y muy persistente, pero de baja varianza, y un *shock* transitorio de varianza no significativa. Las bajas varianzas estimadas pueden ser resultado del uso de paneles sintéticos, pues al promediar los datos la variabilidad observada se reduce. Para investigar la importancia de la agregación sobre las estimaciones, comparamos nuestros resultados con los obtenidos

* Respectivamente: Universidad de Stanford y Universidad de Chile. Agradecemos a Paulina Granados y al Banco Central de Chile por darnos acceso a la base de datos ESI, y a Giuseppe Bertola, Olivier Blanchard, David Bravo, Eduardo Engel, Juan Jimeno, Norman Loayza, Jorge Restrepo, Rodrigo Valdés, Klaus Schmidt-Hebbel y Andrea Tokman por sus comentarios y sugerencias. Repetto agradece el financiamiento otorgado por la Fundación Hewlett por medio de un grant institucional al Centro de Economía Aplicada de la Universidad de Chile (CEA).

utilizando una muestra para Estados Unidos del *Panel Study of Income Dynamics* (PSID). Una réplica de nuestro método de cohortes con datos americanos muestra una dinámica de ingresos similar, pero con varianza significativamente más alta que la encontrada para Chile. Esta evidencia es coherente con la hipótesis de que el mercado laboral chileno es sustancialmente más rígido que el norteamericano. Asimismo, encontramos que al promediar dentro de cohortes, la varianza estimada se reduce en un orden de magnitud. Al extrapolar este resultado a los datos chilenos, obtenemos que la varianza de la perturbación permanente es cercana a 0.021. Dado que la varianza de la innovación transitoria no resulta estadísticamente significativa en todas nuestras especificaciones, no podemos proveer una estimación precisa de esta.

Si los mercados son completos, entonces los individuos pueden protegerse de toda contingencia posible. En tal caso, la medición de la incertidumbre es irrelevante. Sin embargo, existe amplia evidencia de que muchos eventos importantes no pueden asegurarse y que los mercados no permiten compartir totalmente el riesgo (Attanasio y Davis, 1996; Dynarski y Gruber, 1996). Sin embargo, los individuos tienen a su alcance un número de mecanismos que les permiten aislar —al menos parcialmente— su consumo de *shocks* de ingreso, como son cambios en su oferta laboral, el ingreso de su pareja, transferencias públicas y privadas y la progresividad del sistema de impuestos. En este trabajo estudiamos si las transferencias gubernamentales permiten a los consumidores compensar, al menos en parte, cambios permanentes de su capacidad de generación de ingresos. Para responder esta pregunta, reestimamos nuestro modelo base utilizando el ingreso laboral más subsidios públicos como medida del ingreso individual. Los resultados indican que la inclusión de las transferencias públicas escasamente afecta la estimación del proceso de ingresos, a pesar de que el ingreso autónomo tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de recibir una transferencia.

Para ilustrar la importancia de nuestros resultados, en este trabajo ofrecemos dos aplicaciones (a la desigualdad y a la movilidad de ingresos) simulando los perfiles de ingreso que se obtienen de las estimaciones. Dado que el ingreso resulta altamente persistente, se debería observar una baja movilidad de los individuos a lo largo de la distribución del

ingreso. En efecto, nuestras simulaciones indican que un individuo que empieza su vida laboral en el quintil más bajo de la distribución de ingresos permanecerá en ese quintil por un año más con una probabilidad entre 0.77 y 0.84. Asimismo, la chance de que el individuo permanezca en ese quintil por diez años seguidos fluctúa entre 0.40 y 0.58. En el extremo superior de la distribución, la movilidad sigue un patrón similar. En otras palabras, nuestro trabajo sugiere que la desigualdad es altamente persistente en Chile, porque el proceso generador de ingresos individuales también lo es. Por último, nuestras simulaciones muestran que una proporción importante de la desigualdad se explica por la variabilidad de la dinámica subyacente de ingresos de los trabajadores.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección que sigue se describen los datos y se compara la ESI con la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen), la encuesta más utilizada para el análisis del comportamiento de los hogares chilenos. La sección 2 presenta el modelo y técnicas de estimación. En la sección 3 estimamos el ingreso promedio, para luego caracterizar la parte no explicada con dinámicas alternativas. También comparamos los resultados para Chile con una muestra similar de trabajadores de los Estados Unidos. En la sección 4 presentamos las aplicaciones de nuestros resultados. Las conclusiones se encuentran en la sección 5.

II. DATOS

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la Encuesta Suplementaria de Ingresos (ESI), suplemento a la encuesta nacional de empleo que conduce mensualmente el INE. El objetivo principal de la ESI es recolectar información sobre ingresos a nivel individual y de hogar. La ESI reúne información a lo largo del último trimestre de cada año sobre una muestra de casi 36,000 hogares representativos de la población chilena. La encuesta contiene datos sobre todos los miembros del hogar de quince años de edad o más, y registra los montos percibidos provenientes de todas las fuentes de ingresos en el mes anterior a la encuesta, además de características individuales como el nivel educacional alcanzado, estado civil, sexo y situación ocupacional. La encuesta contiene, además, pesos poblacionales. Los datos están disponibles para

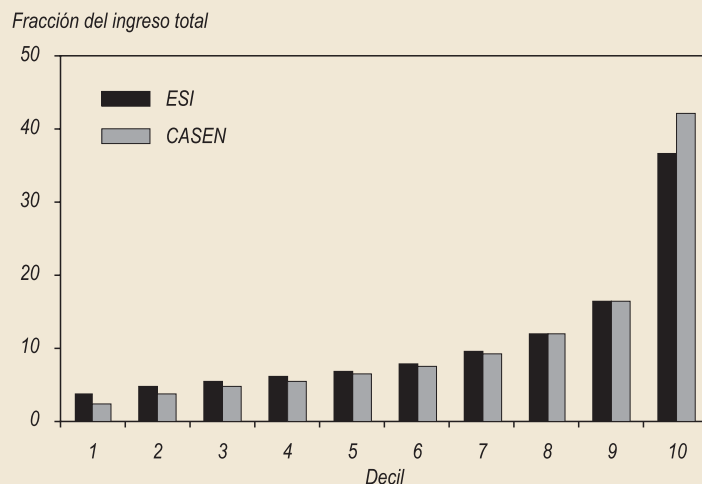
CUADRO 1

Estadísticas Descriptivas - ESI

	Promedio	Desv.Est.	Mínimo	Máximo	Mediana
Ingreso Laboral Mensual (pesos Dic.99)	168,534	191,520	6	4,189,475	107,729
Edad	38.8	9.4	25	60	38
Años de escolaridad	9.26	4.25	0.00	20.00	9.00
Tamaño del hogar	4.58	1.98	1.00	26.00	4.00
Estado civil (casado=1)	0.70	0.46	0.00	1.00	1.00
% de individuos residentes en					
RM	0.22%	0.42%	0.00%	1.00%	0.00%
V Región	0.11%	0.31%	0.00%	1.00%	0.00%
VIII Región	0.13%	0.34%	0.00%	1.00%	0.00%

Fuente: 1990-2000 ESI.

GRÁFICO 1

Distribución del Ingreso Laboral
ESI y CASEN

desigualdad de la distribución de ingresos en Chile. Alrededor de 17% de los individuos reporta ingresos por debajo del salario mínimo. El individuo típico de la muestra tiene 38 años, está casado, ha completado nueve años de escolaridad y vive en un hogar conformado por cuatro personas. La mayor parte de los individuos reside en las regiones V, VIII y Metropolitana.

La distribución del ingreso personal en Chile es muy desigual, hecho que ha sido analizado extensamente en la literatura (ver gráfico 1, que muestra, además, la distribución del ingreso según la Casen de 1996, tomada de

el período comprendido entre 1990 y 2000, excepto 1994, año en el que la encuesta no se realizó. El uso de la ESI como fuente de información de ingresos es bastante limitado; Granados (2001) es la única excepción.

Nuestro análisis considera a los hombres entre 25 y 60 años de edad, que trabajan en forma dependiente. Para corregir por la inflación, deflactamos todas las variables nominales utilizando el índice de precios al consumidor (IPC) del mes de la entrevista. Todas las variables reales están expresadas en pesos chilenos de diciembre de 1999. Nuestros resultados revelan que los individuos de la muestra ganan casi 170 mil pesos mensuales en promedio, mientras que la mediana apenas supera los 100 mil pesos mensuales (cuadro 1). Esta brecha es un reflejo de la

Baytelman, Cowan y De Gregorio, 1999).¹ Estas

¹ La Casen es la encuesta más utilizada para el análisis de ingresos de hogares e individuos chilenos. La encuesta comenzó en 1985, y ha sido realizada con una frecuencia casi bianual desde entonces. La Casen mide el ingreso de hogares e individuos para una muestra representativa de la población chilena. En 1998 se encuestaron 48107 hogares. Al igual que la ESI, la encuesta recopila información sobre todas las fuentes de ingreso y sobre una variedad de características demográficas. También contiene datos sobre transferencias no monetarias, como educación pública, vivienda y salud, además de información sobre posesión de bienes durables. Estos datos han sido utilizados para realizar estudios detallados de pobreza y desigualdad en Chile, así como del rol de las políticas sociales (Anríquez, Cowan y De Gregorio, 1998; Larrañaga, 1994; Contreras y otros, 2001). En este trabajo no podemos utilizar la Casen debido a su frecuencia bianual. La dinámica que obtenemos es altamente persistente, de modo que la Casen no captura toda acción en los ingresos por su rezago de dos años. En el apéndice presentamos una derivación formal de este problema.

distribuciones no son directamente comparables, pues los datos de la Casen incluyen transferencias y representan un año en particular.² Asimismo, la distribución basada en la ESI está construida utilizando nuestra muestra de hombres en edad de trabajar y no toda la población. Aun así, las distribuciones son muy parecidas, en particular en los deciles medios. Las diferencias tienden a concentrarse en los extremos: la razón de la participación del 20% de individuos de mayores ingresos sobre la del 20% de menores ingresos es de 7.9 en la ESI y de 13.8 en la Casen, mientras que la razón entre el decil más rico y el decil más pobre es 13.2 en la ESI y 29.5 en la Casen.

En promedio, los ingresos reales —medidos en logaritmos— crecieron a una tasa anual de 4.7% entre los años 1990 y 2000 (gráfico 2).³ El gráfico presenta, además, tres grupos de trabajadores de acuerdo con su educación: trabajadores con educación primaria, que han completado ocho años de escolaridad; con educación secundaria, que han completado doce años; y los que tienen educación universitaria, con 17 años aprobados.⁴ En todos los casos, la senda del ingreso promedio tiene pendiente positiva. Por último, las tasas de crecimiento se correlacionan positivamente con el logro educacional, lo que implica

GRÁFICO 2

Ingresos Reales Promedio (logaritmos)

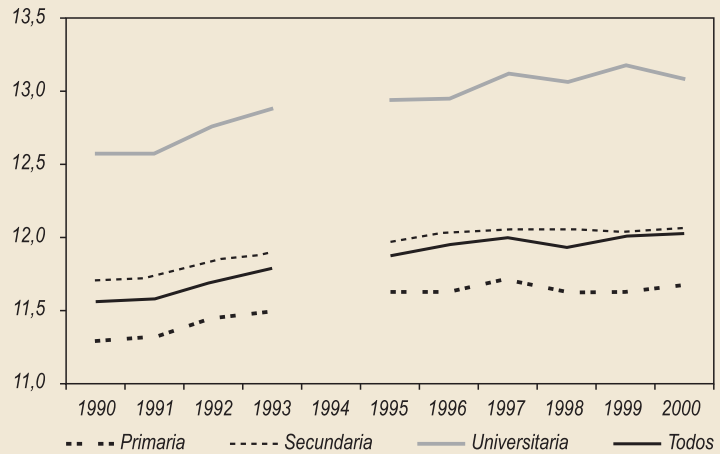
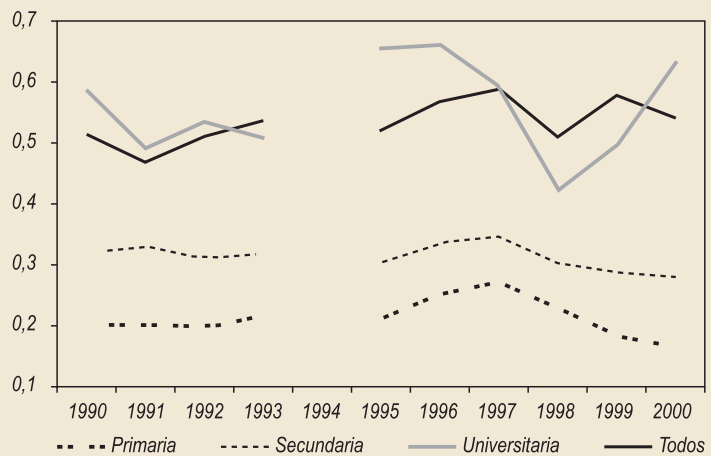


GRÁFICO 3

Varianza del Logaritmo de Ingresos Reales



que, al igual que en otros países, la distribución de ingresos laborales se ha ensanchado en Chile.⁵

La evolución de la varianza del logaritmo del ingreso a lo largo del período muestral, para todos los individuos y clasificados según su educación, muestra que los individuos de mayor educación enfrentan también una mayor varianza, hecho que es coherente con la hipótesis de retornos privados altos a la educación superior, al costo de un mayor riesgo de ingresos (gráfico 3). La varianza de ingresos del grupo de menor educación es bastante estable a lo largo del período. Esta estabilidad contrasta con el comportamiento de la varianza de

² Sin embargo, la distribución del ingreso prácticamente no ha variado en la última década. Ver Baytelman, Cowan y De Gregorio (1999).

³ El PIB per cápita creció a una tasa cercana al 5% en el período de análisis.

⁴ En Chile, las universidades otorgan simultáneamente un grado de licenciatura y un título profesional. La mayoría de las carreras duran cinco años.

⁵ Evidencia para EE.UU. se encuentra en Bound y Johnson (1992), Katz y Murphy (1992) y Murphy y Welch (1992). Bravo y Marinovic (1997) y Beyer y Le Foulon (2002) presentan evidencia para Chile.

CUADRO 2

Número de Observaciones por Año y Cohorte

Cohorte (edad en 1990)	Año										Total
	1990	1991	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2000	
56-60	808	652	503	323	0	0	0	0	0	0	2,286
51-55	1,226	1,186	1,071	979	843	589	451	312	148	0	6,805
46-50	1,642	1,640	1,524	1,492	1,179	1,181	1,167	983	958	972	12,738
41-45	2,045	2,032	1,945	1,832	1,615	1,607	1,617	1,545	1,478	1,437	17,153
36-40	2,471	2,370	2,346	2,215	1,994	2,274	1,881	1,782	1,697	1,860	20,890
31-35	3,054	2,952	2,745	2,680	2,620	2,436	2,640	2,462	2,404	2,435	26,428
26-30	3,520	3,370	3,134	3,091	2,767	2,950	2,847	2,819	2,783	3,030	30,311
21-25	702	1,333	1,955	2,671	2,928	3,004	2,849	2,729	2,715	2,818	23,704
16-20	0	0	0	0	573	1,101	1,691	2,114	2,530	2,873	10,882
Total	15,468	15,535	15,223	15,283	14,519	15,142	15,143	14,746	14,713	15,425	151,197

los graduados de la educación superior, la que experimentó grandes saltos en un plazo de diez años.

En la sección que sigue utilizamos los datos de la ESI para estimar perfiles de ingreso medio a lo largo del ciclo de vida del individuo chileno típico. Luego utilizamos la porción no explicada del ingreso para estimar su dinámica. El uso de la ESI para estos efectos tiene una limitación importante: el análisis de la dinámica requiere seguir a los mismos individuos en el tiempo, pero esta encuesta representa cortes transversales repetidos. Para abordar este problema, construimos paneles sintéticos basados en cohortes de nacimiento de cinco años (cuadro 2).

III. EL MODELO DE INGRESOS

En este trabajo consideramos modelos en los que todos los individuos de una categoría educacional tienen el mismo proceso de ingresos, pero enfrentan diferentes realizaciones de él.⁶ El ingreso consiste en la suma de un componente predecible y uno estocástico. Sea y_{it} el logaritmo del ingreso real del individuo i el año t . Sea Z_{it} un vector de características demográficas y sea η_{it} el componente aleatorio del ingreso. Suponemos que la parte no explicada puede ser descompuesta en una innovación permanente, y_{it}^p (por ejemplo, *shocks* a la salud que afectan la capacidad generadora de ingresos de manera duradera y desempleo de largo plazo), y una perturbación transitoria, μ_{it} (como bonos y horas extra).

Adicionalmente, suponemos que existe un error de medición clásico, ω_{it} . Por último, suponemos que y^p y μ no están correlacionados a todo rezago y adelanto. De este modo, el modelo que proponemos para el ingreso individual es:

$$y_{it} = Z_{it}\beta + \eta_{it}$$

$$y_{it} = Z_{it}\beta + y_{it}^p + \mu_{it} + \omega_{it}$$

En nuestras estimaciones permitimos distintas especificaciones para el proceso de ambos componentes. En el caso base, suponemos que la parte permanente sigue un camino aleatorio, mientras que el *shock* transitorio tiene alguna persistencia:

$$y_{it}^p = y_{it-1}^p + v_{it}$$

$$\mu_{it} = \varepsilon_{it} - \theta \varepsilon_{it-1}$$

Permitimos que haya persistencia en la innovación transitoria con el fin de modelar *shocks*, como horas extra y bonos, que los trabajadores pueden recibir durante algún tiempo, pero que no ganan de manera continua.

Alternativamente, exploramos un modelo en el que los *shocks* permanentes siguen un proceso

⁶ La literatura más reciente sobre procesos de ingreso permite heterogeneidad a través de agentes. Ver Álvarez, Browning y Eyrnes (2002).

autorregresivo de primer orden, AR(1), mientras el componente transitorio está independiente e idénticamente distribuido (i.i.d.); es decir,

$$y_{it}^p = \rho y_{it-1}^p + v_{it}$$

para $0 < \rho < 1$, y

$$\mu_{it} = \varepsilon_{it}$$

Estimamos el modelo completo en dos etapas. En la primera usamos el ingreso a nivel individual para estimar β y calcular $\hat{\eta} = y - Z\hat{\beta}$ $\hat{\eta} = y - Z\hat{\beta}$ para cada observación en la muestra. En la segunda etapa, clasificamos las observaciones según el año de nacimiento del individuo y tomamos promedios para construir un panel sintético de medias por cohorte y año.⁷ Es decir, generamos

$$\hat{\eta}_t^c = \frac{\sum_{i \in c, t} \hat{\eta}_{it}^c}{n_t^c}$$

donde el supraíndice c indica cohortes de año de nacimiento y n_t^c representa el número de observaciones disponibles de la cohorte c en el año t . Luego usamos este panel sintético para estimar las varianzas de los componentes permanente y transitorio del ingreso (σ_{vt} y σ_{et} respectivamente) y la persistencia de las innovaciones transitorias (θ). La estructura del modelo permite que las varianzas cambien en el tiempo. Para estimar los parámetros, utilizamos el Método Generalizado de Momentos (MGM) con iguales ponderaciones, minimizando la distancia entre las autocovarianzas teóricas y empíricas de la primera diferencia del componente estocástico del ingreso.⁸

Si suponemos que no hay error de medición y que la dinámica de ingresos se caracteriza por un camino aleatorio más un *shock* transitorio que sigue una media móvil de primer orden, MA(1), entonces⁹

$$\Delta \eta_{it} = \eta_{it} - \eta_{it-1} = v_{it} + \varepsilon_{it} - (\theta + 1)\varepsilon_{it-1} + \theta\varepsilon_{it-2}$$

Luego, las autocovarianzas están dadas por

$$\text{Var}(\Delta \eta_{it}) = \sigma_{vt} + \sigma_{et} + (\theta + 1)^2 \sigma_{\varepsilon_{t-1}} + \theta^2 \sigma_{\varepsilon_{t-2}}$$

$$\text{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it-1}) = -(\theta + 1)\sigma_{\varepsilon_{t-1}} - \theta(\theta + 1)\sigma_{\varepsilon_{t-2}}$$

$$\text{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it+1}) = -(\theta + 1)\sigma_{\varepsilon_{et}} - \theta(\theta + 1)\sigma_{\varepsilon_{et-1}}$$

$$\text{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it+2}) = \theta \sigma_{\varepsilon_{et-2}}$$

$$\text{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it+2}) = \theta \sigma_{\varepsilon_{et}}$$

$$\text{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it+j}) = 0, \quad j > 2$$

$$\text{Cov}(\Delta \eta_{it}, \Delta \eta_{it+j}) = 0, \quad j > 2$$

Seguimos un procedimiento similar para estimar los parámetros bajo especificaciones alternativas.

Al construir un panel sintético y seguir cohortes en vez de individuos, basamos nuestro análisis en medias. De este modo, esperamos que nuestros resultados subestimen el verdadero grado de incertidumbre que enfrentan los trabajadores chilenos. En el análisis que sigue estimamos nuestro modelo para Chile y para una muestra comparable de EE.UU. con el fin de determinar cuánto cambian nuestros resultados al pasar de datos individuales a cohortes agregadas.

IV. RESULTADOS

Los resultados de la primera etapa de la estimación se presentan en el cuadro 3. La regresión controla por edad, educación, estado civil y tamaño del hogar, así como por interacciones y efectos no lineales de estas variables. También controlamos por la región de residencia y por el año y mes de la entrevista.

Nuestros resultados muestran que el perfil del ciclo de vida del ingreso laboral tiene la forma de U invertida típicamente estimada utilizando otras fuentes de datos para Chile y otros países. Encontramos, además, que los efectos asociados al nivel de educación son importantes en magnitud. El gráfico 4 grafica los perfiles estimados para los tres grupos educacionales. Las demás variables han sido fijadas en el promedio muestral. Se puede ilustrar la magnitud del efecto educacional comparando tres individuos idénticos, salvo por los años de escolaridad cursados. A los 25 años de edad, un individuo con educación básica gana,

⁷ Utilizamos los ponderadores de la encuesta para construir las medias.

⁸ Ver Altonji y Segal (1996) para un análisis de procedimientos alternativos para ponderar.

⁹ Suponemos que el error de medición se cancela al colapsar los datos individuales en medias por cohorte, por lo que ignoramos este error en adelante.

CUADRO 3

Ingreso Promedio
(variable dependiente: logaritmo del ingreso mensual)

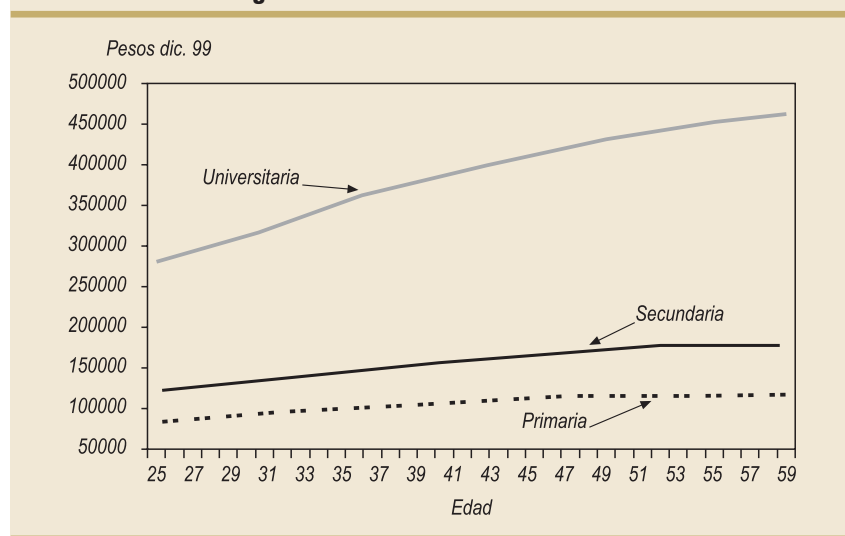
	Coeficiente	Error estándar robusto
Edad	0.030152	0.002192
Edad ²	-0.000312	0.000025
Años de escolaridad	-0.024810	0.004483
Años de escolaridad ²	0.003484	0.000285
Edad* años de escolaridad	0.000641	0.000062
Años de escolaridad ⁴	0.000006	0.000001
Tamaño del hogar	-0.009955	0.001391
Estado civil (casado=1)	0.190891	0.010351
Tamaño del hogar*estado civil	-0.002730	0.001902
Constante	10.93174	0.052274
R ²	0.56	

Estimación propia basada en la ESI, 1990-2000.

Las regresiones incluyen un set completo de *dummies* de año, de mes de entrevista y de región de residencia.

GRÁFICO 4

Ingreso Laboral Mensual Promedio



en promedio, alrededor de 85,000 pesos mensuales, mientras que un trabajador con educación media gana casi 120,000 pesos mensuales, una diferencia de 40 por ciento. Una persona con educación universitaria gana, en promedio, cerca de 280,000 pesos mensuales a los 25 años; es decir, 2.3 veces los ingresos de un individuo con educación secundaria. Estas diferencias aumentan con la edad. A los 50 años, un trabajador que cursó la educación superior gana 2.5 veces los ingresos de una persona que terminó solo la media, y 3.8 veces los ingresos de un individuo con octavo año básico.

Estas diferencias se agrandan al reconocer que la educación y el tamaño del hogar se relacionan inversamente, y que este tiene un impacto negativo sobre las remuneraciones. Asimismo, las personas más educadas tienen menor probabilidad de estar casadas, aunque esta correlación es bastante baja en la muestra.

1. La Dinámica del Ingreso

Como no podemos seguir a los mismos individuos en el tiempo, estimamos el modelo utilizando técnicas de panel sintético. Para cada individuo de la muestra obtenemos el componente no explicado del ingreso como $\hat{\eta} = y - Z\hat{\beta}$. Luego clasificamos las observaciones de acuerdo a la cohorte de nacimiento para formar nuestro panel sintético. El gráfico 5 sigue la varianza de la parte no explicada del ingreso para cada cohorte a lo largo del período de análisis. La varianza aumenta claramente con la edad, reflejo del hecho de que individuos que son idénticos ex ante tienen perfiles de ingreso muy distintos ex post. En otras palabras, en una muestra de agentes idénticos ex ante, la desigualdad de ingresos aumenta con el tiempo toda vez que la incertidumbre de ingresos posee

un componente permanente. Si todas las innovaciones fueran i.i.d., la distribución de ingresos sería independiente de la edad. Adicionalmente, los individuos comienzan su vida laboral en niveles muy distintos, pues la varianza inicial es bastante alta.

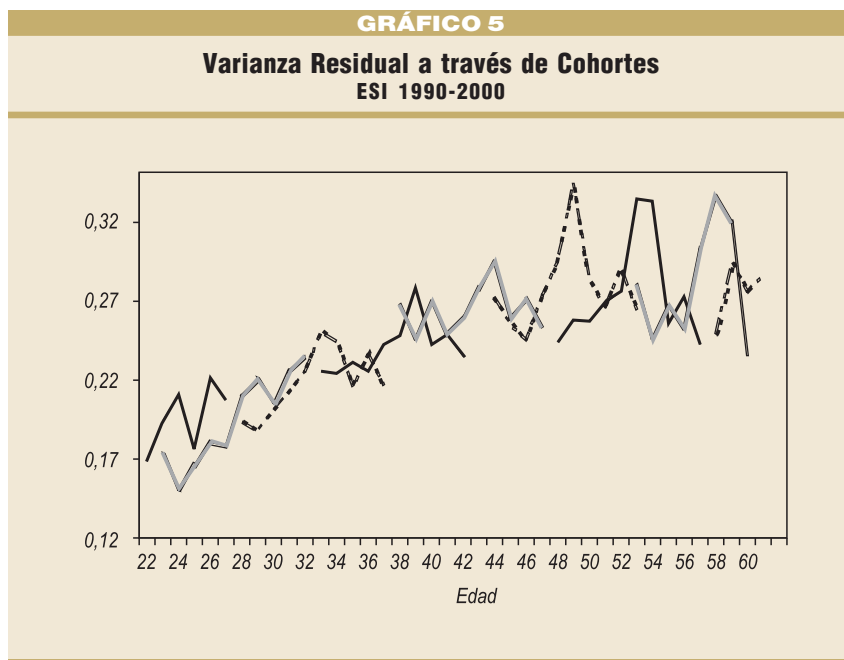
El gráfico 5 no muestra diferencias importantes a través de cohortes. Excepto por los más jóvenes, la senda de la varianza de dos cohortes consecutivas típicamente se cruzan, sin un patrón claro. Este resultado implica que personas nacidas en años distintos no debieran esperar diferencias en los

niveles de incertidumbre a una edad dada. Para todas las cohortes, la varianza alcanza su máximo alrededor del año 1996, lo que indica la presencia de efectos temporales en la varianza en el corte transversal de ingresos, posiblemente como resultado de fluctuaciones agregadas que alteran la dispersión de remuneraciones.

El cuadro 4 presenta la matriz de autocovarianzas del residuo del logaritmo del ingreso en la muestra. El triángulo superior derecho reporta las covarianzas, mientras que el inferior izquierdo, las correlaciones. Las autocorrelaciones de primer orden son altas y son seguidas por una caída importante a órdenes mayores. Estos patrones sugieren que los cambios en el ingreso pueden ser modelados como un proceso MA(1).

Los resultados de nuestra especificación base se encuentran en el cuadro 5, en el que definimos el ingreso como el ingreso individual anual sin transferencias gubernamentales. En el cuadro se analizan

tres casos, dependiendo de si el componente permanente sigue un camino aleatorio o un proceso AR(1) estacionario, y de si la parte transitoria sigue un proceso i.i.d. o un MA(1). En todos los casos, la varianza del componente transitorio no resulta estadísticamente significativa al 5 por ciento. Este



CUADRO 4
Matriz de Covarianzas de Cambios en el Logaritmo del Ingreso - ESI

	1991	1992	1993	1996	1997	1998	1999	2000
1991	0.000075	5.40E-06	2.20E-06	-5.1E-05	-3.10E-06	7.40E-06	0.000053	-0.000029
1992	0.70860 (0.0491)	0.00005	-0.00004	-0.00007	-0.00002	0.00004	0.00001	0.00003
1993	-0.54160 (0.1656)	-0.87000 (0.005)	0.00022	-0.00019	-0.00009	0.00027	-0.00011	-0.00006
1996	-0.07240 (0.8774)	-0.53340 (0.2175)	-0.03530 (0.9402)	0.00042	0.00010	-0.00041	0.00011	-0.00001
1997	0.29510 (0.5205)	-0.27810 (0.5459)	0.41300 (0.3571)	0.32160 (0.4373)	0.00017	-0.00019	-0.00004	0.00011
1998	-0.10130 (0.8289)	0.31320 (0.4939)	0.23720 (0.6086)	-0.86830 (0.0052)	-0.55230 (0.1558)	0.00050	-0.00014	-0.00003
1999	0.28160 (0.5406)	0.13170 (0.7784)	-0.53580 (0.2152)	0.21680 (0.6061)	-0.34050 (0.4091)	-0.33580 (0.4162)	0.00019	-0.00015
2000	-0.19110 (0.7169)	0.26450 (0.6124)	-0.23820 (0.6494)	-0.11660 (0.8033)	0.49230 (0.2617)	-0.01620 (0.9725)	-0.59620 (0.1577)	0.00032

Correlaciones bajo la diagonal, covarianzas sobre la diagonal.
Significancia entre paréntesis.

CUADRO 5

El Proceso Dinámico del Ingreso Laboral - ESI

	Componente Permanente Varianza	Autocorrelación	Componente Transitorio Varianza	Coef. MA(1)
Sin transferencias				
Permanente AR(1) Transitorio i.i.d.	0,00395 (0,00062)	0,93095 (0,02830)	-0,00028 (0,00028)	
Permanente camino aleatorio Transitorio MA(1)	0,00326 (0,00080)		0,00014 (0,00067)	0,15868 (2,64100)
Permanente camino aleatorio Transitorio i.i.d.	0,003028 (0,00067)		0,000303 (0,000264)	
Con transferencias				
Permanente AR(1) Transitorio i.i.d.	0,00394 (0,00062)	0,93077 (0,02900)	-0,00026 (0,00028)	
Permanente camino aleatorio Transitorio MA(1)	0,00327 (0,00081)		0,00014 (0,00068)	0,15871 (2,6169)
Permanente camino aleatorio Transitorio i.i.d.	0,00304 (0,00069)		0,00031 (0,00027)	
Errores estándar entre paréntesis.				

shock tampoco presenta persistencia. Estos resultados son coherentes con la hipótesis de que el componente transitorio es i.i.d a nivel individual y que su relevancia desaparece al promediar dentro de cohortes. En otras palabras, el componente transitorio no se puede distinguir de un error clásico de medición. El componente permanente sigue un proceso AR(1), con un coeficiente de autocorrelación que es significativamente menor que 1. La varianza estimada de este componente es mucho mayor que la estimada para la parte transitoria. Sin embargo, es un orden de magnitud menor que la estimada por diversos autores utilizando paneles de datos individuales para EE.UU., como el PSID.¹⁰ Esta gran diferencia puede deberse a que seguimos cohortes y no individuos en el tiempo.¹¹ Más abajo estudiamos esta hipótesis en mayor detalle.

El cuadro 5 presenta, además, las estimaciones de la dinámica incorporando las transferencias gubernamentales en la definición de ingresos. El objetivo es determinar el nivel de seguros que implícitamente otorga el gobierno a través de los subsidios monetarios. Existe una vasta literatura que analiza el rol de las transferencias públicas en la reducción de la pobreza y de la desigualdad en Chile (Baytelman, Cowan y De Gregorio, 1999; Engel, Galetovic y Raddatz, 1999). Nuestro trabajo analiza

si estas transferencias reducen la incertidumbre que enfrentan los trabajadores.

El proceso estimado del ingreso, con y sin transferencias públicas, es muy similar. Este resultado se debe a que solo unos pocos individuos de la muestra reportan recibir transferencias.¹² Sin embargo, al estimar por medio de una regresión *probit* la probabilidad de recibir subsidios monetarios en función del ingreso laboral y *dummies* de año, mes y región, obtenemos un efecto negativo y significativo de las remuneraciones percibidas. Luego, las transferencias del Gobierno sí juegan un rol redistributivo, aunque limitado, en nuestra muestra.¹³

Las estimaciones del modelo base restringe las varianzas a ser constantes, a pesar de que el modelo

¹⁰ Para resultados recientes, ver Meghir y Pistaferri (2004).

¹¹ Una comparación entre la variabilidad y la persistencia del ingreso usando datos individuales y agregados se encuentra en Pischke (1995).

¹² Solo 1.5 por ciento de los encuestados reporta haber recibido transferencias. La subdeclaración de subsidios monetarios puede ser consecuencia del hecho de que la mayor parte de estos se reciben con el salario, lo que puede llevar a los entrevistados a reportar incorrectamente las transferencias como parte de sus ingresos laborales.

¹³ El efecto marginal es igual a -2.08×10^{-8} , de modo que por cada 200,000 pesos adicionales de ingreso (alrededor de una desviación estándar en la muestra) reducen la probabilidad de recibir una transferencia pública en 0.42 puntos porcentuales.

estructural permite que varíen en el tiempo. Siguiendo a Meghir y Pistaferri (2004), podemos identificar la evolución de la varianza del *shock* utilizando las siguientes condiciones sobre los momentos:

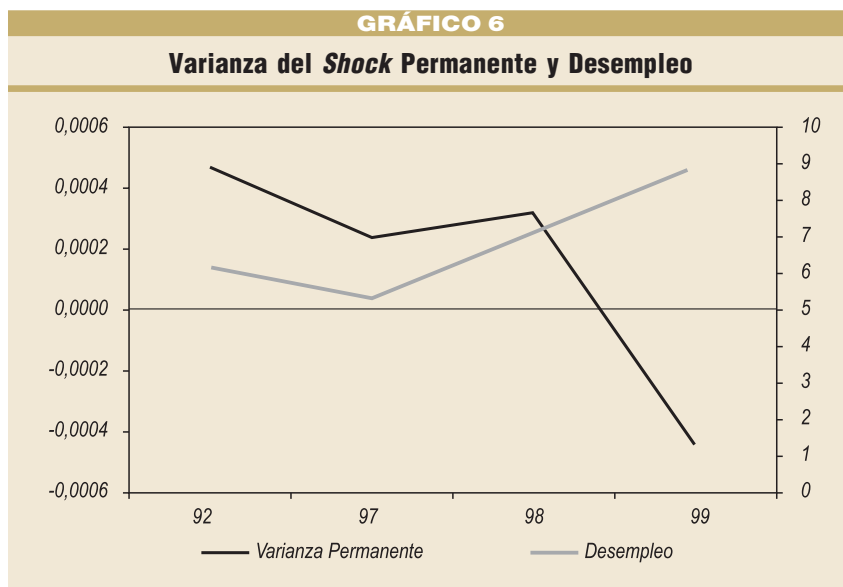
$$E \left[\Delta \eta^c_t \left(\sum_{j=-(1+q)}^{(1+q)} \Delta \eta^c_{t+j} \right) \right] = E(\sigma_{vt})$$

donde el supraíndice *c* indica cohortes, el subíndice *t* indica años y *q* es el orden del componente MA transitorio. El gráfico 6 presenta la evolución de la varianza del componente permanente junto con la tasa de desempleo. Lamentablemente, la muestra disponible es corta y fue interrumpida en 1994, de modo que solo podemos estimar la varianza para 1992, 1997, 1998 y 1999. Excepto por 1999, la varianza permanente y la tasa de desempleo se mueven de manera sincronizada. La estimación punto para 1999 es negativa; sin embargo, no es estadísticamente significativa. Luego, nuestros resultados sugieren que la incertidumbre de ingresos efectivamente se correlaciona con el ciclo económico.

2. Cohortes Sintéticas y Subestimación de la Varianza: Una Comparación entre Chile y EE.UU.

Para investigar con mayor detalle la hipótesis de que promediar cohortes lleva a una subestimación

de la varianza, reproducimos nuestro procedimiento de estimación utilizando datos para Estados Unidos. En particular, comparamos nuestros resultados para Chile con los que se obtienen de una muestra similar de trabajadores norteamericanos, usando tanto datos individuales como paneles sintéticos. La muestra se toma del PSID, encuesta longitudinal representativa que recopila datos anualmente sobre unos 8,000 hogares. El PSID reúne datos individuales y de hogares desde 1968, y desde entonces sigue anualmente a los mismos hogares y los que de ahí han nacido. La encuesta contiene vasta información sobre un gran número de variables económicas y demográficas. Para efectuar nuestras estimaciones, aprovechamos el hecho de que el PSID tiene estructura de panel, lo que nos permite estimar directamente la dinámica enfrentada a nivel

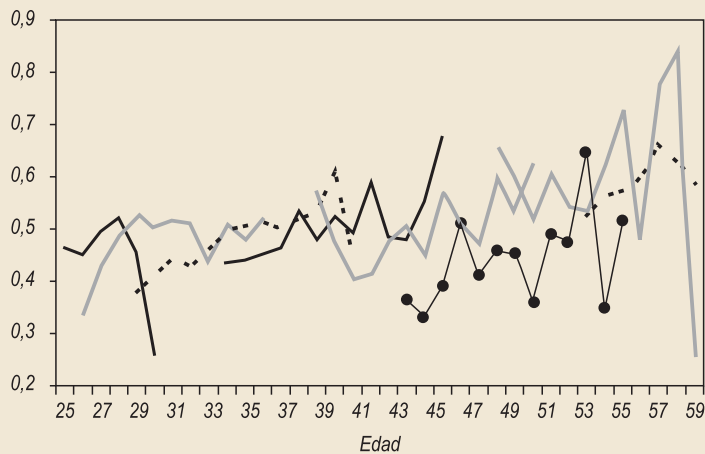


CUADRO 6
Estadísticas Descriptivas - PSID

	Promedio	Desv.Est.	Mínimo	Máximo	Mediana
Ingreso laboral anual (dólares 96)	39,714	40,119	1,076	1,274,859	32,617
Edad	39.3	8.5	25	60	38
Años de escolaridad	13.1	2.8	0	21	12
Tamaño del hogar	3.2	1.5	1	13	3
Estado civil (casado=1)	0.79	0.40	0	1	1

Fuente: PSID, 1988-97.

Varianza Residual a Través de Cohortes PSID 1988-1997



individual. Luego reestimamos el modelo utilizando datos de cohorte para así determinar los efectos sobre los parámetros de usar un panel sintético. Para nuestro análisis utilizamos las encuestas entre 1988 y 1997 (cuadro 6).

Nuestro análisis de los datos norteamericanos reproduce los pasos seguidos en las estimaciones con datos chilenos. Primero restringimos la muestra a hombres entre 25 y 60 años de edad. Luego deflactamos el ingreso salarial por el índice de precios al consumidor para residentes urbanos (CPI-U) y estimamos el componente predecible del ingreso utilizando las mismas formas funcionales escogidas para Chile. Finalmente, construimos una serie de la parte aleatoria del ingreso para cada individuo de la muestra. En todas las etapas usamos los pesos poblacionales provistos en el PSID para realizar las estimaciones.

Al igual que en el caso chileno, los resultados del análisis del comportamiento de la varianza residual para cada cohorte a lo largo del período muestral no revelan efectos cohorte importantes. Sin embargo, existen diferencias: (1) la varianza es bastante plana a lo largo del ciclo de vida, mientras que en Chile esta crece con la edad, y (2) la varianza es mucho más alta en Estados Unidos que en Chile: casi 2.05 veces mayor. Este resultado —que parece ser contraintuitivo pues los mercados emergentes se caracterizan por una mayor incertidumbre— no se debe a las distintas denominaciones del ingreso, puesto que este está expresado en logaritmos (gráfico 7).¹⁴

La brecha en el riesgo de ingresos puede ser resultado de las rigideces institucionales que reducen la dispersión salarial en Chile en comparación con el mercado laboral estadounidense. De acuerdo con Bertola e Ichino (1995), la desigualdad salarial depende de la habilidad de los trabajadores para moverse entre firmas, ocupaciones y regiones, en respuesta a *shocks* de demanda y de productividad. Luego, las diferencias en la dispersión de salarios puede ser reflejo de las instituciones que caracterizan el mercado laboral, los

costos de reasignación de trabajadores y la estructura de los contratos salariales.

Alternativamente, si los ingresos laborales son endógenos, la brecha puede ser explicada por la mayor disposición de los trabajadores de Estados Unidos para enfrentar la incertidumbre, pues cuentan con una gama más amplia de oportunidades para compartir riesgos en mercados de más alto desarrollo. Asimismo, el sistema de bienestar social es más grande en Estados Unidos que en Chile, y la participación femenina en la fuerza laboral es mayor. Todas estas son fuentes adicionales de protección para los trabajadores ante contingencias negativas. De este modo, los resultados son coherentes con la hipótesis de que los trabajadores estadounidenses pueden permitirse tomar riesgos mayores que quienes laboran en Chile, y pueden, por lo tanto, escoger trabajos y ocupaciones menos seguros.

La brecha entre las varianzas de los trabajadores de estos países se reduce con la edad de los individuos.

¹⁴ Las metodologías muestrales y la importancia del error de medición pueden, en parte, explicar estas diferencias. Sin embargo, la varianza del logaritmo del ingreso en los Estados Unidos es mayor que en Chile aún antes de corregir por las características de los trabajadores. Asimismo, el R^2 de la regresión es sustancialmente mayor en el caso chileno que en el norteamericano, de modo que una mayor porción de la variabilidad total se explica por la parte predecible de los ingresos. Estos hechos son consistentes con la noción de que los trabajadores chilenos enfrentan una menor incertidumbre de ingresos que los trabajadores norteamericanos. Los resultados utilizando la Current Population Survey (CPS) entre los años 1990 y 2000 son similares. Estos resultados están disponibles a petición de los interesados.

Este hecho también tiene una explicación basada en factores institucionales: las leyes de salario mínimo pueden tener un efecto proporcionalmente mayor entre los jóvenes en Chile que en Estados Unidos. En efecto, el salario mínimo real chileno aumentó 72% durante el período muestral, mientras que en Estados Unidos subió solo 18%.

En el cuadro 7 presentamos las estimaciones de la dinámica de remuneraciones utilizando información de los trabajadores americanos, y suponiendo que el proceso se puede caracterizar por un camino aleatorio más un *shock* transitorio i.i.d.. Para facilitar la comparación, el cuadro muestra nuevamente los resultados obtenidos con la ESI y luego presenta las estimaciones con el PSID usando cohortes sintéticas e individuos. Al igual que en el caso chileno, el proceso que encontramos puede ser descrito únicamente por el camino aleatorio, pues el *shock* transitorio desaparece al agregar. Asimismo, la varianza del *shock* permanente es mucho mayor en los Estados Unidos que en Chile, confirmando los resultados de los gráficos 5 y 7.¹⁵

Finalmente, al estimar los parámetros utilizando datos individuales del PSID, encontramos que la varianza del *shock* permanente es un orden de magnitud mayor que la obtenida utilizando cohortes. Asimismo, la varianza del *shock* transitorio resulta estadísticamente significativa (cuadro 7).¹⁶ Nuestros resultados son coherentes con los que presenta la literatura. Por ejemplo, Meghir y Pistaferri (2004) usan una muestra similar del PSID para encontrar que la varianza del componente permanente es 0.03130, mientras que la del error transitorio está entre 0.00779 y 0.03000.¹⁷

¹⁵ Los resultados cualitativos no cambian si suponemos un error $AR(1)$ más un *shock* i.i.d., o un camino aleatorio más un $MA(1)$.

¹⁶ Como la metodología de estimación no es lineal, no se debe esperar que la varianza a nivel de cohortes sea igual a la varianza a nivel individual dividida por el número de individuos en la cohorte.

¹⁷ En el trabajo de Meghir y Pistaferri (2004) se permite un error de medición. Los autores demuestran que no es posible distinguir el proceso de este error del proceso del *shock* transitorio sin información externa. Ellos estiman que la varianza del error de medición debe estar entre 0.01 y 0.03, si suponemos una estructura $MA(1)$ para el componente transitorio. Asimismo, estiman que el coeficiente $MA(1)$ debe estar acotado entre -0.18 y -0.25 .

CUADRO 7

La Dinámica del Ingreso Laboral en Chile y Estados Unidos

	Varianza permanente	Varianza transitoria
ESI - cohortes	0.00303 (0.00067)	0.00030 (0.00026)
PSID - cohortes	0.01181 (0.00362)	0.00080 (0.00157)
PSID - individuos	0.08150 (0.00839)	0.11173 (0.00644)

Errores estándar entre paréntesis.

Si extrapolamos al caso chileno la información contenida en los ejercicios basados en el PSID, la varianza del *shock* permanente es un orden de magnitud mayor a la estimada usando el panel de cohortes, es decir, cerca de 0.0209. Asimismo, es muy probable que la varianza del error transitorio sea mayor que cero. Estos resultados tienen implicancias importantes para el comportamiento de los consumidores. Por un lado, si las innovaciones son permanentes y los individuos son prudentes, entonces el ahorro por precaución adquiere relevancia cuantitativa (Deaton, 1992). Por otro lado, la desigualdad de la distribución del ingreso laboral resulta ser muy persistente. Por último, la posición de un individuo en particular en tal distribución también se vuelve duradera. En la sección que sigue generamos simulaciones que nos permiten ilustrar estos hechos. Primero simulamos los perfiles de ingreso basados en los procesos estimados y luego los utilizamos para generar distribuciones del ingreso y estimar la movilidad de los individuos a lo largo de ellas.

V. APLICACIÓN A LA MOVILIDAD DE INGRESOS

Los ejercicios que aquí presentamos se refieren a la desigualdad de ingresos y a su persistencia en el ciclo de vida. Usando los resultados del modelo base, ilustramos los efectos de la varianza y persistencia de las remuneraciones totales. Primero estimamos matrices de transición —la probabilidad condicional de que un individuo se mueva a lo largo de la distribución del ingreso— que resultan de la persistencia estimada. Luego construimos la distribución que resulta de las varianzas estimadas.

Para construir las matrices de transición y las

CUADRO 8**Movilidad Laboral Simulada**

a. Matriz de Transición a Un Año - ESI - Camino Aleatorio

Quintil en t	Quintil en t+1				
	1	2	3	4	5
1	0.84	0.14	0.01	0.00	0.00
2	0.14	0.65	0.19	0.02	0.00
3	0.01	0.19	0.60	0.18	0.01
4	0.00	0.02	0.19	0.65	0.15
5	0.00	0.00	0.01	0.15	0.84

b. Matriz de Transición a Un Año - ESI - AR(1)

Quintil en t	Quintil en t+1				
	1	2	3	4	5
1	0.77	0.20	0.03	0.00	0.00
2	0.20	0.50	0.25	0.05	0.00
3	0.03	0.25	0.45	0.25	0.03
4	0.00	0.05	0.25	0.50	0.20
5	0.00	0.00	0.03	0.20	0.76

CUADRO 9**Movilidad Laboral Simulada**

a. Matriz de Transición a Diez Años - ESI - Camino Aleatorio

Quintil en t	Quintil en t+10				
	1	2	3	4	5
1	0.58	0.25	0.11	0.05	0.02
2	0.25	0.32	0.24	0.13	0.05
3	0.11	0.24	0.29	0.24	0.11
4	0.04	0.14	0.24	0.32	0.26
5	0.01	0.05	0.12	0.25	0.56

b. Matriz de Transición a Diez Años - ESI - AR(1)

Quintil en t	Quintil en t+10				
	1	2	3	4	5
1	0.40	0.24	0.18	0.12	0.06
2	0.25	0.24	0.21	0.18	0.12
3	0.18	0.22	0.22	0.21	0.18
4	0.12	0.18	0.21	0.24	0.25
5	0.06	0.12	0.18	0.25	0.39

distribuciones generamos 5,000 perfiles de ingresos basados en nuestras estimaciones. Suponemos un ciclo de vida laboral que dura 35 años a partir de los 25 años de edad y fijamos los parámetros del modelo en los niveles presentados en el cuadro 5.

Suponemos que los individuos son idénticos al iniciar sus ciclos de vida. El cuadro 8 muestra las matrices de transición que resultan de suponer un camino aleatorio y un proceso autorregresivo de primer orden con coeficiente igual a 0.93095. Como las innovaciones son altamente persistentes, la movilidad resultante es bastante limitada. Por ejemplo, un individuo en el quintil más pobre permanece allí por otro período con una probabilidad de entre 0.77 y 0.84. La movilidad es muy similar en el otro extremo de la distribución. Como es de esperar, la movilidad se concentra en los quintiles medios, pero aun ahí la persistencia es bastante alta. El cuadro 9 muestra las transiciones a diez años (es decir, la probabilidad de que un individuo en un quintil i cualquiera esté en el quintil j en diez años más). Como los procesos estimados son altamente persistentes, la movilidad también es limitada aun en un horizonte de diez años. Los gráficos 8 y 9 muestran la probabilidad de que un individuo esté en los quintiles tercero y primero (el más pobre), respectivamente, bajo los dos niveles alternativos de persistencia, en algún momento de su vida. Una implicancia importante de nuestros resultados es que la pobreza y la distribución del ingreso en Chile deberían cambiar muy poco en el tiempo.

El nivel de la varianza del proceso estimado tiene consecuencias relevantes para la asimetría de la distribución del ingreso (cuadro 10).

En el cuadro mostramos la participación en el ingreso total que se lleva cada quintil a distintas edades. La primera columna presenta los resultados utilizando la varianza estimada con la ESI, mientras que la segunda escala la varianza de modo de corregir la

subestimación por el uso de cohortes sintéticas. Los resultados indican, por ejemplo, que el 20% más rico entre los individuos de 30 años recibe una fracción de los ingresos totales que es 1.41 veces mayor que la fracción que se lleva el 20% más pobre en ese grupo etario, suponiendo la varianza sin corrección. Esta razón crece a 2.48 veces si utilizamos la varianza corregida según las estimaciones basadas en el PSID. La desigualdad simulada crece con la edad, porque los ingresos son altamente persistentes. A pesar de que las brechas simuladas son grandes, nuestro modelo no es capaz de explicar la desigualdad observada en los datos. De acuerdo con la Casen, el quintil más rico recibe una fracción 13.8 veces mayor que la que recibe el quintil más pobre.

Nuestra subestimación es el resultado de suponer que los individuos comienzan su vida laboral con idénticas características, en particular, el nivel educacional. Los resultados contenidos en el gráfico 4 muestran que la escolaridad explica una fracción importante de la desigualdad de ingresos en Chile. Sin embargo, una fracción importante de los sesgos de la distribución se explica por la varianza del proceso generador de ingresos individuales subyacente, una vez que redefinimos la escala de la varianza.

VI. CONCLUSIONES

En este trabajo estimamos la dinámica del proceso de ingresos laborales chilenos utilizando la Encuesta Suplementaria de Ingresos, ESI. Nuestros resultados sugieren que los ingresos son altamente persistentes. Asimismo, encontramos una baja varianza del ingreso individual; sin embargo, este resultado se debe al uso de paneles sintéticos en la estimación. Utilizando datos para trabajadores de Estados Unidos, encontramos que la metodología subestima la varianza en un orden de magnitud. Para analizar en detalle esta subestimación es necesario contar con paneles largos a nivel individual. Estos datos han sido recolectados

CUADRO 10

Distribución Simulada del Ingreso

		Participación en el Ingreso		Part. Q. V / Part. Q. I	
		ESI	ESI Escalada	ESI	ESI Escalada
30 años	Quintil I	0.17	0.12	1.41	2.48
	Quintil II	0.19	0.16		
	Quintil III	0.20	0.19		
	Quintil IV	0.21	0.23		
	Quintil V	0.24	0.30		
40 años	Quintil I	0.15	0.08	1.80	4.62
	Quintil II	0.18	0.13		
	Quintil III	0.20	0.17		
	Quintil IV	0.22	0.23		
	Quintil V	0.26	0.38		
50 años	Quintil I	0.13	0.06	2.14	7.43
	Quintil II	0.17	0.11		
	Quintil III	0.19	0.16		
	Quintil IV	0.22	0.23		
	Quintil V	0.28	0.45		
60 años	Quintil I	0.12	0.05	2.46	10.59
	Quintil II	0.16	0.09		
	Quintil III	0.19	0.14		
	Quintil IV	0.23	0.22		
	Quintil V	0.30	0.50		

por distintas organizaciones en Chile, incluso con frecuencia mensual. Lamentablemente, sin embargo, estas muestras no están disponibles para uso público.

REFERENCIAS

- Abowd, J. y D. Card (1989). "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes." *Econometrica* 57(2): 411–45.
- Anríquez, G., K. Cowan y J. De Gregorio (1998). "Poverty and Macroeconomic Policies: Chile 1987–1994." Documento de Trabajo 27. Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.
- Altonji, J.G. y L.M. Segal (1996). "Small-sample Bias in GMM Estimation of Covariance Structures." *Journal of Business and Economic Statistics* 14(3): 353–66.
- Álvarez, J., M. Browning y M. Ejrnæs (2002). "Modelling Income Processes with Lots of Heterogeneity." Manuscrito preparado para la Décima Conferencia Internacional sobre Datos de Panel. Berlín, Alemania, 5–6 de julio.
- Attanasio, O. y S.J. Davis (1996). "Relative Wage Movements and the Distribution of Consumption." *Journal of Political Economy* 104(6): 1227–62.

- Baytelman, Y., K. Cowan y J. De Gregorio (1999). "Política Económico-social y Bienestar: El Caso de Chile." Documento de Trabajo 56. Universidad de Chile, Centro de Economía Aplicada.
- Bertola, G. y A. Ichino (1995). "Wage Inequality and Unemployment: United States vs. Europe." En *NBER Macroeconomics Annual 1995*, editado por B.S. Bernanke y J. Rotemberg: 13–66. MIT Press.
- Beyer, H. y C. Le Foulon (2002). "Un Recorrido por las Desigualdades Salariales en Chile." *Estudios Públicos* 85: 139–75.
- Bound, J. y G. Johnson (1992). "Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An Evaluation of Alternative Explanations." *American Economic Review* 82(3): 371–92.
- Bravo, D. y A. Marinovic (1997). "Wage Inequality in Chile: 40 Years of Evidence." Mimeo, Universidad de Chile, Departamento de Economía.
- Contreras, D., O. Larrañaga, J. Litchfield y A. Valdés (2001). "Poverty and Income Distribution 1987–1998. New Evidence." *Cuadernos de Economía* 38(114): 191–208.
- Deaton, A. (1992). *Understanding Consumption*. Oxford University Press.
- Dynarski, S. y J. Gruber (1996). "Can Families Smooth Variable Earnings?" *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 229–303.
- Engel, E., A. Galetovic y C. Raddatz (1999). "Taxes and Income Distribution in Chile: Some Unpleasant Redistributive Arithmetic." *Journal of Development Economics* 59(1): 155–92.
- Granados, P. (2001). "Evolución de Ingresos de la Familia Chilena: 1990–1998." Tesis de Magister en Economía Aplicada, Universidad de Chile, Departamento de Ingeniería Industrial.
- Katz, L.F. y K.M. Murphy (1992). "Changes in Relative Wages, 1963–1987: Supply and Demand Factors." *Quarterly Journal of Economics* 107(1): 35–78.
- Larrañaga, O. (1994). "Gasto Social en Chile: Incidencia Distributiva e Incentivos Laborales." Research paper I-76. Santiago: Universidad Alberto Hurtado.
- Meghir, C. y L. Pistaferri (2004). "Income Variance Dynamics and Heterogeneity." *Econometrica* 72(1): 1–32.
- Murphy, K.M. y F. Welch (1992). "The Structure of Wages." *Quarterly Journal of Economics* 107(1): 285–326.
- Pischke, J-S. (1995). "Individual Income, Incomplete Information, and Aggregate Consumption." *Econometrica* 63(4): 805–40.

APÉNDICE

ESTIMACIÓN DE LA DINÁMICA CON LA ENCUESTA CASEN

La literatura que analiza el ingreso de los hogares chilenos típicamente utiliza la encuesta Casen. Lamentablemente, esta encuesta recopila información con frecuencia bianual. Nuestros resultados basados en la ESI muestran que la dinámica de ingresos tiene alta persistencia, por lo que las estimaciones con la Casen no alcanzan a capturar la dinámica en el rezago de dos años. En este apéndice mostramos formalmente que no es posible estimar nuestro proceso de ingresos utilizando esta encuesta.

El modelo base supone que se puede descomponer la parte estocástica del ingreso entre un *shock* transitorio y uno permanente:

$$\eta_{it} = y_{it}^p + \mu_{it} + \omega_{it}$$

Si el *shock* permanente sigue un camino aleatorio y el *shock* transitorio sigue un proceso MA(1), entonces

$$y_{it}^p = y_{it-1}^p + v_{it}$$

$$\mu_{it} = \varepsilon_{it} - \theta \varepsilon_{it-1}$$

Para identificar los parámetros del modelo, utilizamos el MGM que minimiza la distancia entre momentos poblacionales y muestrales. Para usar la Casen, se debe, entonces, especificar las varianzas y covarianzas de las segundas diferencias:

$$\Delta_2 \eta_{it} = \eta_{it} - \eta_{it-2} = v_{it} + v_{it-1} + \varepsilon_{it} - \theta \varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2} + \theta \varepsilon_{it-3}$$

Los momentos poblacionales relevantes son:

$$\text{Var}(\Delta_2 \eta_{it}) = \sigma_{vt} + \sigma_{v_{t-1}} + \sigma_{\varepsilon t} + \theta^2 \sigma_{\varepsilon_{t-1}} + \sigma_{\varepsilon_{t-2}} + \theta^2 \sigma_{\varepsilon_{t-3}}$$

$$\text{Cov}(\Delta_2 \eta_{it}, \Delta_2 \eta_{it-2}) = -\sigma_{\varepsilon_{t-2}} - \theta^2 \sigma_{\varepsilon_{t-3}}$$

$$\text{Cov}(\Delta_2 \eta_{it}, \Delta_2 \eta_{it-j}) = 0, \quad j \geq 4$$

Si las varianzas son constantes en el tiempo, entonces las condiciones de identificación se reducen a

$$\text{Var}(\Delta_2 \eta_{it}) = 2\sigma_v + 2(1 + \theta^2)\sigma_\varepsilon$$

$$\text{Cov}(\Delta_2 \eta_{it}, \Delta_2 \eta_{it-2}) = -(1 + \theta^2)\sigma_\varepsilon$$

$$\text{Cov}(\Delta_2 \eta_{it}, \Delta_2 \eta_{it-j}) = 0, \quad j \geq 4$$

Este modelo no tiene una solución única: solo provee de dos ecuaciones con información útil, pero tiene tres incógnitas que determinar. De este modo, la Casen no contiene información suficiente como para estimar los parámetros subyacentes del modelo propuesto.