

FUNCIÓN DE INGRESOS DE LOS HOGARES CHILENOS: CICLO DE VIDA Y PERSISTENCIA DE SHOCKS*

Paulina Granados Z.**

I. INTRODUCCIÓN

Desde sus primeros días de vida, el ser humano busca alcanzar estados de bienestar, que comienzan con la satisfacción de sus necesidades básicas. A medida que crece y se independiza, genera ingresos propios y tener un buen vivir pasa a ser una preocupación constante, más aún cuando decide formar una familia y probar nuevas formas de alcanzar objetivos de más largo plazo. Aunque no siempre de manera muy consciente, la preocupación por generar ingresos tanto suficientes como estables, así como por disminuir la incertidumbre de estos en el futuro, es una de las bases que determinan el perfil de ingresos del hogar durante el ciclo de vida. Desde un punto de vista macroeconómico, al observar los hogares agregadamente, vemos que lo que ellos deciden consumir y ahorrar será probablemente un componente importante del crecimiento económico del país que habitan. El consumo constituye aproximadamente dos tercios del PIB. La diferencia entre consumo e ingreso — ahorro— determina el stock de riqueza de un país, el que a su vez define la tasa de crecimiento del PIB. Por lo tanto, para entender el ciclo económico y el crecimiento, se debe entender el comportamiento tanto del consumo como del ingreso. En este artículo se intentará profundizar en los factores que determinan el nivel y la evolución de los ingresos de los hogares durante su ciclo de vida, y en cómo se verá afectado este patrón de ingresos ante *shocks* económicos, ya sea expansivos o contractivos, aprendiendo sobre la persistencia del efecto en el tiempo.

Sobre la base de la información de la Encuesta Suplementaria de Ingreso (ESI) para el período 1990-98, que levanta anualmente el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile, se estudiará la evolución de ingresos de las familias chilenas durante el ciclo de vida. Esta evolución incorpora dos elementos: un

componente esperado, que refleja la parte determinística del proceso de ingresos, y un componente aleatorio, que captura los *shocks* inesperados que las familias enfrentan a lo largo de la vida (por ejemplo, pérdida repentina del empleo, alzas de salario, bonos del Estado, herencias, premios en juegos de azar). Este componente aleatorio se descompone entre *shocks* transitorios y permanentes al ingreso, lo que permite entender cómo estos afectan a los hogares y cuál es su persistencia en el tiempo.¹

La gran mayoría de los estudios sobre la evolución de ingreso de hogares y personas en Chile se ha realizado en base a comparaciones en el tiempo, a partir de datos de corte transversal. Los análisis de este tipo entregan una representación errada de la realidad, ya que confunden efectos cíclicos con efectos generacionales que determinan el perfil de ingreso durante el ciclo de vida. Ante la inexistencia de datos de panel para el ingreso familiar en Chile, en el presente estudio se construye un pseudo-panel que permite seguir durante el ciclo de vida a generaciones contemporáneas y así rescatar la dinámica de ingresos en el tiempo.

Con respecto al componente esperado del ingreso, se realizan estimaciones econométricas para la función de ingreso individual de los hogares durante el ciclo de vida, como también estimaciones de funciones según el nivel educacional del jefe de hogar. En lo relativo al componente aleatorio, se estima el proceso que sigue el residuo promedio por generación de las regresiones de ingreso en el tiempo, utilizando el Método Generalizado de Momentos.

* Las opiniones expresadas en este trabajo son de exclusiva responsabilidad de la autora.

** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. e-mail: pgranados@bcentral.cl.

Agradezco especialmente a Andrea Repetto por sus conocimientos y aportes a este artículo. Además, los valiosos comentarios de Pablo García, Patricio Meller, Alejandra Mizala, Rómulo Chumacero, Carlos García y un árbitro anónimo; la excelente colaboración de Ana María Veliz, Ana Piquer, Carolina Palma, Fernando Díaz y, como siempre, a Norma, Sergio, Marisol y Francisca.

¹ Para análisis similares con datos de personas en Chile, ver Huneus y Repetto (2003).

Como primer resultado, se obtiene la función de ingreso de los hogares chilenos, y funciones separadas según el nivel de educación del jefe de hogar. Este estudio entrega evidencia de que las generaciones que aparecen antes en la economía tienen perfiles de ingreso menores durante el ciclo de vida que las generaciones sucesivas (efecto cohorte). También muestra que el ingreso aumenta con la edad del jefe de hogar hasta la medianía de la vida, para decrecer o estabilizarse hacia el final del ciclo (efecto edad). Finalmente, se muestra que el ciclo económico afecta contemporáneamente al ingreso de los hogares (efecto tiempo). Además de los efectos anteriores, la parte determinística de la función de ingreso es explicada significativamente por las siguientes variables características: tamaño, número de menores de 15 años y número de ocupados en el hogar, y género, estado civil y nivel de educación del jefe de hogar.

Como segundo resultado se obtiene el proceso que sigue la parte aleatoria de la función de ingreso. Se entrega evidencia tanto de la magnitud como de la persistencia de *shocks* inesperados al ingreso, siendo componentes de medias móviles de primer y segundo orden, y procesos autorregresivos de primer orden los que mejor la explican. Al desagregar por nivel educacional del jefe de hogar, son los menos educados los que conservan la persistencia agregada, en contraposición con la evidencia de ruido blanco para hogares de calificación media y alta, dando cuenta de la influencia sobre la muestra total de los hogares de baja calificación.

La principal limitación de este estudio es que, dado que se sigue a hogares de la misma generación durante el ciclo de vida, al estimar el proceso de la parte aleatoria de la función de ingreso se presume que todas las familias de una misma generación se comportan de igual forma en lo relativo a la dinámica de ingreso. Parece intuitivo reconocer variabilidad

entre familias de una misma generación, por lo que se estaría subestimando la varianza del ingreso del hogar. Al analizar la dinámica de ingreso de hogares, la única forma de solucionar este sesgo es utilizando datos de panel —los que no existen aún para Chile— o tener algún cálculo de la subestimación de la varianza del ingreso.

El trabajo está estructurado de la siguiente forma: en la sección siguiente se revisa la literatura económica con respecto a la estimación de la función de ingreso y su tratamiento bajo incertidumbre. En la sección III se presenta la estrategia empírica y se describen los datos. En la sección IV se exponen los principales resultados. La quinta y última sección concluye.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Entender el comportamiento del ingreso de las personas y hogares a lo largo de su ciclo de vida ha sido un tema relevante de investigación económica en los últimos cincuenta años.² Existe una gran cantidad de literatura sobre este tema, cuya vasta teoría y evidencia empírica ha enriquecido la discusión sobre cómo evoluciona el ingreso durante el ciclo de vida, tanto de personas como de hogares, y de la relación de este con otras variables relevantes como crecimiento, consumo, ahorro y movilidad social.

La relación entre consumo y ahorro ha sido bastante estudiada.³ La teoría ampliamente aceptada es intertemporal, es decir, ahorrar hoy significa consumir más mañana (Deaton, 1992).

Los primeros modelos intertemporales de consumo suponen que los consumidores no enfrentan incertidumbre. Surgen así la teoría del ciclo de vida (CV) de Modigliani (1986), en la que los individuos ahorran y desahorran para mantener un consumo constante a lo largo de su vida, y la del ingreso permanente (IP) de Friedman (1957), en la que el consumo de los individuos no depende del ingreso de cada período, sino de su valor presente.

Estudios más recientes se refieren al consumo bajo incertidumbre. Ahorro por motivo precaución y prudencia y presencia de restricciones de liquidez (Deaton, 1991; Runkle, 1991), equivalente cierto, activos como stock amortiguador, hipótesis del camino aleatorio (Hall, 1978) y otras intentan explicar el comportamiento del consumo de los individuos haciéndose cargo de la incertidumbre.

² Attanasio (1998) realiza una muy completa revisión de la evidencia en torno del perfil de consumo e ingreso durante el ciclo de vida, donde una de sus principales conclusiones es que este tipo de modelos solo puede ser testeado y estimado usando una especificación flexible de preferencias y datos a nivel individual.

³ Morandé y Vergara (2001), editan artículos de una amplia gama de autores que se refieren al análisis empírico del ahorro y sus determinantes, tanto en Chile como en el mundo, a nivel macroeconómico y microeconómico.

Existen numerosas fuentes de incertidumbre: como ingreso, mortalidad, demografía, acceso a la salud y educación. El ingreso es una de las principales. Surge como tema relevante, entonces, interiorizarse de cómo se comporta el ingreso de los individuos en el tiempo, variable esencial para determinar su ahorro.

Para ordenar la discusión, primero me referiré a las principales líneas de investigación y a la evolución de estas en el tiempo, para luego detenerme en el tratamiento de la función de ingreso bajo incertidumbre.

1. Entendiendo la Función de Ingreso

Las variables explicativas del ingreso han sido muy variadas en los trabajos empíricos que estudian el comportamiento del ingreso individual durante el ciclo de vida. Quizá el reconocimiento más relevante es que existen tres efectos esenciales que lo determinan: (1) *efecto edad* —típicamente, a medida que envejecemos, nuestro ingreso aumenta hasta alcanzar un máximo en la medianía de la vida, para luego decrecer—; (2) *efecto cohorte* —diferencias generacionales entre los individuos que varían tanto el nivel como la forma de sus perfiles de ingreso—; y (3) *efecto tiempo* (o *ciclo económico*), las condiciones económicas subyacentes causan efectos sobre el ingreso individual en la misma línea del comportamiento económico agregado.

El uso de datos longitudinales, como datos de panel que encuestan a los mismos individuos en el tiempo, evita la confusión de factores generacionales con los propios de la evolución del ingreso o consumo, ya que se sigue a los mismos individuos durante su ciclo de vida. Sin embargo, la escasez de datos longitudinales llevó al desarrollo de técnicas de cohorte,⁴ las que mediante datos de corte transversal permiten construir cohortes sintéticas y seguir a grupos homogéneos de hogares o individuos durante su ciclo de vida.⁵

Al incorporar explícitamente los efectos edad, cohorte y tiempo, nos hemos hecho cargo de parte importante de las posibles confusiones en la interpretación de los perfiles resultantes. Sin embargo, otra fuente de confusión surge al no agregar como variable explicativa de la función de ingreso el efecto *tamaño del hogar*. Los perfiles de *tamaño medio del hogar*, en general, son abultados durante

el ciclo de vida, por lo que no incluir esta variable en la estimación de ingreso de los hogares podría distorsionar las conclusiones, si el perfil de ingreso resultante fuese abultado.

Otras variables que se han incluido como explicativas en la literatura relacionada son: número de niños, número de adultos y número de personas mayores de 64 años en el hogar; género, nivel de educación y estado civil del jefe —o jefa— de hogar; y variables de oferta de trabajo, como *dummies* de empleo, número de personas que reciben ingreso y número de horas trabajadas por el o la cónyuge.

Para países desarrollados, existen estudios sobre evolución del ingreso durante el ciclo de vida, que se describen a continuación.

Gourinchas y Parker (1997), para datos de hogares estadounidenses entre 1980 y 1993, utilizan la técnica de cohorte para construir perfiles de edad de consumo e ingreso promedio durante el ciclo de vida entre diferentes grupos educacionales y ocupacionales. Luego de controlar por efectos tamaño de hogar, cohorte y ciclo económico, los perfiles típicos de ingreso son abultados con un máximo alrededor de los 50 años de edad del jefe de hogar para los datos completos. Al realizar el análisis para muestras separadas según el nivel educacional del jefe de hogar, el perfil abultado persiste y la magnitud del ingreso aumenta con la educación, durante todo el ciclo.

Tanto Attanasio y Weber (1994) —quienes utilizan técnica de cohortes para explicar el *boom* de consumo en Gran Bretaña a finales de la década de los ochenta— como Ameriks y Zeldes (2000) —que utilizan efectos edad, cohorte y tiempo para estudiar cómo varía la elección de portafolio de los hogares a lo largo de su ciclo de vida—, si bien no estiman un perfil de ingreso durante el

⁴ Las cohortes se utilizan para seguir a grupos homogéneos de personas en el tiempo, cuando no se dispone de datos de panel. Por ejemplo, si se dispone de datos anuales de corte transversal de ingreso de hogares, definiendo cohortes según el año de nacimiento del jefe de cada hogar, podemos seguir estas cohortes y ver cómo se comporta su ingreso en el tiempo. Por lo tanto, esta técnica nos permite construir un "pseudo-panel".

⁵ Para una completa y didáctica discusión sobre la visión errada de análisis de corte transversal versus cohortes generacionales para estudios durante el ciclo de vida, y las ventajas y desventajas de la utilización de pseudo-paneles, ver Granados (2002).

ciclo de vida, exponen una completa discusión sobre la utilización de la técnica de cohortes y cómo incorporar e interpretar los efectos edad, cohorte y tiempo en análisis dinámicos.

Para estudiar la importancia del ahorro por precaución de los hogares, Hubbard, Skinner y Zeldes (1994) utilizan la encuesta *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) a hogares estadounidenses entre 1982 y 1986. Estiman la función de ingreso laboral de los hogares, controlando por efectos edad y cohorte. Obtienen perfiles de ingreso abultados durante el ciclo de vida, que decrecen notoriamente después de la jubilación, tanto para los datos completos como para los separados según el nivel de educación del jefe de hogar.

Basados en la metodología descrita, Laibson, Repetto y Tobacman (1998) estiman la función de ingreso (que incluye salarios, transferencias, impuestos, herencia, etc.) para hogares estadounidenses durante el ciclo de vida, utilizando el PSID entre 1982 y 1992. Hacen una diferenciación en la incorporación del efecto edad, dependiendo de si el jefe de hogar participa en el mercado laboral (utilizan polinomio grado tres de la edad) o si ya está en su época de retiro (función lineal de la edad). Separando los datos según el nivel de educación del jefe de hogar y controlando por efectos edad, cohorte, tiempo y tamaño del hogar, estiman la función de ingreso durante el ciclo de vida. Obtienen perfiles abultados para las tres categorías educacionales, que crecen a medida que el nivel de educación aumenta.

Atanasio y Weber (1995) utilizan la encuesta de hogares estadounidenses *Consumer Expenditure* (CEX), entre 1980 y 1990. Construyen un pseudo-panel definiendo cohortes según el año de nacimiento del jefe de hogar, y calculan el ingreso medio del hogar durante el ciclo de vida. Obtienen un perfil de ingreso medio abultado con un máximo después de la jubilación del jefe de hogar para luego decrecer. No estiman la función de ingreso controlando por efectos edad, cohorte, tiempo y tamaño del hogar, sino que los incluyen en la estimación del consumo durante el ciclo de vida, tema central de su estudio.

Los siguientes son algunos de los estudios sobre el tema para países en desarrollo.

Deaton (1997) explica la evolución del ingreso promedio de hogares en Taiwán (China) 1976-90

(datos anuales de corte transversal), utilizando la descomposición de efectos edad, cohorte y tiempo. Además, explica detalladamente cómo introducir estos efectos en un modelo de ingreso y discute ampliamente las ventajas y desventajas de la utilización de datos de cohorte, a partir de datos de corte transversal, en contraposición con datos de panel.

Butelmann y Gallego (1999) analizan el comportamiento del ahorro de los hogares chilenos entre 1988 y 1996 (Encuesta de Presupuestos Familiares), contrastando sus resultados con la teoría del ciclo de vida – ingreso permanente y explorando el efecto de restricciones crediticias en la evolución del consumo. Constatan que el ingreso y características permanentes, como educación, son determinantes importantes del ahorro del hogar, tanto en análisis de corte transversal como en la evolución de serie de tiempo. Obtienen perfiles de ingreso abultados al controlar por efecto edad y cohorte. Al introducir el efecto tamaño del hogar, los perfiles resultantes son más bien crecientes, tendiendo a estabilizarse hacia el final del ciclo de vida, tanto para los datos totales como para los separados según el nivel de educación del jefe de hogar.

Martínez (2000) estudia el comportamiento dinámico de la distribución de ingresos en el Gran Santiago (1957-98) utilizando una técnica de cohortes. Muestra que la desigualdad de ingreso tiene un perfil cóncavo en la edad. Aunque menor, el efecto cohorte es cóncavo, mostrando que el aporte a la desigualdad fue positivo para aquellos hogares cuyo jefe nació entre 1892 y 1955 (es decir, cohortes más viejas), para posteriormente disminuir a medida que aumenta el año de nacimiento del jefe de hogar (cohortes más jóvenes). También se observa un efecto tiempo o ciclo económico coherente con la evolución económica de la época en estudio.

Contreras, Bravo y Puentes (1999) indagan sobre las variables que pueden haber ayudado al aumento de diez puntos porcentuales producido en la tasa de participación femenina entre 1983 y 1997. Utilizando una técnica de cohorte para datos del Gran Santiago, incluyen efecto edad, cohorte y tiempo, además de un conjunto de variables explicativas disponibles. Concluyen que la participación está fuertemente afectada por la edad de las mujeres; en menor magnitud, por la cohorte (o generación) a la que pertenecen; y finalmente, por el año en que se

encuentran. Esto conduce a pensar que el aumento en la tasa de participación femenina pudo deberse principalmente a un cambio en la composición etaria de la población femenina. Además, muestran que la tasa de participación femenina está positivamente relacionada con el nivel de educación de las cohortes y negativamente relacionada con el número de niños en la cohorte.

2. Incertidumbre del Ingreso

El análisis de la parte estocástica de la función de ingresos, es decir, aquella que no puede ser capturada por las variables explicativas del modelo, ha sido ampliamente discutida en la literatura económica.

Un ejemplo clásico es el estudio de Friedman (1957), en el que estima un proceso de error para el ingreso individual que combina el esquema permanente - transitorio con un proceso de medias móviles de primer orden (MA(1)). Hause (1977) estima procesos MA de mayor orden.⁶ La gran mayoría de los estudios sobre el tema relaciona componentes permanentes a procesos autorregresivos, y el componente transitorio se modela como un componente de ruido blanco más rezagos de este.

La descomposición del ingreso en un componente transitorio y otro permanente tiene implicancias importantes para una amplia variedad de investigación empírica. Por ejemplo, testear la hipótesis de CV-IP, en el contexto de incertidumbre en el ingreso, tiene una dependencia obvia de la distinción entre transitorio y permanente.

Baker (1997) compara el modelo de “perfil heterogéneo” de dinámica de ingreso, en el cual el ingreso/experiencia varía entre individuos, con un modelo en el cual el ingreso tiene una raíz unitaria. Las bases teóricas para el modelo de “perfil heterogéneo” suponen heterogeneidad en la inversión en capital humano entre individuos igualmente capaces (Becker, 1975). Existe vasta evidencia empírica que sostiene lo anterior. Por ejemplo, los graduados universitarios (de *college*) disfrutaban de tasas más altas de crecimiento de su ingreso que sus contrapartes con menores grados de educación (*high school* y *grade school*) en los primeros años de participación en el mercado laboral.⁷ El tipo de parametrización utilizada para modelar el error resultante de la regresión en

niveles de logaritmo del ingreso es de la forma siguiente: $U_{it} = \gamma_i + \lambda_i EXP_{it} + v_{it}$, donde γ_i y λ_i son un intercepto y la pendiente específicos para cada persona, EXP_{it} es la medida de la experiencia en el mercado laboral del individuo i en el período t , y v_{it} es, como ya se especificó, un componente del error que recoge la descomposición entre transitorio y permanente. El autor define v_{it} como un ARMA(p,q) y testea las hipótesis para distintos valores de p y q . Si el componente del proceso autorregresivo es igual a 1, entonces el ingreso individual tendrá una raíz unitaria. El modelo de raíz unitaria, en el que el ingreso individual se especifica como un camino aleatorio, tiene intuición menos obvia. Si el ingreso tiene una raíz unitaria, entonces el ingreso corriente es un estadístico suficiente para determinar el ingreso futuro. También existe una variada evidencia empírica para este modelo, que proviene de encuestas longitudinales nacionales representativas.⁸ El análisis de Baker cuestiona el modelo de raíz unitaria, sugiriendo que el de “perfil heterogéneo” provee una estimación más consistente de los datos por él utilizados (PSID, 1967-86).

Quizá en un contexto menos obvio, Topel y Ward (1992) usan datos longitudinales para estudiar el proceso de movilidad laboral y crecimiento en los salarios entre hombres jóvenes en Estados Unidos (1957-72), utilizando la descomposición transitorio/permanente en el ingreso laboral. Definen un modelo cuasi ARMA para la función de ingreso, con un AR(1) para el componente permanente más una perturbación puramente transitoria (η_{it}), es decir, $v_{it} = \rho v_{it-1} + \varepsilon_{it} + \eta_{it}$. Obtienen $\rho = 0.9701$, $\sigma_\varepsilon = 0.0173$ y $\sigma_\eta = 0.0128$. Muestran que un trabajador típico sostiene siete trabajos diferentes durante los primeros diez años en el mercado laboral, casi dos tercios de los que sostendrá en toda su vida laboral. La evolución del salario juega un rol clave en esta transición hacia un empleo estable: la ganancia de salario ante cambios de trabajo es al menos un tercio de la tasa de crecimiento del salario

⁶ Consultar Atkinson, Bourguignon y Morrison (1992) para un compendio bastante completo sobre esta línea de investigación en la década de los ochenta, y Baker (1997) y Haider (1997) para estudios posteriores a los ochenta.

⁷ Otras publicaciones que apoyan lo anterior son: Mincer 1974, Gordon 1984, Carroll y Summers 1989, Card 1994

⁸ MaCurdy 1982, Abowd y Card 1989, Topel 1991, Topel y Ward 1992.

a edades tempranas en el mercado laboral, y el salario es la clave determinante de las decisiones sobre cambios de trabajo entre trabajadores jóvenes.

Pischke (1995a) utiliza la parametrización ARMA(1,1) y ARMA(1,2) para el error arrojado por la regresión en primeras diferencias de logaritmo del ingreso, usando el PSID 1968-90. Muestra empíricamente que la reacción de los individuos a sus propios procesos de ingreso es la óptima. Sin embargo, no responden a variables agregadas, actuando como si tuvieran información incompleta. Adicionalmente, dado que el ingreso individual es menos persistente que el ingreso agregado, los consumidores reaccionan mucho menos a las variaciones de este último. El estudio también expone maneras de enfrentar problemas de error de medición en datos de ingreso de hogares entrevistados más de una vez, enfatizando que los cambios permanentes del ingreso generalmente son bien reportados por los hogares, a diferencia de los transitorios.

Los dos estudios siguientes contrastan el error de medición con datos reales de ingreso, para testear qué tan acertada es la parametrización que se supone para v_{it} . Ambos fueron realizados para datos de EE.UU. y no se puede presumir directamente que la conducta de los individuos en estudio sea similar para países en desarrollo, como Chile.

Duncan y Hill (1985) y Duncan y Mathiowetz (1985) estudiaron el error de medición contrastando ingresos reales de los trabajadores de una firma (boletas de pago) con la respuesta de estos al cuestionario del PSID. El mensaje es optimista: más del 80% de la variabilidad del ingreso está dada por la señal actual. La parte desafortunada de sus resultados es que el error de medición del ingreso parece estar correlacionado con muchos de los regresores típicos en ecuaciones de ingreso, lo que viola el supuesto de los modelos clásicos de errores en variables.

Pischke (1995b) resalta estudios empíricos previos que tratan de estimar procesos de dinámica de ingreso, y que típicamente han ignorado el error de medición o suponen que sigue una estructura

paramétrica particular (por ejemplo, ruido blanco no correlacionado). En ausencia de conocimientos directos acerca de las propiedades de procesos de error de medición, tales supuestos serían absolutamente necesarios para la identificación del modelo de ingreso. En su artículo, Pischke intenta establecer algunas relaciones simples entre el error de medición y la verdadera dinámica de ingreso, utilizando para esto los datos reales de ingreso laboral de los trabajadores de una empresa manufacturera del área de Detroit (entregados por la empresa), y los reportados directamente por los trabajadores utilizando un cuestionario análogo al que usa el PSID. Propone un modelo simple en el cual el error de medición es consecuencia de subdeclaración de fluctuaciones transitorias del ingreso y de un componente de ruido blanco. La parametrización corresponde a un efecto fijo individual, un camino aleatorio (permanente) y ruido blanco (transitorio). El modelo ajusta bien los datos. El resultado implica que se pueden estimar las autocorrelaciones en los cambios del ingreso con relativa exactitud, a pesar de la presencia de error de medición.

MaCurdy (1982) presenta una estructura de error de ingreso que ofrece un rico marco estadístico para análisis de datos de panel. Incluye como casos especiales la mayoría de las especificaciones de error encontradas en estudios longitudinales de salarios e ingresos. Presenta un conjunto general de procedimientos para elegir una estructura de error y cómo estimar sus parámetros. Utiliza estos procesos para ajustar una estructura de error para salarios e ingresos de hombres jóvenes utilizando datos obtenidos del panel de dinámica de ingreso de Michigan. Testea representaciones ARMA(p,q) para distintos valores de p y q. La representación ARMA(1,2) es la que mejor ajusta los datos, pero no es posible rechazar una representación ARMA(2,1). Sus estimaciones de las autocorrelaciones promedio son muy similares a las encontradas para el PSID por Abowd y Card (1989).⁹

Abowd y Card (1989) modelan la parte estocástica de la diferencia del ingreso y las horas trabajadas por hombres adultos utilizando tres componentes: error de medición serialmente no correlacionado, un componente de variación del ingreso con estructura de covarianza MA(2), y un componente transitorio de variación transversal a cambios en el

⁹ Sin embargo, en contraste con el hallazgo de no estacionalidad significativa de Abowd y Card, MaCurdy acepta una representación MA(2) estacionaria de cambios en el ingreso.

ingreso. Realizan el ejercicio para cuatro muestras construidas a partir de tres encuestas longitudinales (*Panel Study of Income Dynamics, National Longitudinal Survey of Men 45-59 y Seattle and Denver Income Maintenance Experiment Survey*, todas ellas levantadas para individuos estadounidenses). La estructura de covarianzas para las cuatro muestras presenta una similitud notable. En cada una de las cuatro muestras, las variaciones de ingresos y horas y las variaciones del ingreso promedio por hora, son negativas. Los cambios consecutivos en el ingreso y las horas, por otro lado, están fuertemente correlacionados negativamente, sugiriendo la presencia de error de medición aleatorio en los niveles de las dos variables. Finalmente, las variaciones de ingresos y horas, rezagadas más de dos períodos, no están correlacionadas en las cuatro muestras. Los autores concluyen que el modelo de componentes de varianza con los tres componentes definidos más arriba condensa satisfactoriamente la estructura de covarianza de los datos para cada muestra.

Baker y Solon (1997) estudian la desigualdad de ingresos en Canadá (1976-92) descomponiendo el cambio en el ingreso en un componente permanente y uno transitorio. Modelan el error acorde con (3) incorporando la correlación serial del componente transitorio a través de un proceso autorregresivo de primer orden. Muestran que el aumento de la desigualdad de ingresos refleja tanto un incremento en la desigualdad de largo plazo como un aumento en la inestabilidad del ingreso.

Carroll y Samwick (1995), para estudiar el ciclo de ahorro de los hogares en USA, usan el PSID entre 1968 y 1989. Controlando por efecto edad, variables demográficas, educación, ocupación y sector industrial al que pertenecen los hogares, modelan el error en diferencias de la función de ingreso, usando un *shock* completamente transitorio más un componente persistente. Ambos *shocks* fueron estadísticamente significativos al predecir los datos.

Hubbard, Skinner y Zeldes (1994), para estudiar el ahorro por motivo precaución durante el ciclo de vida, modelan la parte estocástica de la función de ingreso de los hogares usando un componente completamente transitorio más un proceso AR(1). Concluyen que hay diferencias entre grupos educacionales: las familias con jefes de hogar que desertaron de *high school* enfrentan fluctuaciones

de ingreso considerablemente mayores sobre el tiempo que aquellos con *college*. Para las tres categorías educacionales estudiadas, más de la mitad de la innovación en el logaritmo del ingreso es transitorio, mientras que el resto representa *shocks* al ingreso altamente persistentes.

Laibson, Repetto y Tobacman (1998), estudian el comportamiento de los individuos con respecto al ciclo de vida del ahorro para jubilación según categorías educacionales, estimando una función de ingreso laboral cuya parte estocástica (error de medición) consta de tres componentes: un efecto fijo individual, un proceso autorregresivo de primer orden (AR(1)) y un *shock* puramente transitorio. La introducción de un efecto fijo, no habitualmente encontrado en estudios previos, se incluye para capturar diferencias permanentes en el ingreso que no son completamente capturadas por las categorías educacionales; particularmente, diferencias en capital humano y habilidad para percibir ingresos. El proceso para el error es de la forma dada en (3), con v_{it} definido como un AR(1), más un *shock* puramente transitorio. Concluyen que la parametrización ajusta bien los datos. En el recuadro de la página siguiente se presenta un resumen de los parámetros estimados por algunos de los autores citados más arriba.

Los resultados expuestos fueron estimados por los respectivos autores, quienes usaron diferentes métodos. Pero, ¿cuál de estos métodos es el mejor para estimar los parámetros del error, según hayan sido especificados estos en la función de ingreso? Una técnica bastante aceptada consiste en minimizar la distancia entre las autocovarianzas teóricas y empíricas, es decir, calcular los momentos teóricos necesarios y sus análogos muestrales, para luego usar un estimador de distancia mínima y así obtener los parámetros del error (Método Generalizado de Momentos o GMM). Muchos de los estudios presentados utilizan esta metodología para estimar los parámetros del error (Abowd y Card, 1989; Pischke, 1995b; Baker, 1997; Baker y Solon, 1997; y Laibson, Repetto y Tobacman, 2000, entre otros).

III. ESTRATEGIA EMPÍRICA

En esta sección se detallan las especificaciones de la estimación de la función de ingreso durante el ciclo de vida, utilizando como variables explicativas los efectos edad, cohorte y tiempo, además de

RECUADRO

Cuadro Resumen de Parámetros Estimados para Diferentes Parametrizaciones del Error

Autor	Fuente de Datos	Proceso Utilizado para el Error	Valor de parámetros
MaCurdy (1982)	PSID 1967-76	ARMA(1,2) para logaritmo del ingreso en niveles. $U_i(t) + a_1 U_i(t-1) = \varepsilon_i(t) + m_1 \varepsilon_i(t-1) + m_2 \varepsilon_i(t-2)$ $E(\varepsilon_i^2(j)) = \sigma_\varepsilon^2$	$a_1 = -0.974$ $m_1 = -0.39$ $m_2 = -0.094$ $\sigma_\varepsilon^2 = 0.055$
Topel y Ward (1992)	LEED 1957-72 (Longitudinal employee-employer survey)	ARMA(1,0) más un <i>shock</i> puramente transitorio, para las primeras diferencias de logaritmo del ingreso. $U_i(t) = a_1 U_i(t-1) + \varepsilon_i(t) + \epsilon_i(t)$ $E(\varepsilon_i^2(j)) = \sigma_\varepsilon^2, E(\epsilon_i(t)) = \sigma_\epsilon^2$	$a_1 = 0.9701$ $\sigma_\varepsilon^2 = 0.0173$ $\sigma_\epsilon^2 = 0.0128$
Baker (1997)	PSID 1967-86	AR(1) para logaritmo del ingreso en niveles. $U_i(t) = a_1 U_i(t-1) + \varepsilon_i(t)$ $E(\varepsilon_i^2(j)) = \sigma_\varepsilon^2$	$a_1 = 0.423$ $\sigma_\varepsilon^2 = 0.089$
		ARMA(1,2) para logaritmo del ingreso en niveles. $U_i(t) + a_1 U_i(t-1) = \varepsilon_i(t) + m_1 \varepsilon_i(t-1) + m_2 \varepsilon_i(t-2)$ $E(\varepsilon_i^2(j)) = \sigma_\varepsilon^2$	$a_1 = -0.519$ $m_1 = -0.112$ $m_2 = -0.040$ $\sigma_\varepsilon^2 = 0.092$
		ARMA(1,1) para logaritmo del ingreso en niveles. $U_i(t) + a_1 U_i(t-1) = \varepsilon_i(t) + m_1 \varepsilon_i(t-1)$ $E(\varepsilon_i^2(j)) = \sigma_\varepsilon^2$	$a_1 = -0.430$ $m_1 = -0.003$ $\sigma_\varepsilon^2 = 0.088$
Laibson, Repetto y Tobacman (1998)	PSID 1980-92	Efecto fijo individual más AR(1) más <i>shock</i> transitorio, para las primeras diferencias de logaritmo del ingreso. $U_i(t) = v_i + a_1 U_i(t-1) + \varepsilon_i(t) + \epsilon_i(t)$ $E(\varepsilon_i^2(j)) = \sigma_\varepsilon^2, E(\epsilon_i(t)) = \sigma_\epsilon^2$	$a_1 = 0.511-0.688$ $\sigma_\varepsilon^2 = 0.052-0.073$ $\sigma_\epsilon^2 = 0.013-0.043$

Podemos inferir que, dados los casos particulares y muestras para Estados Unidos que utiliza cada autor, la parte estocástica de la función de ingreso estimada queda bien descrita por *shocks* que persisten de por vida sobre el ingreso del hogar, cuando los parámetros estimados de los procesos autorregresivos son distintos de cero, como se observa en todos los casos aquí descritos. Además, parece haber evidencia de que

procesos de medias móviles con uno o dos rezagos también explican bien los datos, los que, aunque no persisten de por vida, afectan al ingreso por uno o dos períodos, según corresponda. También hay evidencia a favor de que un *shock* completamente transitorio, descrito como $\epsilon_i(t)$ en las parametrizaciones del cuadro 1, explican parte importante de la variabilidad del ingreso de los hogares.

variables características del hogar. Luego se describe la estructura de un modelo transitorio-permanente general para la parte estocástica de funciones de ingreso dinámicas, donde además se especifican las parametrizaciones que se utilizan en el presente estudio.¹⁰ Finalmente, se describe brevemente la encuesta utilizada (ESI), detallando las variables que se usan directamente y las que se construyen a partir de esta, se especifican las restricciones aplicadas sobre la muestra anterior, obteniendo los datos finales que se procesarán, además de una descripción estadística de los mismos.

1. Perfil de Ingreso a lo Largo del Ciclo de Vida

En general, la función general de ingreso utilizada en la literatura económica es de la forma

$$Y_i(t) = X_i(t)\beta_i + U_i(t) \quad (1)$$

$$t = 1, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N,$$

donde $Y_i(t)$ es el ingreso real (o logaritmo natural de este) del individuo (u hogar) i en el año t , $X_i(t)$ es un vector de $1 \times K$ variables explicativas exógenas, β_i un es vector $K \times 1$ de parámetros y $U_i(t)$ es un término de error que representa características no observables determinantes del ingreso.

Existen tres efectos esenciales que determinan el ingreso. A medida que envejecemos, este aumenta hasta alcanzar un máximo en la medianía de la vida (efecto edad), para luego decrecer. Además, diferencias generacionales entre los individuos pueden variar tanto el perfil como el nivel de ingreso durante el ciclo de vida (efecto cohorte). Finalmente, las condiciones económicas subyacentes afectan contemporáneamente el ingreso de los individuos (efecto tiempo), coherente con el ciclo económico que ellos enfrentan. Por lo tanto, incorporando cohortes para identificar la generación a la que pertenece cada individuo (u hogar), la forma usual que adopta la función de ingreso en la literatura económica es la siguiente:

$$Y_{ic}(t) = X_{ic}(t)\beta_i + \alpha_{ia} + \gamma_{ic} + \psi_{it} + U_{ic}(t) \quad (2)$$

donde el subíndice c se refiere a la cohorte que se seguirá en el tiempo, $X_{ic}(t)$ contiene variables exógenas determinantes del ingreso, α_{ia} representa el efecto edad, γ_{ic} el efecto cohorte, ψ_{it} el efecto tiempo y $U_{ic}(t)$ es un término de error que representa características no observables determinantes del ingreso.¹¹

En este trabajo se estimará (2) tanto para la muestra completa como para submuestras separadas según el nivel de educación del jefe de hogar.

2. Estimación de los Parámetros de la Dinámica de Ingreso

Se quiere modelar la estructura del error de la función de ingreso definida en la ecuación (2). La manera más general en la literatura utiliza una parametrización que combina procesos autorregresivos con medias móviles, es decir, un proceso ARMA(p,q) más un *shock* puramente transitorio. Se describirá el caso en que $p=2$ y $q=2$, es decir, un proceso ARMA(2,2).

Un proceso ARMA(2,2) más un *shock* transitorio para el error U_{ct} , calculado a partir de la estimación de (2), queda descrito como sigue:

$$(1 - a_1L)(1 - a_2L)U_{ct} = \varepsilon_{ct}(1 + m_1L + m_2L^2) + v_{ct} \quad (3)$$

donde $a_1 \neq a_2 \wedge |a_1|, |a_2| < 1$, c se refiere a la cohorte que se seguirá en el tiempo t , L es el operador de rezagos, ε_{ct} es un componente de *ruido blanco* y v_{ct} es un *shock* puramente transitorio no correlacionado, independiente e idénticamente distribuido en el tiempo (iid).

Sea σ_ε^2 la varianza del componente de *ruido blanco* ε_{ct} , σ_v^2 la varianza del componente transitorio v_{ct} , y definamos $COV_k^\tau \equiv E(U_{ct}U_{c,t-k})$ como la autocovarianza teórica de U_{ct} , suponiendo que $E(U_{ct})=0 \forall ct$.

Es posible calcular, entonces, los momentos teóricos cuando U_{ct} sigue una representación ARMA(2,2). Zinde-Walsh (1998) y Karanasos (2000) calculan las autocovarianzas teóricas para un proceso

¹⁰ En Granados (2002) se describe el Método Generalizado de Momentos (GMM) y su aplicación para el proceso general antes descrito.

¹¹ Una completa discusión sobre las características específicas de la parametrización de los efectos edad, cohorte y tiempo se despliega en Granados (2002), e incluye la descripción completa de cómo implementar cada uno de ellos.

ARMA(p,q). Karanasos explicita las fórmulas para dos procesos ARMA(2,2) - (U_{1t}, U_{2t}) - con polinomios autorregresivos idénticos que difieren en los polinomios de medias móviles. Las autocovarianzas que a continuación se presentan se aplican en el caso particular en que ambos polinomios son idénticos y existe la perturbación transitoria v_{ct} definida en (11). Por lo tanto, las autocovarianzas están dadas por (4).

Los casos especiales que, además del anterior, se modelarán en el presente estudio son: ARMA(2,1), ARMA(1,2), ARMA(1,1), MA(2), MA(1), AR(2), AR(1).¹² Cada uno de los modelos anteriores se estimará en su forma pura y, además, agregando el *shock* transitorio v_{ct} . Nótese que, dadas las características de v_{ct} , la única diferencia entre incluir o no esta perturbación como explicativa de U_{ct} se manifiesta en que su varianza aparece como un término de la varianza de U_{ct} (es decir, en COV_0^τ). Las autocovarianzas teóricas para los procesos puros en cada caso se explicitan en Granados (2002).

$$COV_0^\tau = \sigma_\varepsilon^2 \left\{ \begin{array}{l} \frac{\begin{bmatrix} 1+m_1^2+m_2^2 \\ a_1+(2m_1+2m_1m_2)a_1 \\ +2m_1a_1^2 \end{bmatrix}}{(1-a_1a_2)(1-a_1^2)(a_1-a_2)} \\ + \frac{\begin{bmatrix} 1+m_1^2+m_2^2 \\ a_2+(2m_1+2m_1m_2)a_2 \\ +2m_1a_2^2 \end{bmatrix}}{(1-a_1a_2)(1-a_2^2)(a_2-a_1)} \end{array} \right\} + \sigma_v^2 \quad (4)$$

¹² Las autocovarianzas para los procesos MA(1) y MA(2) no fueron calculadas a partir de las fórmulas presentadas en (4), ya que al imponer $a_1=a_2=0$ estas quedan indefinidas. Por lo tanto, se calcularon directamente a partir de la definición de covarianza: Greene, (1997), 3° edición. Para obtener las fórmulas de covarianza para el resto de las parametrizaciones se impone lo siguiente en (4): ARMA(2,1) implica $m_2=0$; ARMA(1,2) implica $a_2=0$; ARMA(1,1) implica $a_2=m_2=0$; AR(2) implica $m_1=m_2=0$; AR(1) implica $a_2=m_1=m_2=0$.

¹³ Ver Granados (2002) para el detalle de la estimación GMM utilizada.

¹⁴ Encuesta trimestral del Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.

¹⁵ Otras fuentes sobre información de ingreso en Chile son: la encuesta CASEN (en el anexo 3 se realiza una comparación con la ESI para los años coincidentes), encuesta de ocupación y desocupación de la U. de Chile, y la encuesta de presupuesto familiar del INE.

$$COV_1^\tau = \sigma_\varepsilon^2 \left\{ \begin{array}{l} \frac{\begin{bmatrix} 1+m_1^2+m_2^2 \\ a_1+(m_1+m_1m_2)a_1 \\ +(m_1+m_1m_2)a_1^{-1} \\ +m_2a_1^2+m_2a_1^0 \end{bmatrix}}{(1-a_1a_2)(1-a_1^2)(a_1-a_2)} \\ + \frac{\begin{bmatrix} 1+m_1^2+m_2^2 \\ a_2+(m_1+m_1m_2)a_2 \\ +(m_1+m_1m_2)a_2^{-1} \\ +m_2a_2^2+m_2a_2^0 \end{bmatrix}}{(1-a_1a_2)(1-a_2^2)(a_2-a_1)} \end{array} \right\}$$

$$COV_k^\tau = \sigma_\varepsilon^2 \left\{ \begin{array}{l} \frac{\begin{bmatrix} 1+m_1^2+m_2^2 \\ a_1^{1+k}+(m_1+m_1m_2)a_1 \\ +(m_1+m_1m_2)a_1^{-1} \\ +m_2a_1^2+m_2a_1^{-2} \end{bmatrix}}{(1-a_1a_2)(1-a_1^2)(a_1-a_2)} \\ + \frac{\begin{bmatrix} 1+m_1^2+m_2^2 \\ a_2^{1+k}+(m_1+m_1m_2)a_2 \\ +(m_1+m_1m_2)a_2^{-1} \\ +m_2a_2^2+m_2a_2^{-2} \end{bmatrix}}{(1-a_1a_2)(1-a_2^2)(a_2-a_1)} \end{array} \right\}$$

Volviendo al caso general, para estimar los parámetros σ_ε^2 , σ_v^2 , a_1 , a_2 , m_1 , y m_2 se utiliza el método generalizado de momentos (GMM), minimizando la distancia entre las autocovarianzas teóricas y empíricas.¹³

3. Descripción de los Datos

Los datos utilizados en este estudio provienen de la Encuesta Suplementaria de Ingreso (ESI), módulo que se agrega en el último trimestre del año a la Encuesta Nacional de Empleo (E.N.E.),¹⁴ para conocer los ingresos percibidos por la población chilena.¹⁵ La encuesta se aplica a una muestra aproximada de 36 mil viviendas distribuidas en tres submuestras mensuales, y proporciona estimaciones para el país, las regiones y algunas zonas menores. La muestra excluye las viviendas colectivas y las viviendas particulares situadas en áreas de difícil acceso.

Tanto la encuesta de empleo como el módulo de ingresos se aplican a todas las personas de 15 años y más que son miembros del o los hogares que habitan la vivienda. Se pregunta por todos los ingresos netos que cada persona recibió en un mes. El mes de referencia es el anterior a la encuesta en el caso de los sueldos y salarios, arriendos recibidos, jubilaciones y pagos similares. Para el resto de los ingresos se pregunta por el promedio mensual recibido en el año. Asimismo, se pregunta por los arriendos imputados, que corresponden al valor que asignan los propietarios a la vivienda que habitan.

La información disponible abarca tanto *personas* (todos los individuos perceptores o no de ingreso) como *hogares*, estos últimos concebidos como unidad económica a la cual aportan, por definición, todos los miembros de él que reciben algún ingreso. En este estudio se utilizan los datos de hogares.¹⁶

Esta encuesta fue interrumpida en 1994. Durante el año 1995 se introdujeron algunos cambios al formulario de ingresos con relación al que se aplicaba antes de 1993. Estas modificaciones no afectan la comparabilidad de las cifras, pues consistieron básicamente en un reordenamiento de los submódulos. Cabe mencionar que las categorías de la variable *nivel de educación* fueron modificadas entre los períodos 1990-95 y 1996-98 y fue necesario un análisis más exhaustivo para hacerla homogénea o comparable entre períodos.¹⁷

Los submódulos de la ESI consideran: ingresos por sueldos y salarios netos y regalías monetarias y en especies; ingresos como empleador o trabajador por cuenta propia y autoconsumo; arriendos percibidos, arriendo estimado por casa propia, jubilaciones y pensiones, subsidio de cesantía, subsidios asistenciales y becas del Estado, mesadas, pensiones o donaciones entre hogares y, finalmente, intereses por depósitos, acciones o bonos.

Lo que se intenta explicar es cómo varía el ingreso de los hogares cuando cambian diversas variables independientes. En este estudio se usan los datos de ingreso reportados directamente por los hogares, es decir, valores no ajustados por cuentas nacionales. Solo se consideran los ingresos que no provienen de la riqueza. Como establece la literatura de consumo intertemporal, y en palabras de Pishcke (1995a), “el concepto correcto de ingreso es el ingreso familiar

neto, excluyéndose el ingreso de capital”. Además, se intenta asociar el ingreso neto del hogar al ingreso ligado al sector más formal de la economía y que es, probablemente, el que está más relacionado con decisiones familiares de largo plazo. Por lo tanto, se consideran todos aquellos que tienen directa relación: sueldos y salarios, jubilación, transferencias públicas a hogares y transferencias entre privados. No se consideran, a pesar de estar medidos en la ESI, ingresos como empleador, como trabajador por cuenta propia, rentas de la propiedad, arriendo estimado ni intereses.¹⁸ Cabe mencionar que las transferencias consideradas dentro de la variable de ingreso del hogar de este artículo probablemente actuarán de manera contracíclica ante *shocks* sobre el ingreso total.¹⁹ Por lo tanto, al estimar la persistencia de *shocks* sobre el ingreso, se estaría subestimando la varianza del ingreso del hogar, lo que debe tenerse en cuenta al analizar los resultados.

El monto de ingreso de cada hogar corresponde al de un mes representativo en el año respectivo. Para los ingresos provenientes de jubilación y transferencias públicas a hogares, los encuestados deben reportar el del mes anterior al levantamiento de esta. Sin embargo, para transferencias entre privados se consulta sobre el promedio mensual recibido. Con respecto a sueldos y salarios, la cifra incluye tanto las remuneraciones —reportadas por los encuestados según el monto recibido el mes anterior— como las regalías monetarias o en especies, sobre las que se consulta el promedio mensual para el último año. Por lo tanto, los promedios mensuales reportados por el hogar suavizan posibles *shocks* de ingreso, tanto en las transferencias entre privados como en las regalías monetarias o en especies que son parte de sueldos y salarios.

¹⁶ Para detalles, ver Granados (2002).

¹⁷ Para los detalles de la homologación, ver Granados (2002).

¹⁸ Cabe destacar que, bajo el supuesto anterior para definir el ingreso relevante, un 15% de los hogares tendrá ingreso cero, sin perjuicio de que estos hogares pudieran haber reportado montos positivos en las categorías de ingreso (provenientes de la riqueza) que no se consideran en este estudio.

¹⁹ Por ejemplo, si una mujer separada vive sola con sus hijos y recibe transferencias del esposo, estas probablemente aumentarán transitoriamente, si ella pierde su empleo. Lo mismo sucederá en el caso en que el jefe de hogar pierde su principal fuente de ingresos y el Estado otorga becas de estudios a los hijos, subsidios de cesantía u otros.

Para homogeneizar los montos de ingreso, se corrigieron las cifras por el IPC respectivo dejando todos los valores expresados en pesos de diciembre del 2000. Con el fin de evitar un sesgo en la medición, se eliminó al 1% más rico de los hogares para cada año, que son *outliers* evidentes.²⁰

Las variables utilizadas en este estudio son:

Variable dependiente: Ingreso del hogar.

Variables independientes: tamaño del hogar, número de personas menores de 15 años en el hogar, número de personas ocupadas en el hogar, género del jefe de hogar, estado civil del jefe de hogar, nivel de educación del jefe de hogar, efecto edad, efecto cohorte y efecto tiempo.

La muestra final solo considera a jefes de hogar de entre 20 y 80 años, además de eliminar incongruencias en la recolección de datos.²¹

En lo que respecta al nivel de educación del jefe de hogar, se definieron tres categorías en base a las posibilidades de la ESI: *baja* calificación (educación preescolar y básica), calificación *media* (educación media y técnica) y *alta* calificación (universitarios), siguiendo la metodología de Laibson et al. (1998). En el anexo 2 se detalla dicha construcción.

Con respecto al estado civil del jefe de hogar, se definieron solo dos categorías. Estas son *con pareja*

y *sin pareja*.²² Dado que lo que interesa es identificar los determinantes del ingreso, parece relevante saber si el jefe (o jefa) de hogar tiene o no un cónyuge que fomente la generación de ingresos del hogar.

Las variables que fueron construidas a partir de la ESI, y que son fundamentales para el presente estudio, se basan en la idea de que la evolución del ingreso familiar durante el ciclo de vida se ve afectada por tres efectos que lo determinan. Ellos son un efecto edad, que nos dice cómo varía el nivel de ingresos del hogar a medida que sus miembros van envejeciendo, un efecto cohorte, que intenta rescatar la idea de que puede haber efectos idiosincrásicos que determinarán el nivel de ingresos del jefe de hogar de por vida, que dependen del momento económico en que nació, y un efecto tiempo, que dice relación con el ciclo económico agregado que enfrentan los hogares durante su ciclo de vida.²³

Respecto del efecto edad, parece razonable intuir que el ingreso de los hogares crece a medida que este envejece, alcanzando su máximo en la medianía de la vida, para declinar hacia el final de su ciclo vital. Al momento de estimar una función de ingreso que tenga como variable explicativa el efecto edad del jefe de hogar, según qué tan abundantes sean los datos y de qué nos interese medir, parece razonable utilizar un polinomio de la edad del jefe de hogar; si queremos obligar a los datos a respetar cierto patrón, y *dummies* de edad si los datos son abundantes y queremos permitirles elegir algún patrón.²⁴ En el presente estudio utilizamos *dummies* de edad.

Con respecto al efecto cohorte, los hogares de la muestra se dividen en generaciones, definidas según el año de nacimiento del jefe de hogar.²⁵ Para este estudio se construyeron intervalos de cinco años definidos según el año de nacimiento del jefe de hogar. Por lo tanto, la cohorte nacida entre 1981 y 1985, cuyos jefes de hogar tenían entre 5 y 9 años en 1990, fue asignada como la cohorte 1; a la cohorte nacida entre 1976 y 1980, cuyos jefes de hogar tenían entre 10 y 14 años en 1990, se le asignó la cohorte 2; y así sucesivamente, retrocediendo en intervalos de cinco años, hasta llegar a la cohorte 19 para aquellos hogares cuyos jefes nacieron entre 1891 y 1895, es decir, quienes tenían entre 95 y 99 años en 1990.

Por último, el efecto tiempo se introduce para incorporar el ciclo económico en la estimación de la

²⁰ Como lo que interesa es estudiar la varianza del ingreso, no se restringe la muestra con respecto a esta variable salvo por la eliminación cada año del 1% más rico. Cabe destacar que, al restringir la muestra solo a hogares con ingresos positivos, se elimina 15% de los registros. Al restringir la muestra para sueldos y salarios superiores al salario mínimo legal para cada año, se elimina 43% de los registros. Esto último da cuenta de una posible subdeclaración de los hogares con respecto a sueldos y salarios, la que debe tenerse en cuenta al momento de interpretar los resultados.

²¹ Se eliminaron también los hogares que presentaban alguna de las siguientes incongruencias: (a) que reportaran ingresos laborales (sueldos y salarios) mayores que cero, pero que, sin embargo, no hubiera personas ocupadas; (b) hogares que reportaban la variable tamaño del hogar igual a cero y (c) hogares cuyo jefe de hogar tuviera edad igual a 99 años, ya que este código se utilizó también para designar a los hogares en que la edad del jefe de hogar se ignoraba. La cantidad de registros eliminados por los conceptos anteriores, de un total de 250,436, fue: (a) 904 (b) 5 (c) 8.

²² Con pareja incluye a las personas convivientes y casadas; sin pareja incluye personas viudas, solteras y separadas.

²³ Para una explicación detallada, consultar Granados (2002).

²⁴ En un estudio similar para hogares en Taiwán, Deaton (1997) utiliza *dummies* tanto para los efectos edad, cohorte y año para mostrar el comportamiento del ingreso de los hogares en el periodo 1976-90.

²⁵ Para una explicación detallada, ver Attanasio y Weber (1995).

función de ingreso. Algunos autores, como Laibson, Repetto y Tobacman (1998) utilizan la tasa de desempleo regional o similares para incluir dicho ciclo. Otra forma usual de proceder es utilizando dummies de año que capturen en la estimación el efecto del ciclo económico, como se hará en el presente estudio. Cabe destacar que entre los efectos edad, cohorte y tiempo existe una correlación lineal. El problema descansa en el hecho de que si conocemos la fecha y cuándo nació la cohorte, entonces podemos inferir la edad de la misma. Por esto, antes de proceder es necesario normalizar estos tres efectos.²⁶

En cuanto a la muestra total a utilizar, se observa que tanto los promedios de las variables como los estadísticos relevantes son coherentes en el tiempo. Notar que los valores medios y porcentuales se construyen ponderando por pesos poblacionales (cuadro 1).

En cuanto a la cantidad de hogares por cohorte luego de restringir la edad del jefe de hogar entre 20 y 80 años, se observa que el pseudo panel construido es no balanceado en el tiempo (cuadro 2).

²⁶ Dicha normalización se detalla en Granados (2002).

CUADRO 1

Resumen Estadístico de la Muestra

Variable	1990	1991	1992	1993	1995	1996	1997	1998
Ingreso del hogar (miles de \$)								
media	142.61	148.36	165.31	179.81	195.67	209.56	221.16	224.38
desv. est.	128.77	133.63	154.26	163.84	176.32	194.95	207.80	217.39
Edad del jefe de hogar (años)								
media	47.84	48.41	48.63	48.26	48.26	48.12	48.37	48.39
desv. est.	2.03	2.00	1.96	1.93	1.87	1.86	1.81	1.80
Tamaño del hogar (N° personas)								
media	4.11	4.07	4.03	3.99	3.90	3.88	3.81	3.77
desv. est.	2.03	2.00	1.96	1.93	1.87	1.86	1.81	1.80
Menores 15 años (N° personas)								
media	1.23	1.21	1.19	1.18	1.13	1.12	1.07	1.06
desv. est.	1.30	1.29	1.27	1.25	1.21	1.19	1.16	1.15
Ocupados en el hogar (N°)								
media	1.41	1.40	1.44	1.46	1.41	1.41	1.41	1.37
desv. est.	0.98	0.99	0.99	1.00	0.95	0.93	0.92	0.91
Género del jefe de hogar								
% Mujeres	21.8	22.7	22.8	23.5	23.2	20.8	21.1	22.1
desv. est.	0.41	0.41	0.41	0.42	0.42	0.40	0.41	0.41
Estado Civil del jefe de hogar								
% con pareja	73.5	72.6	72.3	72.6	72.7	73.1	72.5	71.6
desv. est.	0.44	0.45						
Nivel educacional jefe hogar								
% Baja Calificación	44.6	43.5	42.9	41.4	38.9	42.6	42.0	45.7
% Media Calificación	46.6	47.3	47.9	49.0	51.0	47.2	48.0	43.9
% Alta Calificación	8.8	9.2	9.2	9.6	10.1	10.1	10.1	10.5
desv. est.	0.41	0.41	0.41	0.42	0.42	0.40	0.41	0.41

CUADRO 2

Total de Hogares por Cohorte

Cohorte	Año de nacimiento del jefe de hogar	Edad del jefe de hogar en 1990	Muestra Utilizada (Nº de hogares)
2	1976-80	10-14	368
3	1971-75	15-19	4,080
4	1966-70	20-24	13,470
5	1961-65	25-29	23,766
6	1956-60	30-34	29,219
7	1951-55	35-39	28,298
8	1946-50	40-44	27,291
9	1941-45	45-49	25,188
10	1936-40	50-54	22,633
11	1931-35	55-59	21,030
12	1926-30	60-64	18,820
13	1921-25	65-69	13,987
14	1916-20	70-74	9,801
15	1911-15	75-79	3,899
16	1906-10	80-84	181

IV. PRINCIPALES RESULTADOS

A continuación se despliegan los resultados para la estimación de (2) sobre toda la muestra y para muestras separadas según el nivel educacional del jefe de hogar.²⁷ Luego, se presentan los resultados de la estimación del proceso que sigue el error promedio por cohorte en el tiempo de la función de ingreso.

Siguiendo la metodología de Laibson et al. (1998), en la primera etapa, se estima la función de ingresos utilizando el método Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). A priori, parece errado estimar en una segunda etapa la parte estocástica de la función de ingresos, dado que el residuo de una estimación de este tipo debería ser independiente e idénticamente distribuido para poder hacer una inferencia estadística válida de los coeficientes estimados. Sin embargo, por la naturaleza de la muestra utilizada, no es posible incorporar rezagos del ingreso en la primera etapa, dada la imposibilidad de seguir al mismo hogar en el tiempo. Por lo tanto, si bien se asumen errores independientes, se debe reconocer que

no necesariamente serán idénticamente distribuidos. Si bien los parámetros estimados serían consistentes usando MCO, los errores estándar no pueden ser usados para una inferencia estadística válida. Es así como se introduce la estimación de varianza robusta (Huber, 1967 y White, 1982) que estima errores estándar robustos a este tipo de desviaciones del caso típico. Así, al calcular el ingreso promedio por cohorte se definen las diferentes generaciones que tienen estructura de serie de tiempo. Esta operación no es inconsistente pues los errores promedio siguen conservando las características resultantes de una estimación MCO con errores robustos. Sin embargo, se debe tener en cuenta que se está subestimando la varianza del ingreso al asumir que todos los hogares pertenecientes a una misma generación tienen igual dinámica de ingreso.²⁸

1. Función de Ingreso

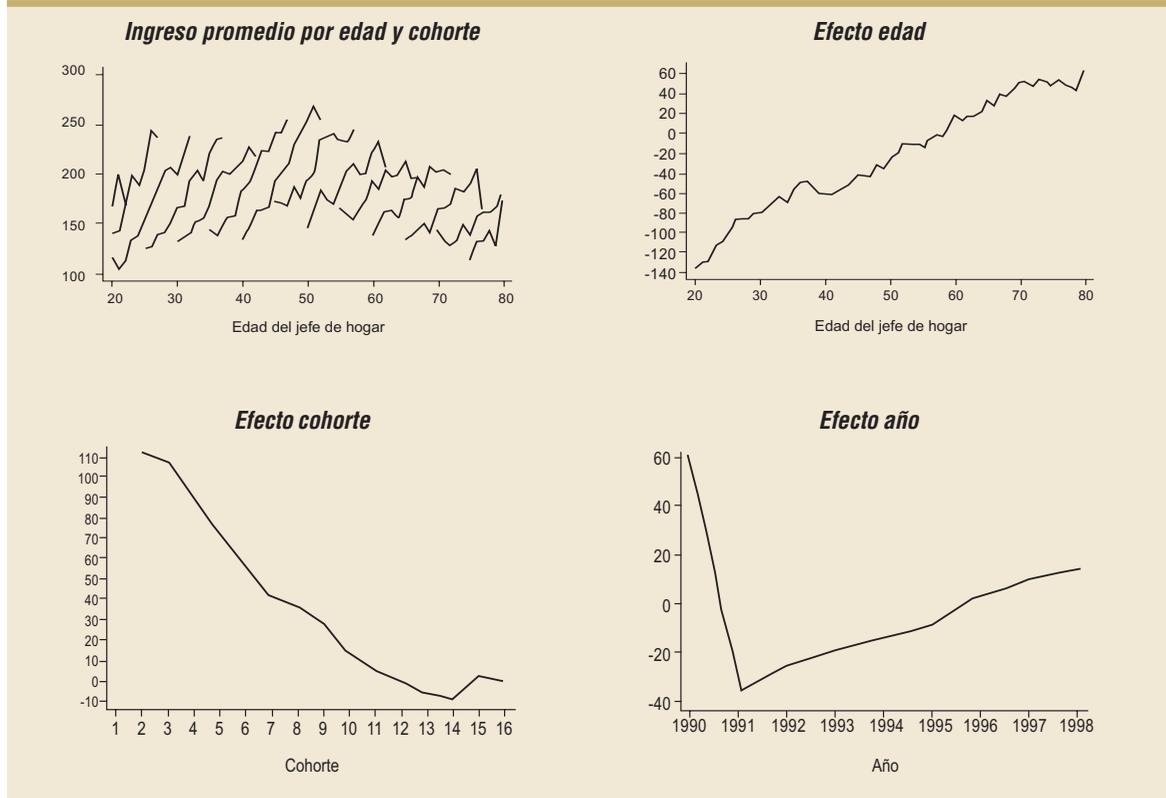
A continuación se discuten los resultados obtenidos para la estimación de (2) usando mínimos cuadrados ordinarios y errores robustos, que se muestran gráficamente en el gráfico 1. Los resultados de la regresión se presentan en el anexo 1. El test-F permite rechazar la hipótesis de que los parámetros del modelo sean cero. El R^2 es igual a 0.6313. Todos los coeficientes de las variables características son estadísticamente significativos. Las *dummies* de edad son estadísticamente significativas hasta los 49 años.

²⁷ El efecto edad se incluye a través de dummies, excepto en el caso de ingreso según nivel educacional. Ver Granados (2002) para los resultados para la muestra completa introduciendo el efecto edad vía un polinomio de esta.

²⁸ Para resultados sobre la subestimación de la varianza del ingreso al utilizar pseudo-paneles generacionales en vez de datos de panel, ver Huneus y Repetto (2003).

GRÁFICO 1

Efecto Edad, Cohorte y Tiempo para la Función de Ingreso de los Hogares (en miles de pesos de dic. 2000)



De los 50 a los 64 se pierde la significancia estadística, para volver a aparecer entre los 65 y los 80 años. Las *dummies* de cohorte son estadísticamente significativas entre las cohortes 1 y 8 (es decir, jefes de hogar nacidos entre 1950 y 1976). Todas las *dummies* de año son estadísticamente significativas. En el cuadro 3 se presentan los coeficientes estimados para las variables características del hogar.

El panel superior izquierdo del gráfico 1 muestra el promedio del ingreso para todas las cohortes observadas desde 1990 hasta 1998. Las líneas unen los puntos de una misma cohorte a medida que va envejeciendo durante el tiempo en que son observadas. Para una mejor comprensión me referiré a la construcción de la tercera línea del gráfico, que representa la evolución de ingresos de la cuarta cohorte (nacida entre 1971 y 1975, cuyos jefes de hogar tenían 20-24 años en 1990 y 28-32 años en 1998; es decir, esta cohorte es observada entre los 20 y los 32 años). El primer punto en la tercera línea

desde la izquierda en el gráfico 1 corresponde al ingreso promedio ponderado de todos los hogares cuyos jefes de hogar tenían 20 años en 1990 y que pertenecen a la cuarta cohorte. El ingreso promedio de quienes tenían 21 años de edad en 1991 está calculado y forma el segundo punto sobre el mismo segmento. El resto de las líneas sigue el mismo principio anterior. A medida que nos movemos hacia la derecha, estamos saltando a cohortes cada vez más *viejas*. Es directo inferir que para una misma edad del jefe de hogar, una cohorte más *joven* tiene un nivel de ingreso medio mayor que la siguiente. Si comparamos un hogar cuyo jefe de hogar nació, digamos, entre 1951 y 1955, correspondiente a la sexta línea del gráfico, con un hogar cuyo jefe de hogar nació entre 1946 y 1950, correspondiente a la séptima línea, vemos que el primero tiene a los 45 años un ingreso medio aproximado de \$225,000 comparado con \$160,000 del segundo. Esto podría explicarse porque el hogar *joven* aparece en la

economía accediendo, como piso, a tecnologías, educación y avances sociales que no tuvieron los hogares más *viejos*. Es así como variables idiosincráticas pueden determinar de por vida tanto el nivel como el perfil de ingresos de un hogar, dependiendo del momento de su aparición en la economía. Obsérvese el patrón clásico de U invertida durante el ciclo de vida en el primer panel del gráfico 1.

El efecto edad es creciente durante todo el ciclo de vida, mostrando una leve estabilización hacia el final (gráfico 1). El efecto cohorte es decreciente pero positivo para prácticamente todas las cohortes. El panel final muestra el efecto año, que es mucho más pequeño en magnitud que el efecto edad; muestra un patrón distintivo, con una caída violenta entre 1990 y 1991, consecuencia de la contracción económica de la época, y un crecimiento económico sostenido a partir de 1991.²⁹

El coeficiente es positivo y de \$18,350 para tamaño del hogar; es decir, a medida que el hogar crece, existen más posibilidades de que miembros de este aporten ingresos al hogar y, por ende, que aumente el ingreso familiar total. Además, cuando se requiere mantener económicamente a más personas se hace un mayor esfuerzo por generar ingresos (cuadro 3).

El coeficiente negativo para menores de 15 años en el hogar da cuenta de que, concordando con la intuición al respecto, mientras más niños hay en un hogar, menor es el ingreso de este, pues los niños no aportarían ingresos al hogar. Cada niño mermaría el ingreso del hogar en \$23,859.

²⁹ Se realizó el mismo ejercicio eliminando los datos para el año 1990, dada la presencia de errores de medición por ser el primer año de la encuesta. Si bien el nuevo efecto tiempo resultante es creciente durante todo el ciclo, los niveles de los efectos edad y cohorte varían sustancialmente, aunque conservan su efecto neto. Al eliminar los registros correspondientes a 1990 y redefinir las dummies de año como si 1990 nunca hubiese existido, el efecto tiempo sigue presentando una caída en los primeros años del ciclo, aunque cada vez de menor magnitud; los efectos edad y cohorte mantienen su efecto neto.

³⁰ Recordemos que se intentó resguardar los datos de casos extraños, como hogares readecuados que declaran al "abuelo" como jefe de hogar, a pesar de que este no sea el de mayores ingresos, restringiendo la edad del jefe de hogar entre 20 y 80 años.

CUADRO 3

Coeficientes Estimados de las Variables Características del Hogar^a

VARIABLES explicativas	Coeficientes estimados
Tamaño del hogar	18,530 (0.000)
Menores de 15 años en el hogar	-23,859 (0.000)
Número de ocupados en el hogar	52,393 (0.000)
Estado civil del jefe de hogar (sin pareja=1; con pareja=0)	-12,042 (0.000)
Género del jefe de hogar (femenino=1, masculino=0)	19,735 (0.000)
Nivel de educación del jefe de hogar	
Media Calificación	92,668 (0.000)
Alta Calificación	296,649 (0.000)

a. La variable dependiente es el ingreso individual del hogar mensual en \$ dic. 2000. Entre paréntesis se encuentra el *p-value* respectivo.

El número de ocupados en el hogar tiene coeficiente positivo, corroborando que mientras más personas con trabajo existen en el hogar, mayor es el ingreso total de este, aportando \$52,393 al ingreso del hogar.

El estado civil del jefe de hogar nos dice que cuando el jefe de hogar no tiene pareja, el ingreso total es menor. Una posible explicación es que socialmente existe una responsabilidad mayor con asegurar ingresos a quienes deben mantener a una familia, tanto así como el mayor esfuerzo de aquellos que tienen pareja por conseguir estabilidad en el largo plazo, lo que se materializa en mayor esfuerzo por generar ingresos.

Con respecto al género del jefe de hogar sucede algo peculiar. Lo que nos está diciendo el signo positivo del coeficiente estimado es que los hogares donde las mujeres son el jefe de hogar tienen mayor ingreso que aquellos donde el jefe es un hombre. Si bien a priori lo anterior parece contraintuitivo, debemos considerar una serie de cuestiones sobre las mujeres jefes de hogar de la muestra utilizada. Generalmente, cuando un hogar declara a uno de sus miembros como jefe de hogar, el criterio se refiere a quien aporta la mayor cantidad de ingresos a la familia³⁰. Además, parece inusual, dado el criterio más bien machista de la sociedad chilena, declarar a la cónyuge de una familia como jefa de hogar, aunque esta sea quien aporta mayor proporción de ingresos.

Lo que a continuación se comenta, si bien no explica el signo del coeficiente aquí estimado, dado que ya

se controló por tamaño del hogar, género, estado civil y nivel de educación del jefe de hogar, resulta interesante. Los hogares que declaran a mujeres como jefes de hogar se refieren, mayoritariamente, a mujeres solteras, separadas o viudas, que viven solas o con sus hijos. Para corroborar lo anterior, se observa que el promedio simple de la variable estado civil (*dummy* igual a 1 si el jefe de hogar pertenece a la categoría *sin pareja*³¹ y 0 si no), solo para las mujeres jefes de hogar de la muestra (22% del total de hogares) es de 0.85, es decir, efectivamente la mayoría de las jefas de hogar de la muestra conforman hogares sin un cónyuge. Además, la mitad de estas no reportan personas menores de 15 años (quienes corresponderían posiblemente a hijos de la jefa de hogar) y el número de menores de 15 años promedio para el resto de los registros es 1.83. Es decir, la gran mayoría de las jefas de hogar viven solas o tienen muy pocos hijos. Además, la edad promedio de ellas es 54 años. El 57% tiene un nivel de educación bajo, el 37% medio y el 6% restante, alto nivel educacional.

Continuando con la intuición detrás del signo positivo del coeficiente aquí estimado, es de conocimiento común que los hombres perciben salarios mayores que las mujeres en cargos equivalentes en el mercado laboral. Al correr la misma regresión anterior utilizando como variable dependiente el ingreso solo por concepto de sueldos y salarios en vez del ingreso total del hogar, el signo del coeficiente estimado se vuelve negativo, pero no es estadísticamente significativo. Esto, sin embargo, da señales con respecto a que quizá las transferencias privadas y públicas hacia los hogares (pensiones alimenticias para mujeres separadas, montepíos para mujeres viudas, u otra) podrían ser responsables del signo positivo en el coeficiente aquí estimado.

En el caso del nivel de educación del jefe de hogar, la intuición económica parece acertada, ya que ambos coeficientes son positivos (para media y alta calificación) y un hogar en que el jefe pertenece a la categoría alta calificación, tiene un perfil de ingreso mayor durante el ciclo de vida en una magnitud de \$203,981 mensuales con respecto a uno cuyo jefe accedió a educación media o técnica profesional, y en \$296,649 mensuales con respecto a uno cuyo jefe de hogar accedió solo a educación básica o primaria.

A modo de ejemplo, calcularemos el efecto neto de los efectos edad, cohorte y tiempo para un hogar cuyo jefe nació en 1947 (cohorte 8) en 1992, es

decir, cuando tenía 45 años de edad. El aporte del efecto edad a los 45 años es negativo en un monto aproximado de \$40,000. El aporte del efecto cohorte para este hogar cuyo jefe nació en 1947 es aproximadamente \$40,000. El aporte del efecto tiempo para el año 1992 es negativo en un monto aproximado de \$25,000. Por lo tanto, el aporte neto de los tres efectos es negativo en un monto de \$25,000 mensuales en 1992. Al evaluar las variables características del hogar en los promedios muestrales —ponderados por los pesos poblacionales respectivos— y sumando estos efectos, se obtiene un efecto neto de las variables características en el ingreso del hogar de \$205,840. Adicionando a este valor el aporte neto de los efectos edad, cohorte y tiempo antes calculado (monto negativo de \$25,000), observamos que un hogar cuyo jefe nació en 1947 (y que tenía 45 años de edad en el año 1992) tendría un ingreso total de \$180,840.

A continuación, se estima la ecuación (2) para cada nivel educacional del jefe de hogar. Incorporamos el ingreso directamente reportado por los hogares, un conjunto de variables características del hogar y *dummies* para incorporar los efectos edad, cohorte y tiempo. Usamos mínimos cuadrados ordinarios y errores robustos. El test-F permite rechazar la hipótesis de que los parámetros sean cero para los tres niveles de educación. El R^2 obtenido es 0.6443, 0.6186 y 0.6669 para baja, media y alta calificación, respectivamente.

El panel superior izquierdo del gráfico 2 muestra el promedio del ingreso para todas las cohortes observadas desde 1990 hasta 1998, diferenciadas por nivel educacional del jefe de hogar. Las líneas unen los puntos de una misma cohorte a medida que envejece, durante el período en que es observada. Los perfiles resaltan la idea de que, para baja y media calificación, una cohorte más joven tendrá mayor ingreso que una posterior para la misma edad. Sin embargo, para alta calificación, esto parece cumplirse solo en la primera mitad del ciclo de vida. A partir de los 50 años el patrón no es claro, y se producen intersecciones entre diferentes cohortes, lo que daría cuenta de que cohortes diferentes accederían a niveles similares de ingreso para edades específicas.

³¹ Como se especificó antes, con pareja incluye a las categorías conviviente y casada/o; sin pareja incluye viuda/o, soltera/o y separada/o.

Lo anterior podría estar reflejando posibles problemas de medición hacia el final del ciclo, que explicarían las intersecciones en la figura final del gráfico 2.

Para baja calificación, los coeficientes estimados son estadísticamente significativos excepto para la *dummy* de estado civil, las *dummies* de edad entre 52 y 54 años y luego entre 56 y 70, y para las cohortes nacidas entre 1906 y 1935 (cohorte 11 en adelante).

Para calificación media, los coeficientes estimados son estadísticamente significativos, excepto para las *dummies* de edad entre 31 y 39 años y luego entre 42 y 64, y para las cohortes nacidas entre 1906 y 1920 (cohorte 14 en adelante).

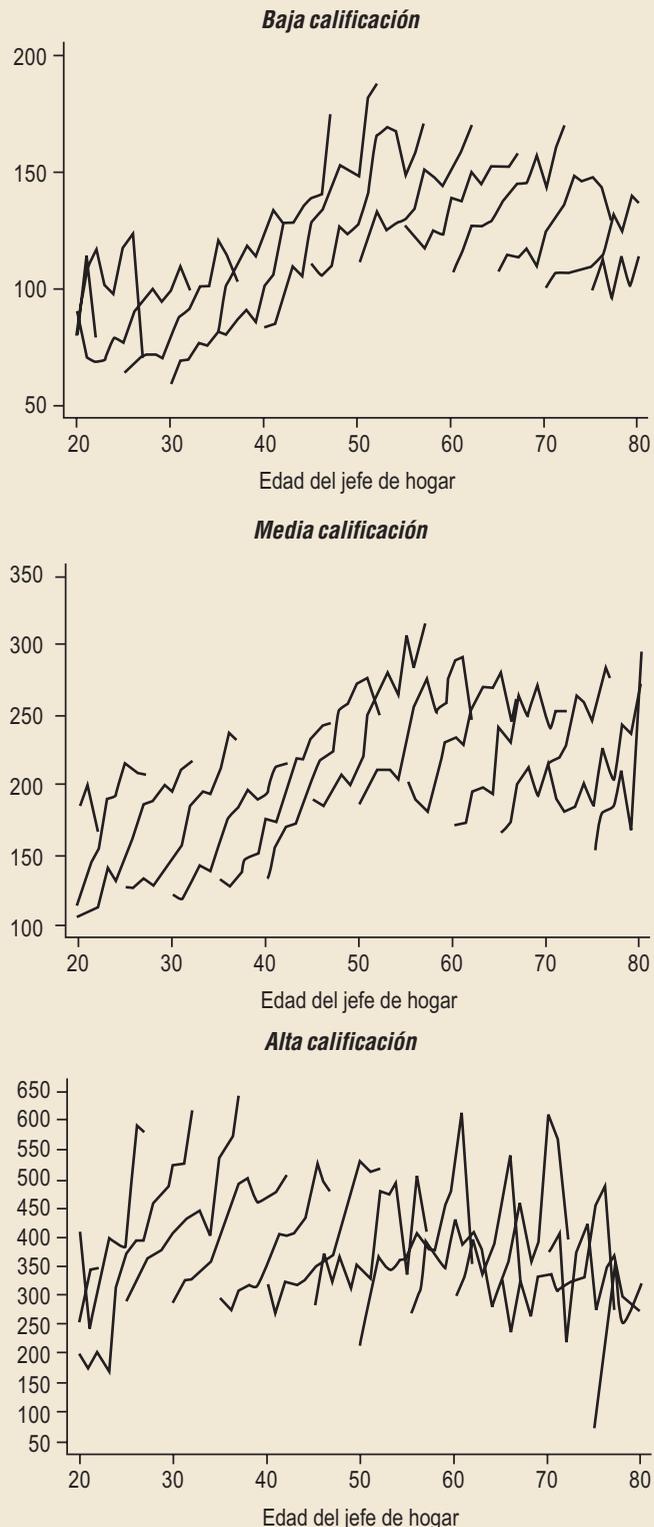
Para alta calificación, los coeficientes estimados son estadísticamente significativos, excepto para todas las *dummies* de edad, la cohorte nacida entre 1921 y 1925 (cohorte 13) y la *dummy* correspondiente al año 1996 (cuadro 4).

Se observa que, para las tres categorías educacionales, el coeficiente es positivo para tamaño del hogar y disminuye a medida que aumenta la calificación. Lo que dice esta disminución es que en un hogar menos calificado posiblemente una persona adicional trabajando (digamos, la cónyuge) aportará más ingresos como proporción del ingreso total del hogar que en hogares con mayor calificación. El coeficiente también está definido en niveles, lo que refleja que hogares grandes de mayor calificación tendrán aportes menores por este concepto.

El coeficiente negativo para menores de 15 años en el hogar en las tres categorías de educación da cuenta de que, concordando con la intuición al respecto, mientras más niños hay en un hogar, menor es el ingreso de este.

GRÁFICO 2

Ingreso Promedio por Cohorte según Nivel Educativo del Jefe de Hogar (en miles de pesos de dic. 2000)



CUADRO 4

Coeficientes Estimados de las Variables Características del Hogar para las Tres Categorías Educativas^a

Variables explicativas	Coeficientes estimados		
	Baja Calificación	Media Calificación	Alta Calificación
Tamaño del hogar	22,609 (0.000)	18,007 (0.000)	12,510 (0.000)
Menores de 15 años en el hogar	-25,497 (0.000)	-25,439 (0.000)	-17,817 (0.000)
Número de ocupados en el hogar	37,845 (0.000)	62,197 (0.000)	83,180 (0.000)
Estado civil del jefe de hogar (sin pareja=1; con pareja=0)	-725 (0.580)	-20,401 (0.000)	-34,654 (0.008)
Género del jefe de hogar (femenino=1, masculino=0)	15,046 (0.000)	23,066 (0.000)	29,142 (0.022)

a. La variable dependiente es el ingreso individual del hogar mensual en \$ Dic 2000. Entre paréntesis se encuentra el *p-value* respectivo.

Observamos que, a medida que aumenta la calificación, la merma en el ingreso total del hogar disminuye, por lo que un hogar poco calificado deja de percibir mayor cantidad de ingresos totales por cada niño adicional que un hogar más calificado.

El número de ocupados en el hogar tiene coeficiente positivo, corroborando que mientras más personas con trabajo existen en el hogar, mayor es el ingreso total de este. A medida que aumenta la calificación, es más probable que las personas ocupadas en el hogar tengan, también, una mayor calificación. El monto aumenta a medida que aumenta la calificación, ya que las personas mejor calificadas perciben mayores salarios si se mira el mercado del trabajo y, por ende, mejores jubilaciones si están retiradas. También es probable que las transferencias entre hogares (otro componente del ingreso) sean mayores a medida que aumenta la calificación. Si bien se esperaría que las transferencias del Estado aumenten su monto a medida que disminuye la calificación, este aporte no parece ser significativo para el análisis del ingreso total del hogar.

El coeficiente de estado civil del jefe de hogar dice que un hogar en que el jefe de hogar no tiene pareja, tiene ingreso menor que aquel el en que se vive en pareja. A medida que aumenta la calificación vemos que la merma al ingreso total aumenta, lo que puede explicarse por algún tipo de discriminación

mientras mayor es la calificación, con respecto a que los casados tienen la responsabilidad de mantener a una familia y, por lo tanto, requieren mayores ingresos.

Con respecto al género del jefe de hogar, se repite la peculiaridad discutida para los datos completos, en cuanto a las razones por las que una mujer se declara jefa de hogar. Lo que nos está diciendo el signo positivo del coeficiente estimado es que las mujeres jefes de hogar tienen hogares con mayor ingreso que en aquellos en que el jefe es un hombre, monto que aumenta con la calificación.

El ingreso estimado para un hogar cuyo jefe nació en 1947 (cohorte 8) a los 45 años de edad, es decir, para el año 1992 es \$103,163, \$177,066³² y \$366,251³³ para baja, media y alta calificación, respectivamente. Estos valores se obtuvieron calculando el efecto edad, cohorte y tiempo neto, más el aporte de las variables características del hogar evaluadas en los promedios ponderados por pesos poblacionales para cada nivel educacional (gráfico 3).

³² Este valor fue calculado incluyendo el coeficiente de la *dummy* para 45 años de edad, aunque es estadísticamente no significativa. Excluyendo su valor, la cifra es de \$123,822.

³³ Este valor fue calculado incluyendo el coeficiente de la *dummy* para 45 años de edad, aunque es estadísticamente no significativa. Excluyendo su valor, la cifra es de \$264,424.

Al no encontrar significancia estadística para las *dummies* de edad para alta calificación se realizó el ejercicio de reestimar la ecuación (2) incorporando el efecto edad como un polinomio de esta.

El test-F permite rechazar la hipótesis de que los parámetros son cero para los tres niveles de educación. El R^2 obtenido es 0.6437, 0.6179 y 0.6641 para baja, media y alta calificación, respectivamente.

Para baja calificación, los coeficientes estimados son estadísticamente significativos, excepto para la *dummy* de estado civil. Para calificación media, todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos. Para alta calificación, si bien los coeficientes estimados para las variables características del hogar y el efecto tiempo son estadísticamente significativos, se pierde la significancia para todos los términos del polinomio de grado cinco de la edad y para todas las *dummies* de cohorte.

Dado lo anterior, para alta calificación se vuelve a estimar la función de ingreso del hogar individual disminuyendo el grado del polinomio de la edad. Para un polinomio de grado tres no se alcanza significancia en ninguno de sus términos. Sin embargo, para un polinomio de grado dos, ambos términos son estadísticamente significativos. El R^2 obtenido es 0.6639. Se mantiene la no significancia estadística de las *dummies* de cohorte (cuadro 5).

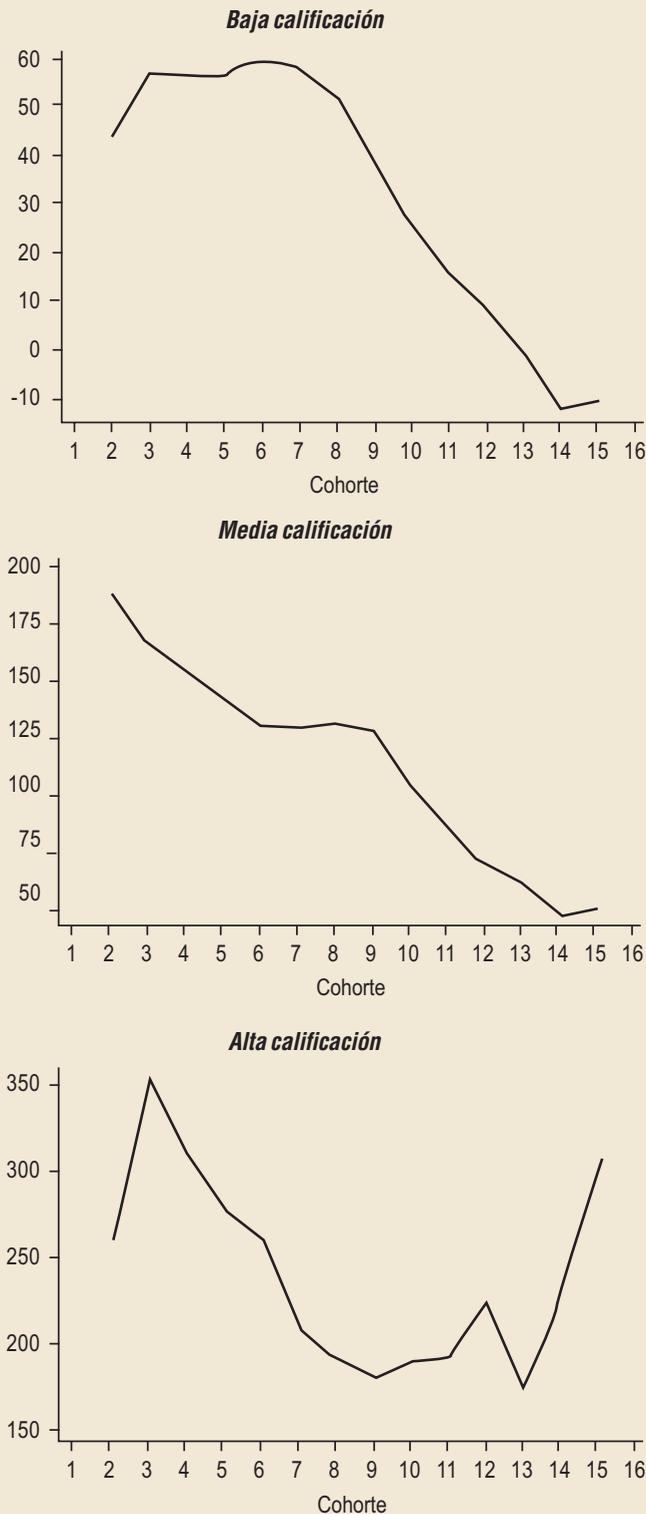
El cuadro muestra que a medida que aumenta la calificación, el efecto tamaño del hogar dismi-

GRÁFICO 3

Efecto Edad, Cohorte y Tiempo según Nivel Educativo del Jefe de Hogar (en miles de pesos de dic. 2000)



Efecto Edad, Cohorte y Tiempo según Nivel Educativo del Jefe de Hogar
(en miles de pesos de dic. 2000)



nuye; el efecto menores de 15 años se hace cada vez menos negativo; los efectos número de ocupados y género del jefe de hogar aumentan; el efecto estado civil del jefe de hogar se hace cada vez más negativo. La magnitud y tendencia de los efectos anteriores es consistente con los resultados mostrados en el cuadro 4. La intuición respecto a estos resultados fue discutida anteriormente. Lo mismo sucede con los efectos edad, cohorte y tiempo (gráfico 4).

El ingreso estimado de un hogar cuyo jefe nació en 1947 (cohorte 8) a los 45 años de edad, es decir, para el año 1992, es \$100,945, \$174,257 y \$346,462³⁴ para baja, media y alta calificación, respectivamente. Estos valores se obtuvieron calculando el efecto edad, cohorte y tiempo neto, más el aporte de las variables características del hogar evaluadas en los promedios ponderados por peso poblacional para cada nivel de educación. Las cifras son similares a las encontradas para el ingreso del hogar individual usando variables características del hogar y efectos edad, cohorte y tiempo.³⁵

Concluimos la sección con un resumen de lo visto hasta aquí.

La función de ingreso individual de los hogares ajusta bien un modelo compuesto por variables características del hogar (tamaño del hogar, número de miembros menores de 15 años, número de

³⁴ Esta cifra incluye el coeficiente de la cohorte 8, aunque es estadísticamente no significativo. El valor del ingreso sin incluir este coeficiente es \$411,365.

³⁵ Estas fueron \$103,163, \$177,066 y \$366,251 para baja, media y alta calificación, respectivamente.

personas ocupadas, estado civil, género y nivel educacional del jefe de hogar) más los efectos edad, cohorte y tiempo representados por *dummies*. Las variables características del hogar explican significativamente al ingreso individual. El efecto edad es creciente durante la mayor parte del ciclo de vida, tendiendo a estabilizarse después de los 65 años de edad. El efecto cohorte es decreciente a medida que se avanza hacia cohortes cada vez más viejas, es decir, a medida que se retrocede generacionalmente. El efecto tiempo replica el ciclo económico del período en estudio.

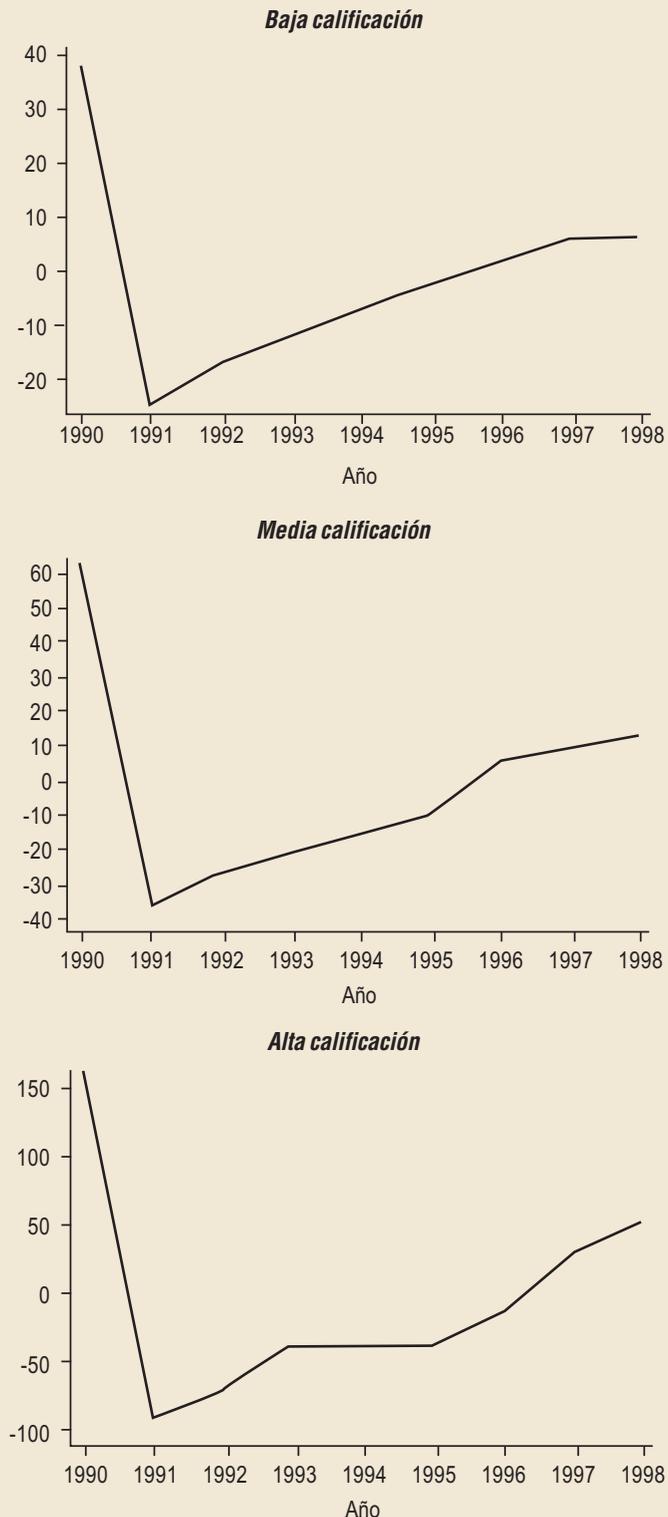
En el análisis de ingreso por nivel educacional del jefe de hogar, observamos que la estimación de ingreso medio y de ingreso individual arrojan resultados similares para sus homólogos educacionales. Sin embargo, para alta calificación, un polinomio de segundo grado en la edad es el que mejor explica el perfil de ingreso durante el ciclo de vida. El perfil resultante es cóncavo con un máximo alrededor de los cincuenta años de edad.

1. Parámetros Estimados

Ante la imposibilidad de seguir a un mismo hogar a través del tiempo, se definieron generaciones (o cohortes) a las cuales poder observar durante el ciclo de vida. Es por esta razón por la que, previo a la estimación del proceso de error, se calcula el error promedio por cohorte, que será la variable dependiente de la ecuación (2), es decir, U_{ct} . Esto implica que se está suponiendo que todas las familias pertenecientes a una misma

GRÁFICO 3 (continuación)

Efecto Edad, Cohorte y Tiempo según Nivel Educativo del Jefe de Hogar
(en miles de pesos de dic. 2000)



CUADRO 5

**Coefficientes Estimados de las Variables Características del Hogar
y Polinomio de la Edad para las Tres Categorías Educativas^a**

Variables explicativas	Coeficientes estimados		
	Baja Calificación	Media Calificación	Alta Calificación
Tamaño del hogar	22,536 (0.000)	17,718 (0.000)	11,134 (0.002)
Menores de 15 años en el hogar	-25,398 (0.000)	-24,877 (0.000)	-16,563 (0.001)
Número de ocupados en el hogar	3,790 (0.000)	62,223 (0.000)	84,212 (0.000)
Estado civil del jefe de hogar (sin pareja=1; con pareja=0)	-664 (0.613)	-20,167 (0.000)	-34,722 (0.008)
Género del jefe de hogar (femenino=1, masculino=0)	15,013 (0.000)	22,999 (0.000)	27,811 (0.031)
Edad del jefe de hogar			
edad	53,207 (0.012)	146,732 (0.000)	12,243 (0.021)
edad ²	-2,381 (0.011)	-5,971 (0.000)	-106 (0.046)
edad ³	48.1097 (0.015)	115.3133 (0.001)	-
edad ⁴	-0.4396 (0.028)	-1.0500 (0.006)	-
edad ⁵	0.0015 (0.058)	0.0037 (0.019)	-

a. La variable dependiente es el ingreso individual del hogar mensual en \$ Dic 2000. Entre paréntesis se encuentra el *p-value* respectivo.

generación se comportan de igual forma en lo que concierne a su dinámica de ingreso. Sin embargo, parece intuitivo reconocer que existe variabilidad en la dinámica de ingreso entre familias que pertenecen a una misma cohorte, por lo que se estaría subestimando la varianza del ingreso del hogar. Al hacer análisis de dinámica de ingreso de hogares, la única forma de solucionar este sesgo es utilizando datos de panel, los que no existen para Chile.³⁶

Los datos de error disponibles, por lo tanto, son los promedios para cada cohorte en cada año de observación (es decir, cohortes 2 a 16 y años 1990 a 1998). Las cohortes extremas de la muestra (es decir, los nacidos entre 1906 y 1915 y entre 1971 y 1980) no se observaban durante todos los años del período en estudio,³⁷ por lo que fueron eliminados. El resto de las cohortes (es decir, los nacidos entre 1916 y 1970) fueron observados durante todos los años disponibles.

Estimación del proceso de error promedio por cohorte para los datos completos

En una primera etapa, se mostrarán los resultados obtenidos utilizando el error promedio por cohorte (U_{ct}) calculado a partir del error resultante de la función de ingreso estimada (2) en la sección 4.1.

Se debe señalar que, para todos los cálculos siguientes, la matriz de ponderaciones utilizada no

³⁶ El Ministerio de Planificación y Cooperación (MIDEPLAN) comenzará a levantar una encuesta de panel que incluirá ítemes de ingreso a partir del año 2005. Con los resultados de esta encuesta, luego de un número razonable de años de aplicación, se podrá solucionar la merma antes especificada de la utilización de datos de cohorte.

³⁷ La cohorte 2 era observada entre los años 1996 y 1998; la cohorte 3 entre 1991 y 1998; la cohorte 15 entre 1990 y 1995; la cohorte 16, solo en 1990. Sumadas, corresponden al 3% de la muestra total de hogares.

fue la óptima, sino una matriz diagonal cuyos elementos corresponden a la varianza en cada caso. Lo anterior se decidió por dificultades al momento de invertir la matriz de ponderaciones óptima, lo que se solucionó al remplazarla por la matriz diagonal. Sin embargo, esto permite obtener parámetros estimados consistentes pero ineficientes.

El cuadro 6 reporta los resultados para la estimación del proceso que sigue U_{ct} calculado a partir de la estimación de (2)—donde el efecto edad se modela con *dummies*—, según las distintas parametrizaciones ARMA(p,q).

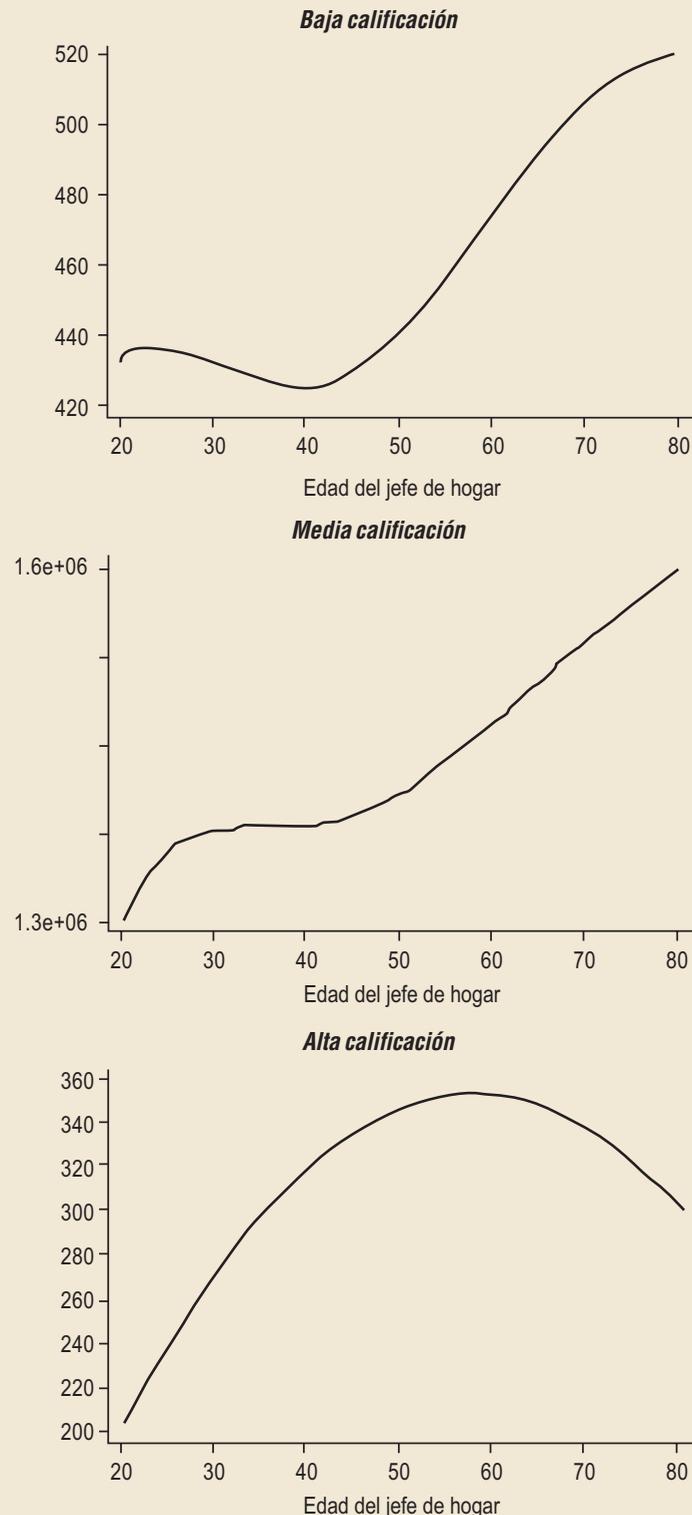
No se consideró el *shock* puramente transitorio (es decir, $v_{ct}=0$), ya que, como se discutirá más adelante, los parámetros estimados no fueron robustos para ninguna de las parametrizaciones definidas. Los parámetros estimados no convergieron a valores estables ante diferentes puntos de partida y hubo problemas para el cálculo del error estándar de cada uno de ellos.

Por lo tanto, se testearon todas las combinaciones para $p=0,1,2$ y $q=0,1,2$ de un proceso ARMA(p,q). Sin embargo, solo se reportan aquellas que convergieron a valores estimados robustos a distintos valores iniciales. Para realizar el contraste de validación de restricciones de momentos en problemas sobreidentificados, como es el caso, se reporta, además, el valor crítico de cuadro para una distribución $\chi^2 [J-K]$, para un 95% de confianza, donde J es el número de restricciones de momentos y K el número de parámetros a estimar en cada caso.

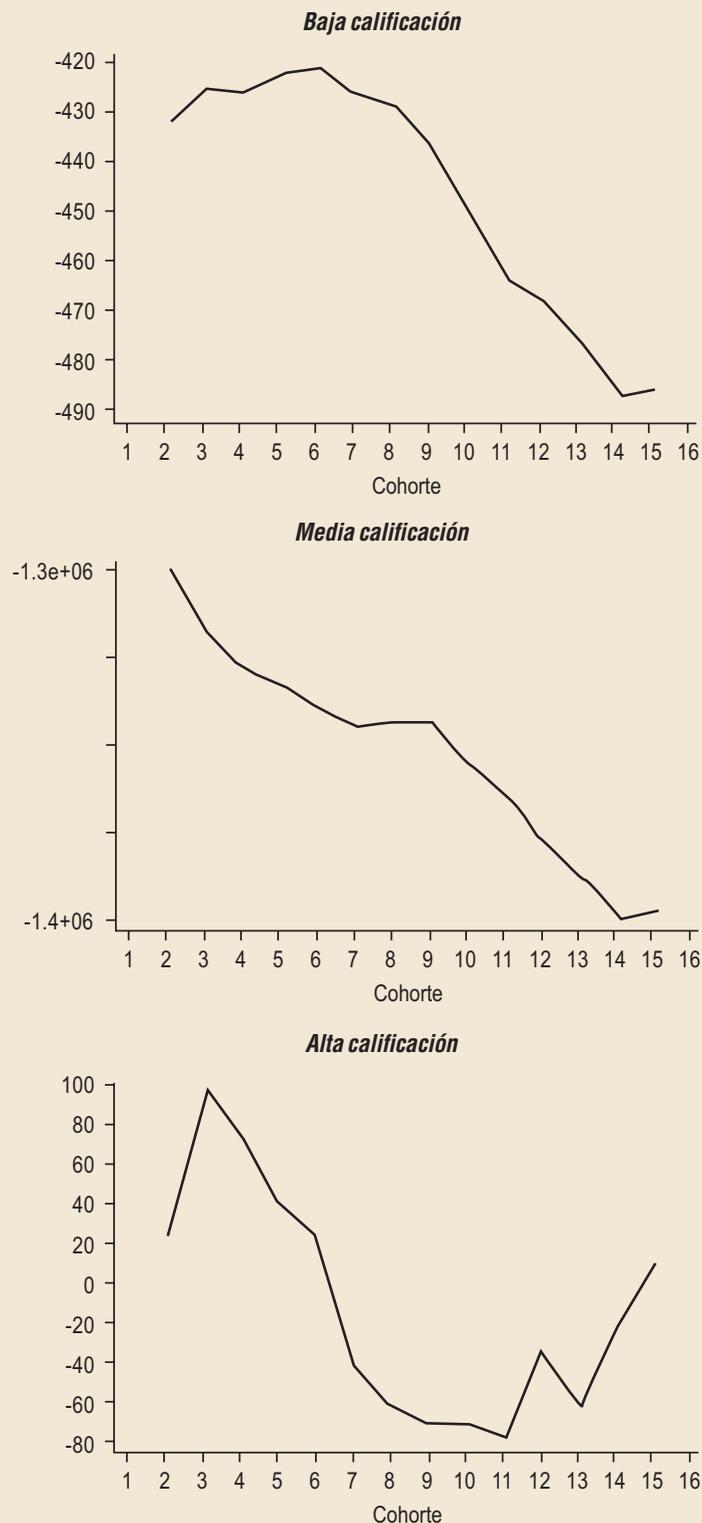
El test de sobreidentificación no permite discriminar cuál de los

GRÁFICO 4

Efecto Edad, Cohorte y Tiempo según Nivel Educativo del Jefe de Hogar, Incluyendo Efecto Edad Polinomial (en miles de pesos de dic. 2000)



Efecto Edad, Cohorte y Tiempo según Nivel Educativo del Jefe de Hogar, Incluyendo Efecto Edad Polinomial (en miles de pesos de dic. 2000)



procesos es el mejor, sino que dice solamente que, para cada caso, todos los modelos presentados ajustan bien los datos (g_{GMM} es menor que el valor crítico de cuadro para una distribución χ^2 evaluada en los grados de libertad respectivos).

Todos los procesos estimados y presentados en el cuadro 6 muestran que la varianza del componente de ruido blanco del ingreso individual del hogar es del orden de \$22,000 - \$27,000 y estadísticamente significativa. Esto significa que si, por ejemplo, el proceso quedara bien descrito exclusivamente por un componente de ruido blanco,³⁸ el ingreso del hogar, en promedio, no se verá afectado por un *shock* y, en caso de ser afectado, la magnitud será del orden de \pm una desviación estándar, equivalente a \pm \$4,690 - \$5,200.

En cuanto a la persistencia de un *shock* sobre el ingreso familiar tenemos evidencia concluyente. Si el proceso de error asociado a la dinámica de ingreso sigue un MA(1),³⁹ se observa que el parámetro m_1 estimado se acepta con un 97% de confianza y que el *shock* de ingreso persiste por un período. Si el hogar recibe un *shock* de 1% hoy, en el período siguiente el efecto será de 0.2284%. La magnitud del efecto sobre el ingreso es de \pm \$5,392.⁴⁰

³⁸ Recuérdese que un componente de ruido blanco ε_t se distribuye según una $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Por lo tanto, se puede calcular el intervalo de confianza, dado σ_ε^2 , al 99% de confianza y grados de libertad respectivos para cada caso: $IC = \pm t^* * \sigma_\varepsilon$

³⁹ O, equivalentemente, un ARMA(0,1).

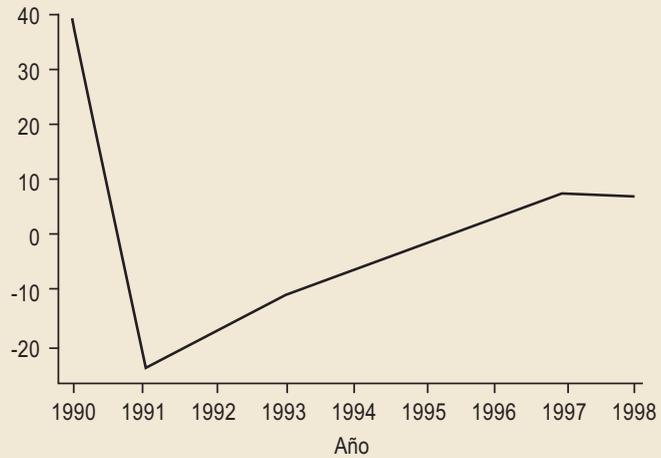
⁴⁰ Este valor corresponde a la desviación estándar de U_{ε_t} para un proceso MA(1). Fue calculado aplicando raíz cuadrada a la varianza obtenida reemplazando los parámetros estimados en la fórmula respectiva. Todas las magnitudes del shock de ingreso para los procesos siguientes fueron obtenidas de manera análoga.

Al agregar un rezago y modelar el error como un proceso MA(2), observamos que la persistencia del *shock* en un segundo período es también significativa, manteniéndose la persistencia de un período con un 97% de confianza. Si el hogar recibe un *shock* de 1% hoy, este perdurará el período siguiente en 0.1890% y en el subsiguiente en 0.2786%. La magnitud del efecto sobre el ingreso es de $\pm \$5,392$. Para el caso en que el proceso de error sigue un AR(1), observamos que un *shock* de 1% persiste de por vida, a una tasa de $(0.2375)^s$ a partir del segundo período, donde s es el número de períodos en el tiempo. El parámetro del proceso autorregresivo estimado se acepta con un nivel de confianza de 99.5%. La magnitud del efecto sobre el ingreso es de $\pm \$5,392$. Cuando se combinan procesos autorregresivos con medias móviles, para el caso de un ARMA(1,2), se observa que un *shock* de 1% permanece de por vida en -0.5159% a partir del segundo período y con signos que fluctúan en el tiempo (es decir, positivo el segundo período, negativo el tercero y así sucesivamente). La significancia del proceso de medias móviles afecta, adicionalmente, en 0.8004% el primer período y en 0.5541% el segundo. La magnitud del efecto total sobre el ingreso es de $\pm \$5,749$. Los parámetros estimados se aceptan con un nivel de confianza cercano al 94%. En el caso de un ARMA(2,1), un *shock* de 1% al ingreso persiste de por vida en 0.3134% a partir del segundo período. Además, a partir del segundo período aparece un efecto permanente, con signo fluctuante en el tiempo, de 0.8029%,

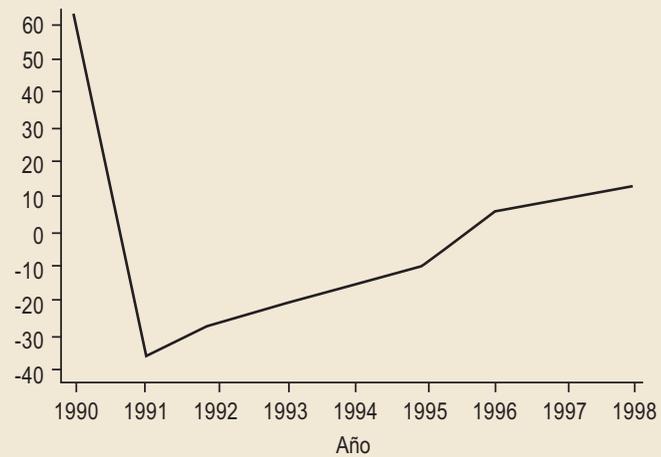
GRÁFICO 4 (continuación)

Efecto Edad, Cohorte y Tiempo según Nivel Educativo del Jefe de Hogar, Incluyendo Efecto Edad Polinomial (en miles de pesos de dic. 2000)

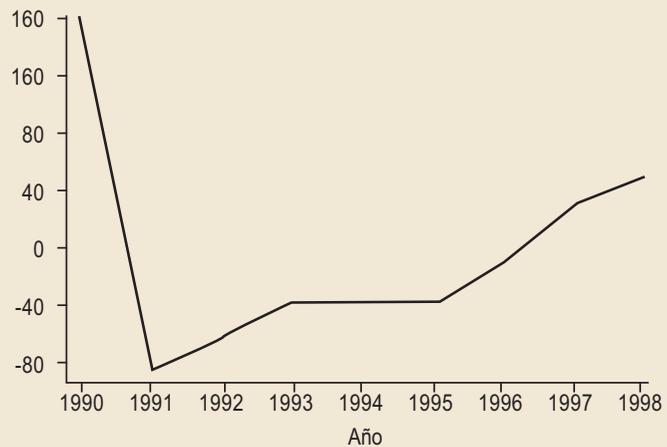
Baja calificación



Media calificación



Alta calificación



CUADRO 6

Proceso ARMA Estimado para el Ingreso Individual de los Hogares Estimando (2)
(test t entre paréntesis)

ARMA(p,q)	σ_{ε}^2 (M\$ Dic 2000)	a_1	a_2	m_1	m_2	g_{GMM}	$\chi^2_{36-(p+q+1)}$ (95% confianza)
(0,1)	27.6361 (6.2603)	-	-	0.2284 (1.8147)	-	24.2366	44.9031
(0,2)	26.1180 (5.1690)	-	-	0.1890 (1.8603)	0.2786 (2.3146)	23.9070	47.3998
(1,0)	27.4435 (5.9965)	0.2375 (2.9581)	-	-	-	24.16.3	44.9031
(1,2)	22.2471 (2.4633)	-0.5159 (-1.4462)	-	0.8004 (1.4160)	0.5541 (1.5721)	23.6467	46.1942
(2,1)	27.7599 (4.5512)	0.3134 (2.5876)	-0.8029 (-1.1931)	0.6372 (0.7073)	-	23.9743	46.1942

significativo al 90%. El componente de medias móviles pierde la significancia.

Al agregar el componente completamente transitorio v_{ct} definido en (3) a todos los procesos ARMA(p,q) especificados, aparecen problemas serios en la estimación de cada uno. En cada proceso estimado, la varianza del *shock* transitorio σ_v^2 absorbe parte de la varianza del componente de ruido blanco σ_{ε}^2 estimada para el caso en que $v_{ct}=0$, de manera que la suma de ambas varianzas sigue siendo del orden de \$22,000 - \$29,000. Para el caso reportado en el cuadro 6, las varianzas σ_v^2 y σ_{ε}^2 se hacen indistinguibles, y es imposible inferir algo sobre la significancia de los parámetros que capturan persistencia. Ninguna de las parametrizaciones es robusta a distintos valores iniciales y el cálculo del estadístico t es inexacto para la gran mayoría de los parámetros estimados. También se presentan problemas al momento de invertir la matriz que lleva a obtener la matriz de varianza asintótica del estimador de GMM. Por lo tanto, los parámetros estimados no parecen confiables. Teóricamente, la existencia de un componente transitorio en la dinámica de ingreso de los hogares, que recoge las variaciones de este ante *shocks* contemporáneos, da cuenta de ajustes automáticos que afectan el nivel de ingreso y que no perduran en el tiempo, permitiendo al hogar volver rápidamente a sus niveles normales, de manera de no afectar mayormente su bienestar. Los resultados aquí obtenidos no

entregan evidencia concluyente sobre la existencia de este tipo de *shocks*.

Estimación del proceso de error promedio por cohorte para los datos según nivel de educación del jefe de hogar

El error promedio por cohorte (U_{ct}) fue calculado separadamente según el nivel de educación del jefe de hogar, a partir de los errores resultantes de las funciones de ingreso estimadas siguiendo (2) con un polinomio de la edad para incluir dicho efecto, para baja, media y alta calificación, respectivamente.

Al igual que en la subsección previa, al agregar el componente completamente transitorio v_{ct} definido en (3) a todos los procesos ARMA(p,q) especificados, aparecen problemas serios en la estimación de cada uno. Las razones antes esgrimidas persisten al analizar la dinámica de ingreso separadamente según el nivel de educación del jefe de hogar.

El cuadro 7 reporta los resultados para la estimación del proceso que sigue U_{ct} según las distintas parametrizaciones definidas, sin considerar el *shock* puramente transitorio ($v_{ct}=0$). Se testearon todas las combinaciones para $p=0,1,2$ y $q=0,1,2$ de un proceso ARMA(p,q). Sin embargo, solo se reportan las que convergieron a valores estimados robustos a distintos valores. Para realizar el contraste de validación de restricciones de momentos en problemas sobreidentificados, como es el caso, se

reporta, además, el valor crítico de cuadro para una distribución $\chi^2 [J-K]$, para un 95% de confianza, donde J es el número de restricciones de momentos y K el número de parámetros a estimar en cada caso.

Como se explicó, el test de sobreidentificación no permite discriminar cuál de los procesos es el mejor para cada nivel de educación, solamente nos dice que todos los procesos presentados en el cuadro 7 ajustan bien los datos (g_{GMM} es menor que el valor crítico de cuadro para una distribución χ^2 evaluada en los grados de libertad para cada caso).

Se observa que la varianza del componente de ruido blanco aumenta a medida que aumenta el nivel de educación del jefe de hogar, lo que corrobora la intuición al respecto, siendo todas las varianzas estadísticamente significativas en todos los procesos presentados. En magnitud, esto quiere decir que ante un *shock* de ingreso, exclusivamente por el componente de ruido blanco, un hogar afectado por el *shock* variará su ingreso en $\pm\$4,200$, $\pm\$9,400$ o $\pm\$27,400$, dependiendo de si pertenece a la categoría baja, media o alta calificación, respectivamente.

CUADRO 7							
Proceso ARMA Estimado para el Ingreso Individual de los Hogares según el Nivel de Educación del Jefe de Hogar, Estimando (2) con un Polinomio de la Edad (test t entre paréntesis)							
Baja calificación							
ARMA(p,q)	σ_ε^2 (M\$ Dic 2000)	a_1	a_2	m_1	m_2	g_{GMM}	$\chi^2_{36-(p+q+1)}$ (95% confianza)
(0,1)	17.0706 (7.4766)	-	-	0.2710 (2.0110)	-	7.2796	44.9031
(0,2)	16.7423 (7.1627)	-	-	0.2984 (1.8335)	-0.0739 (-0.8148)	7.2570	47.3998
(1,0)	17.8025 (7.8995)	0.1936 (2.0680)	-	-	-	7.3689	44.9031
(1,1)	16.9951 (7.5062)	-0.0712 (-0.2105)	-	0.3205 (0.9109)	-	7.2737	47.3998
Calificación Media							
(0,1)	88.4965 (5.7877)	-	-	0.0001 (0.0012)	-	8.9854	44.9031
(0,2)	88.4896 (5.7602)	-	-	0.0001 (0.0012)	-0.0088 (-0.0899)	8.9850	47.3998
(1,0)	88.4965 (5.7877)	0.0001 (0.0012)	-	-	-	8.9854	44.9031
(2,0)	88.4965 (5.7877)	0.0001 (0.0000)	0.0001 (0.0000)	-	-	8.9854	47.3998
Alta Calificación							
(0,1)	741.1248 (5.8326)	-	-	-0.2267 (-1.2885)	-	4.3293	44.9031
(0,2)	697.3537 (4.0749)	-	-	-0.2929 (-1.0605)	-0.1777 (-0.9498)	4.2645	47.3998
(1,0)	755.8663 (6.1817)	-0.1802 (-1.2635)	-	-	-	4.3563	44.9031

Para baja calificación, un proceso MA(1) se acepta con un nivel de confianza de 99%. Con el proceso anterior, un *shock* del 1% al ingreso de un hogar cuyo jefe tiene educación baja, persiste por un período en 0.2710%. La magnitud del efecto sobre el ingreso es de $\pm\$4,280$. Al agregar un rezago al proceso de medias móviles, se observa que persiste la significancia de parámetro que acompaña al primer rezago del componente de ruido blanco (parámetro que podemos aceptar con un nivel de confianza de 95%) y que el segundo rezago es no significativo. La magnitud del efecto es de $\pm\$4,280$. También es posible aceptar un proceso AR(1) al 99% de confianza, que nos dice que un *shock* del 1% al ingreso persiste de por vida, a una tasa de $(0.1936)^s$, donde s es el número de períodos en el tiempo. Al observar los parámetros estimados para un proceso ARMA(1,1) vemos que se pierde la significancia estadística tanto del parámetro que acompaña al primer rezago del proceso autorregresivo como al del proceso de medias móviles.

Para calificación media, no se observa significancia estadística de los rezagos para los procesos autorregresivos ni de los de medias móviles, lo que daría cuenta de que, aparentemente, la varianza del error promedio por cohorte de los hogares aquí testeados queda bien representado por un componente de ruido blanco.

Para alta calificación, también es un proceso de ruido blanco el que mejor lo describe (para niveles de significancia estadística similares a los casos anteriores). Sin embargo, un proceso MA(1) se acepta con un 90% de confianza. La magnitud del efecto es $\pm\$27,900$. Un *shock* de 1% afecta negativamente en 0.2267% el período siguiente. Al agregar un rezago al proceso, los parámetros rezagados pierden significancia. Un proceso AR(1) se acepta con un 90% de confianza, lo que da cuenta de que hogares más calificados podrían ver afectado su nivel de ingresos de por vida y con signos fluctuantes en el tiempo, ante un cierto *shock*.

Para finalizar esta sección, recordemos que se ha modelado y testado el proceso de error promedio por cohorte resultante de la estimación de la función de ingreso individual de los hogares, para los datos tanto completos como separados según el nivel de educación del jefe de hogar. En cuanto a los datos completos obtenidos a partir de la

estimación de (2) —utilizando *dummies* para el efecto edad—, los procesos que mejor los describen son MA(1), MA(2) y AR(1).

Los procesos de error que mejor describen los datos de baja calificación son: MA(1), MA(2) y AR(1); para calificación media y alta, un componente de ruido blanco; sin embargo, para alta calificación, aunque con un nivel de significancia de 90%, también se pueden aceptar los procesos MA(1) y AR(1). Lo anterior da cuenta de la influencia en cuanto a persistencia de *shocks* en el tiempo de los hogares con menor educación, sobre la parte estocástica de la función de ingresos para la muestra total.

V. CONCLUSIONES

Este estudio estima la función de ingreso de los hogares durante el ciclo de vida, tanto a nivel agregado como separadamente, según el nivel de educación del jefe de hogar. Se analiza, además, el proceso que sigue la parte aleatoria de la función de ingreso estimada, para cada caso, modelando el proceso que mejor ajusta la evolución temporal del ingreso promedio por cohorte.

El principal aporte con respecto a la estimación del perfil (o la función) de ingreso de los hogares en Chile durante el ciclo de vida, es la identificación y cuantificación de tres efectos que lo determinan: los efectos edad, cohorte (o generacional) y tiempo (o ciclo económico).

Al analizar el ingreso individual de los hogares durante el ciclo de vida, se observa que los datos ajustan bien un modelo compuesto por variables características del hogar (tamaño, número de menores de 15 años y número de ocupados en el hogar, además de género, estado civil y nivel de educación del jefe de hogar) más los efectos edad, cohorte y tiempo representados por *dummies*. Las variables características del hogar explican significativamente al ingreso individual de este. Los principales hallazgos en cuanto al sentido de los efectos anteriores son: el ingreso del hogar aumenta con el tamaño del hogar; disminuye con el número de menores de 15 años; aumenta con el número de ocupados; es menor cuando el jefe de hogar no tiene pareja que cuando sí la tiene; es mayor cuando el jefe de hogar es mujer; y aumenta con la

educación del jefe de hogar. Con respecto a los efectos edad, cohorte y tiempo, sucede lo siguiente: el efecto edad es creciente durante la mayor parte del ciclo de vida, tendiendo a estabilizarse después de los 65 años de edad; el efecto cohorte decrece a medida que se retrocede generacionalmente y el efecto tiempo replica el ciclo económico del período en estudio.

El análisis separado del ingreso individual de los hogares, según el nivel educacional del jefe de hogar, revela que la estimación de ingreso medio y de ingreso individual arrojan resultados cualitativos similares a los reportados para los datos agregados. Sin embargo, la magnitud de estos efectos varía notoriamente con la educación. Las variables características del hogar explican significativamente el ingreso individual del hogar para las distintas categorías educacionales. A medida que aumenta la educación del jefe de hogar, se observa que: el ingreso disminuye a medida que aumenta el tamaño del hogar; la merma en el ingreso disminuye con el número de menores de 15 años; el ingreso aumenta con el número de ocupados en el hogar; es menor cuando el jefe de hogar no tiene pareja que cuando sí la tiene; y es mayor cuando el jefe de hogar es mujer que cuando es hombre, en todas las categorías educacionales. Los efectos edad, cohorte y tiempo mantienen las características presentadas para el ingreso individual de los datos agregados. Sin embargo, para alta calificación, un polinomio de segundo grado en la edad es el que mejor explica el perfil de ingreso durante el ciclo de vida. El perfil resultante es cóncavo, con un máximo alrededor de los 50 años de edad. Cabe mencionar que el efecto cohorte es no significativo para esta categoría.

Con respecto a la estimación del proceso que rige la parte aleatoria de la función de ingreso, los modelos MA(1), MA(2) y AR(1) explican significativamente el error promedio por cohorte calculado a partir de la estimación de ingreso, donde los efectos edad, cohorte y tiempo se incorporan con *dummies*. Cuando se estiman procesos similares para los datos separados según el nivel de educación del jefe de hogar, incorporando el efecto edad a través de un polinomio de esta, procesos MA(1), MA(2) y AR(1) ajustan bien la parte aleatoria del ingreso de los hogares de baja calificación. Es decir, ante un *shock* inesperado de ingreso, los hogares pertenecientes a esta categoría se verían afectados de por vida, en el

caso del proceso autorregresivo, y por uno o dos períodos dependiendo de los rezagos del proceso de medias móviles. Tanto para calificación media como alta, un componente de ruido blanco es el que mejor lo describe el proceso de error promedio por cohorte. Lo anterior da cuenta de la influencia en cuanto a persistencia de *shocks* en los hogares con menor educación sobre la parte estocástica de la función de ingresos para la muestra total.

Por lo tanto, en base a los resultados aquí obtenidos, se ha aprendido cómo evoluciona el ingreso de los hogares durante el ciclo de vida y cuáles son las variables que lo determinan. Se ha avanzado, también, en entender cuál es el verdadero proceso de la parte estocástica de la función de ingreso para los hogares chilenos. Se ha descrito y utilizado una metodología que permite estimar procesos consistentes que combinan un esquema transitorio-permanente ampliamente aceptado en la literatura económica.

Dadas las características de los datos construidos mediante la técnica de cohortes sintéticas, este estudio puede ser utilizado para estudiar cómo evoluciona el ahorro de los hogares durante el ciclo de vida, si se dispone de datos de consumo que permitan construir muestras que sigan a las mismas generaciones en el tiempo. En otra área, suponiendo que se conocen las preferencias de los hogares, se puede estudiar la optimalidad de la senda observada de consumo, dado el patrón estocástico del ingreso.

REFERENCIAS

- Abowd, J. y D. Card (1989). "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Change." *Econometrica* 57(2): 411-45.
- Ameriks, J. y S. Zeldes (2000). "How do Household Portfolio Shares Vary with Age?" Documento preliminar.
- Attanasio, O. (1998). "Consumption Demand." NBER Working Paper N°6466.
- Attanasio, O. y G. Weber (1995). "Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey." *Journal of Political Economy*, 103(6): 1121-57.
- Attanasio, O. y G. Weber (1994). "The UK Consumption Boom of the Late 1980s: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence." *The Economic Journal* 104(427): 1269-302.

- Baker, M. y G. Solon (1997). "Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records." Documento de Trabajo, University of Toronto y University of Michigan.
- Baker, M. (1997). "Growth-Rate Heterogeneity and Covariance Structure of Life-Cycle Earnings." *Journal of Labor Economics* 15(2): 338-75.
- Becker, G.S. (1975). *Human Capital* Segunda edición. Chicago University Press. Chicago, IL: EE.UU.
- Bravo, D. y D. Contreras (1999). "La Distribución del Ingreso en Chile, 1990-1996: Análisis del Impacto del Mercado del Trabajo y las Políticas Sociales." Documento de trabajo, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Butelmann, A. y F. Gallego (2001). "Household Saving in Chile." *Cuadernos de Economía* 38(113): 3-48.
- Carroll, C. y A. Samwick (1995). "The Nature of Precautionary Wealth." NBER Working Paper N°5193.
- Carroll, Ch.D. y L.H. Summers (1989). "Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence." En *National Saving and Economic Performance*, editado por B.D. Bernheim y J.B. Shoven. Chicago University Press. Chicago, IL: EE.UU.
- Contreras, D., D. Bravo y E. Puentes (1999). "Tasa de Participación Femenina: 1957-1997. Un Análisis de Cohortes Sintéticas." Documento de trabajo, Facultad de Economía, Universidad de Chile.
- Deaton A. y Ch. Paxson (1993). "Saving, Growth, and Aging in Taiwan." NBER Working Paper N°4330.
- Deaton, A.S. (1992). "Saving and Liquidity Constraints." *Econometrica* 59(5): 1221-48.
- Deaton, A.S. (1997). *The Analysis of Household Surveys. A Microeconomic Approach to Development Policy*. The Johns Hopkins University Press.
- Deaton, A.S. (1994). "Understanding Consumption." *Claredon Lectures in Economics*, Oxford University Press.
- Duncan, G. y D. Hill (1985). "An Investigation of the Extent and Consequences of Measurement Error in Labor-economic Survey Data." *Journal of Labor Economics* 3(4): 508-32.
- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton. Princeton University Press.
- Gourinchas, P. y J. Parker (1997). "Consumption over the Life Cycle". NBER Working Papers N°7271.
- Granados, P. (2002). "Evolución de Ingresos de la Familia Chilena: 1990-1998." Tesis para la obtención del título de ingeniera industrial y grado de magister en economía aplicada, Universidad de Chile.
- Greene, W.H. (1997). *Análisis Económico*, tercera edición, Pearson Educación, Madrid.
- Hall, R.E. (1978). "Stochastic Implications of the life Cycle – Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence." *Journal of Political Economy* 86(6): 971-87.
- Hause, J.C. (1980). "The Fine Structure of Earnings and the On-the-job Training Hypothesis." *Econometrica* 48(4): 1013-29.
- Hubbard, R., J. Skinner y S. Zeldes (1994). "The Importance of Precautionary Motives for Explaining Individual and Aggregate Saving." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 40: 59-125.
- Huneus, C. y A. Repetto (2003). "The Dynamics of Earnings in Chile." Documento preliminar para la Conferencia Anual 2003 del Banco Central de Chile.
- Karanasos, M. (2000). "The Covariance Structure of Mixed ARMA Models." *Discussion Papers in Economics* N°10, Universidad de York, Reino Unido.
- Kotlikoff, L. y L. Summers (1981). "The Contribution of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation." *Journal of Political Economy* 89(4): 706-32.
- Laibson, D., A. Repetto y J. Tobacman (1998). "Self-control and Saving for Retirement." *Brooking Papers on Economic Activity* 1: 91-196.
- Laibson, D., A. Repetto y J. Tobacman (2000). "A Debt Puzzle." Documento preliminar, Harvard University, NBER y Universidad de Chile.
- MaCurdy, T. (1982). "The Use of Time Series Processes to Model the Error Structure of Earnings in a Longitudinal Data Analysis." *Journal of Econometrics* 18: 83-114.
- Modigliani, F. (1986). "Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations." *American Economic Review* 76(3): 297-313.
- Pischke, J.S. (1995a). "Individual income, incomplete information and aggregate consumption." *Econometrica* 63(4): 805-40.
- Pischke, J.S. (1995b). "Measurement Error and Earnings Dynamic: Some Estimates From the PSID Validation Study." *Journal of Business & Economic Statistics* 13(3): 305-14.
- Runkle, D.E. (1991). "Liquidity Constraints and the Permanent-income Hypothesis: Evidence from Panel Data." *Journal of Monetary Economics* 27: 73-98.
- Topel, R. y M. Ward (1992). "Job Mobility and the Careers of Young Men." *Quarterly Journal of Economics* 108: 439-79.
- Zeldes, S.P. (1989). "Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence." *Quarterly Journal of Economics* 104: 275-98.
- Zinde-Walsh, V. (1998). "Some Exact Formulae for Autoregressive Moving Average Processes." *Econometric Theory* 4(3): 384-402.

APÉNDICE A

**COEFICIENTES ESTIMADOS PARA LA
FUNCIÓN DE INGRESO INDIVIDUAL (2)
CON DUMMIES PARA EL EFECTO EDAD**

A continuación se presentan los coeficientes resultantes para los efectos edad, cohorte y tiempo de la estimación de (2) en la sección IV.

CUADRO A1					
Efectos Edad, Cohorte y Tiempo					
Efecto edad					
Edad del jefe de hogar	Coefficiente estimado	Test t	Edad del jefe de hogar	Coefficiente estimado	Test t
20	-136,841	-4.3	51	-19,982	-0.9
21	-129,314	-4.3	52	-9,311	-0.4
22	-126,528	-4.3	53	-10,070	-0.5
23	-110,960	-3.7	54	-10,086	-0.5
24	-108,293	-3.8	55	-12,910	-0.6
25	-97,851	-3.5	56	-4,431	-0.2
26	-86,373	-3.1	57	-878	0.0
27	-84,657	-3.1	58	-2,377	-0.1
28	-85,392	-3.2	59	4,126	0.2
29	-78,874	-2.9	60	19,203	1.0
30	-77,795	-2.9	61	13,128	0.7
31	-72,996	-2.8	62	17,759	0.9
32	-66,002	-2.6	63	17,332	0.9
33	-62,623	-2.4	64	21,359	1.1
34	-68,716	-2.7	65	33,051	1.7
35	-54,716	-2.2	66	28,423	1.5
36	-49,221	-2.0	67	40,217	2.2
37	-48,237	-2.0	68	36,495	2.0
38	-53,312	-2.2	69	42,425	2.3
39	-60,877	-2.5	70	53,019	2.9
40	-59,979	-2.5	71	52,630	2.9
41	-59,660	-2.5	72	45,809	2.6
42	-54,960	-2.4	73	54,737	3.1
43	-53,416	-2.3	74	52,559	2.9
44	-49,357	-2.1	75	47,232	2.7
45	-39,694	-1.7	76	56,001	3.2
46	-42,214	-1.9	77	47,185	2.7
47	-42,005	-1.9	78	47,711	2.7
48	-30,518	-1.4	79	44,120	2.5
49	-35,242	-1.6	80	64,590	4.4
50	-25,633	-1.2			

CUADRO A2		
Efecto Cohorte		
Cohorte	Coficiente estimado	Test t
2	111,654	3.6
3	106,647	3.7
4	88,247	3.3
5	71,254	2.8
6	54,949	2.3
7	41,662	1.8
8	36,461	1.7
9	26,985	1.3
10	12,591	0.6
11	4,760	0.3
12	-472	0.0
13	-7,048	-0.4
14	-9,737	-0.6
15	2,075	0.1

CUADRO A3		
Efecto Tiempo		
Año	Coficiente estimado	Test t
1991	-25,696	-15.9
1992	-18,345	-11.5
1993	-9,209	-6.0
1994	3,368	2.3
1995	10,485	6.8
1996	14,113	9.6

APÉNDICE B

HOMOLOGACIÓN DE NIVEL EDUCACIONAL

Las categorías educacionales definidas en la ESI para el jefe de hogar, en los períodos 1990-95 y 1996-98 se presentan, en orden descendente según la calificación, en el siguiente cuadro, junto a las tres nuevas categorías educacionales definidas para

homogeneizar la muestra en el período 1990-98: *alta calificación*, *media calificación* y *baja calificación*. En la tabla siguiente se muestran las categorías originales para cada período y la agrupación final para el período 1990-98:

CUADRO B1		
Categoría Educacional según período		
1990-98	1990-95	1996-98
Baja calificación	Primaria Sin estudios	Básica o primaria Kinder Nunca estudió
Media calificación	Normal Extra-escolar y otros Industrial Comercial Técnica Femenina Agrícola Secundaria	Normal Instituto profesional Centro formación técnica Media técnico-profesional Humanidades Media común Nivel ignorado
Alta calificación	Universitario	Universitario

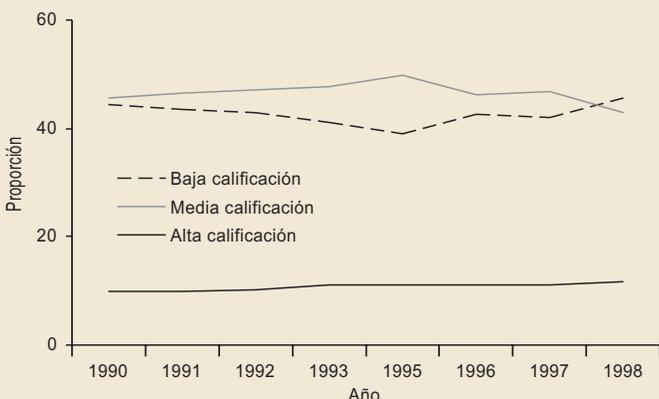
Las proporciones poblacionales¹ para cada año se muestran en la tabla siguiente, destacando en **negrita** los años de transición, es decir, el paso de 1995 a 1996.

CUADRO B2								
Proporciones Poblacionales según Nueva Categorización del Nivel de Educación								
Categoría 1990-98	1990	1991	1992	1993	1995	1996	1997	1998
Baja calificación	44.4	43.5	42.9	41.2	39.1	42.6	42.0	45.5
Media calificación	45.6	46.5	47.0	47.8	49.9	46.2	46.8	42.8
Alta calificación	10.0	10.0	10.1	11.0	11.1	11.2	11.2	11.7

¹ Es decir, la cantidad de jefes de hogar en la categoría respectiva con respecto al total de jefes de hogar para cada año de la ESI, ponderado por los pesos poblacionales (o factores de expansión) respectivos. Estas medidas se realizaron sobre los datos completos para cada año de la ESI.

GRÁFICO B1

Proporciones Poblacionales según Nivel Educativo 1990-98

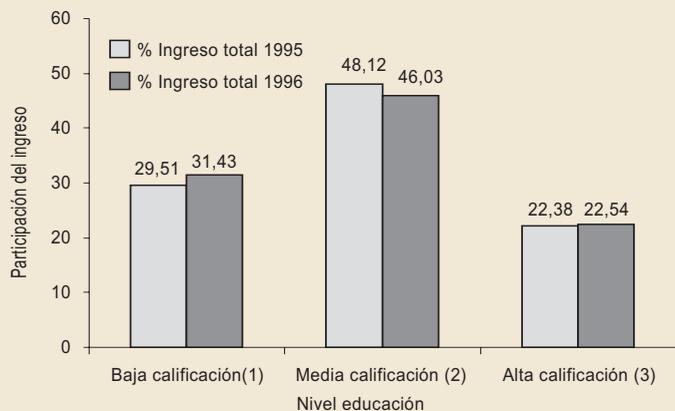


A continuación se muestra la evolución gráfica para cada categoría educacional, luego de la homogeneización.

La proporción de ingreso per cápita acaparada por los hogares en cada nivel educacional, para la transición 1995-1996 es de 22.38%, 48.12% y 29.51% del ingreso total en 1995 y 22.54%, 46.03% y 31.43 % en 1996, para alta, media y baja calificación, respectivamente. Como podemos observar, no hay cambios bruscos en la participación de ingresos en la transición.

GRÁFICO B2

Participación del Ingreso Total por Categoría Nivel Educativo



APÉNDICE C

LA ESI Y LA CASEN

A continuación se desarrolla una descripción general de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen) y se comparan algunas variables con las de la Encuesta Suplementaria de Ingreso (ESI), para los años en que hay coincidencia en el levantamiento de ambas.

La encuesta Casen se aplica desde el año 1985, con una periodicidad de dos años (excepto la del año 1989, que debió realizarse en 1990). Las encuestas Casen realizadas hasta la fecha corresponden a los años 1985, 1987, 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998. La Encuesta Casen proporciona información acerca de las condiciones socioeconómicas de los diferentes sectores sociales del país, sus carencias más importantes, la dimensión y características de la pobreza, así como la distribución del ingreso de los hogares.

Se realizará una comparación para tamaño de la muestra; tamaño medio del hogar; edad promedio, género y nivel de educación del jefe de hogar; y finalmente, proporción del ingreso total, para los años de coincidencia entre el levantamiento de la

encuesta Casen y la ESI, es decir, para los años 1990, 1992, 1996 y 1998.

Edad promedio del jefe de hogar

Una posible merma en la comparabilidad de las cifras se podría deber a la metodología de decilización utilizada en cada encuesta. En la Casen, se deciliza en base al ingreso autónomo del hogar (es decir, aquel que no considera ingreso monetario ni arriendo imputado), mientras en la ESI se hace en base al ingreso per cápita del hogar, es decir, el ingreso total del hogar dividido por el número de personas de este (cuadro C2). Todos los valores fueron calculados usando los pesos poblacionales respectivos.

CUADRO C1				
Tamaño de la Muestra: Número de Personas y Hogares Encuestados				
Número de hogares				
Encuesta	1990	1992	1996	1998
Casen	25,793	35,948	33,636	48,107
ESI	32,559	31,747	30,965	31,138
Número de personas				
Encuesta	1990	1992	1996	1998
Casen	105,189	143,459	134,262	188,360
ESI	93,374	89,595	120,121	117,521
Fuentes: Casen 1990-98. ESI 1990-98.				

CUADRO C2								
Edad Promedio del Jefe de Hogar								
Decil	1990		1992		1996		1998	
	Casen (años)	ESI (años)						
1	43.5	44.1	43.2	44.0	45.4	44.5	46.6	43.7
2	42.2	44.0	43.1	45.6	43.7	45.3	45.3	45.9
3	45.2	45.4	44.8	47.2	47.0	46.7	47.4	47.3
4	47.0	47.6	47.6	48.1	47.1	49.1	47.6	48.8
5	48.1	48.8	48.3	50.4	48.8	50.0	49.3	49.9
6	49.5	50.1	49.4	51.0	51.0	50.1	50.8	51.2
7	51.0	50.7	50.7	51.2	50.3	50.8	48.8	52.5
8	50.0	51.2	49.8	52.0	48.7	51.3	49.2	51.3
9	49.3	51.5	50.2	51.8	49.7	51.2	49.6	52.0
10	49.5	51.7	50.2	52.5	49.0	51.1	49.8	50.7
Total	47.6	48.5	47.7	49.4	48.1	48.9	48.4	49.3
Fuentes: Casen 1990-98. Ministerio de Planificación y Cooperación, Departamento de Información Social, División Social; ESI 1990-98.								

CUADRO C3								
Género del Jefe de Hogar, Ajustado por CCNN								
Género	1990		1992		1996		1998	
	Casen (%)	ESI (%)						
Femenino	20.0	22.0	20.5	23.2	21.9	21.3	22.8	22.7
Masculino	80.0	78.0	79.5	76.8	78.1	78.7	77.2	77.3

Fuentes: Casen 1990-98. Ministerio de Planificación y Cooperación, Departamento de Información Social, División Social; Ingresos de Hogares y Personas (1990, 1992, 1996 y 1998). INE.

CUADRO C4								
Tamaño del Hogar								
Decil	1990		1992		1996		1998	
	Casen (años)	ESI (años)						
1	4.9	5.2	4.7	5.1	4.5	4.9	4.5	4.9
2	4.7	4.8	4.6	4.8	4.6	4.7	4.5	4.7
3	4.5	4.6	4.4	4.4	4.4	4.5	4.3	4.4
4	4.3	4.4	4.3	4.4	4.3	4.3	4.3	4.2
5	4.1	4.2	4.1	4.1	4.1	4.0	3.9	3.8
6	4.1	4.0	3.8	3.7	3.7	3.7	3.7	3.5
7	3.6	3.7	3.6	3.7	3.7	3.4	3.7	3.3
8	3.6	3.6	3.5	3.5	3.6	3.3	3.5	3.1
9	3.4	3.3	3.3	3.2	3.3	3.0	3.3	2.9
10	3.3	3.1	3.1	3.1	3.2	2.7	3.0	2.7
Total	4.1	4.1	3.9	4.0	3.9	3.8	3.9	3.7

Fuentes: Casen 1990-98. Ministerio de Planificación y Cooperación, Departamento de Información Social, División Social; Ingreso de Hogares y Personas (1990, 1992, 1996 y 1998). INE.

Hay que considerar la metodología de decilización distinta que utiliza cada encuesta, como se explicó. Las cifras que se consideran fueron calculadas usando los pesos poblacionales respectivos.

Nivel de Educación del Jefe de Hogar

La Encuesta Casen utiliza la siguiente subdivisión para caracterizar el nivel de educación del jefe de hogar: preescolar, básica, media humanista, media técnico-profesional, universidad, instituto profesional o centro de formación técnica, academias y otros,

enseñanza especial, ninguno y sin dato. Para homologar esta subdivisión y hacerla comparable a la categorización definida en este estudio en base a la ESI, se definen tres categorías que agrupan a las anteriores como sigue: *Baja Calificación* (preescolar, básica, ninguno); media calificación (media humanista, media técnico-profesional, instituto formación técnica, sin dato); baja calificación (universitaria incompleta, completa y post-grado). Las proporciones para ambas encuestas están ajustadas por su respectivo factor de expansión muestral.

CUADRO C5

Nivel de Educación del Jefe de Hogar

Nivel de educación del jefe de hogar	1990		1992		1996		1998	
	Casen (%)	ESI (%)						
Baja calificación	52.4	44.4	51.6	42.9	42.7	42.6	40.6	45.5
Media calificación	37.5	45.6	38.6	47.0	45.9	46.2	47.2	42.8
Alta calificación	10.1	10.0	9.8	10.1	11.3	11.2	12.2	11.7

Fuentes: Casen 1990-98. Resultados entregados por Ana María Véliz Toledo, Ministerio de Planificación y Cooperación, Departamento de Información Social, División Social; ESI 1990-98.

Las diferencias entre ambas encuestas para baja y media calificación se deberían a la manera de agrupar las subcategorías que se reportan en una y otra encuesta, además de posibles errores de medición en cada una de ellas. Sin embargo, la categoría alta calificación presenta una similitud consistente para todos los años de comparación (en ambas encuestas esta categoría fue medida sin modificaciones en el diseño de la encuesta durante todo el período).

Participación de Ingreso por Decil

A continuación se muestra la distribución del ingreso por decil, tomando el ingreso monetario (ingreso autónomo más ingresos monetarios) de los hogares para la Casen y su homólogo² ingreso total del hogar para la ESI. Las cifras están ajustadas por Cuentas Nacionales en ambos casos.

CUADRO C6

Participación de Ingreso por Decil

Decil	1990		1992		1996		1998	
	Casen (años)	ESI (años)						
1	1.6	2.0	1.7	2.0	1.4	1.9	1.5	2.1
2	2.8	3.1	2.9	3.2	2.7	3.3	2.6	3.3
3	3.7	3.9	3.8	3.8	3.6	4.2	3.6	4.2
4	4.5	4.7	4.7	4.7	4.6	5.1	4.6	5.0
5	5.4	5.5	5.6	5.5	5.5	5.9	5.4	5.7
6	6.9	6.5	6.6	6.2	6.4	6.7	6.4	6.6
7	7.8	7.4	8.0	7.7	8.1	8.0	8.2	7.9
8	10.3	9.6	10.4	9.6	11.0	10.2	10.9	9.9
9	15.1	13.5	14.7	13.0	15.4	14.0	15.9	14.1
10	41.8	43.8	41.3	44.2	41.3	40.7	41.0	41.2
Total	100.0							

Fuentes: Resultados de la Casen 1998. Documento N°1 (Julio de 1999). MIDEPLAN; Ingresos de Hogares y Personas (1990, 1992, 1996 y 1998). INE..

² Cabe señalar que las metodologías utilizadas en cada encuesta difieren al momento de ajustar por Cuentas Nacionales. Ambas encuestas excluyen el servicio doméstico y su núcleo familiar al momento de contabilizar el ingreso de los hogares. Con respecto al arriendo imputado, el ingreso monetario de la Casen no lo incluye, mientras que la ESI lo contabiliza como parte del ingreso total.

GRÁFICO C1

Participación del Ingreso por Decil

