

BANCO [REDACTED] CHILE

[REDACTED]

[REDACTED]

# ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 7 - Nº1 / ABRIL 2004

## ÍNDICE

<b>Resúmenes de trabajos</b> .....	3
<b>Resúmenes en inglés (<i>Abstracts</i>)</b> .....	4
<b>Artículos</b>	
<i>Un Análisis del Comportamiento     del Tipo de Cambio Real en Chile</i> César Calderón M. ....	5
<i>Desempleo y Consumo en Chile</i> Claudio Soto G. ....	31
<i>Función de Ingresos de los Hogares Chilenos:     Ciclo de Vida y Persistencia de Shocks</i> Paulina Granados Z. ....	51
<b>Notas de Investigación</b>	
<i>Medidas Alternativas de Inflación Subyacente</i> M. Carolina Grünwald N. / Enrique Orellana C. ....	93
<i>Medición de la Minería en el Imacec y el Índice del INE</i> Jorge Cantallopis A. ....	103
<i>Comparación de la Variación Industrial     de las Cuentas Nacionales con un Indicador de Mercado</i> Francisco Ruiz A. / Felipe Stanger V. ....	107
<b>Revisión de Libros</b>	
<i>When all Else Fails: Government as the Ultimate Risk Manager     de David A. Moss</i> Edgardo Barandiarán M. ....	115
<i>The Microstructure Approach to Exchange Rates     de Richard Lyons</i> Jorge Selaive C. ....	121
<b>Revisión de Publicaciones</b>	
Catastro de publicaciones recientes .....	125
Resúmenes de artículos seleccionados .....	128



## RESÚMENES DE TRABAJOS

### UN ANÁLISIS DEL COMPORTAMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN CHILE

César Calderón M.

*El objetivo principal del presente artículo es estimar la trayectoria del tipo de cambio real de equilibrio para Chile utilizando un modelo de comportamiento para el período 1977.I-2003.III. Utilizando técnicas de cointegración se halla una relación de cointegración entre el tipo de cambio real (TCR) y sus fundamentos — a saber, el diferencial de productividades, el coeficiente de activos externos netos con respecto del PBI, los términos de intercambio y la absorción pública.*

*Entre nuestros principales resultados tenemos: (a) las estimaciones de la ecuación del TCR usando el índice TCR-5 y el TCR total (con una canasta ampliada de países emergentes) son similares cuando se excluyen las magnitudes relativas a los países foráneos en la medida de productividad y gasto de gobierno. (b) La depreciación del peso chileno en los años 80 es explicada principalmente por un mayor endeudamiento interno neto del país y por un menor nivel de gasto del gobierno asociado a períodos de ajuste fiscal. (c) La apreciación del peso chileno en el período 1990-97 se atribuye a una mejora en la posición de activos externos netos y a un crecimiento en la productividad relativa del sector transable. (d) El modelo tiene una pobre predicción de la evolución del TCR en el período 1998-02. Las fuerzas que predicen la depreciación durante este período son la reducción de los activos externos netos y la caída de los términos de intercambio en el período.*

### DESEMPLEO Y CONSUMO EN CHILE

Claudio Soto G.

*El artículo estudia empíricamente el efecto del desempleo sobre el consumo agregado de bienes habituales en Chile entre 1990 y 2002. Utilizando un modelo de corrección de errores se encuentra que el desempleo rezagado tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre el crecimiento del consumo en el corto plazo. Junto con lo anterior se analizan tres hipótesis que podrían explicar la relación entre estas dos variables. Los resultados de este análisis señalan que el desempleo no es un buen predictor del ingreso disponible y, por tanto, no señala cambios en el ingreso permanente de los hogares. Además, existe evidencia que permite descartar la hipótesis del ingreso permanente en su versión con equivalencia cierta para el caso chileno. Por otra parte, la evidencia indica que el desempleo sí afecta la volatilidad del ingreso. Por lo tanto, el efecto de esta variable sobre el consumo se explicaría por el motivo precautorio para ahorrar. No obstante, para que este motivo sea coherente con el hecho de que el desempleo tiene un impacto negativo sobre el crecimiento del consumo, se requiere que el efecto de la incertidumbre sobre el consumo sea persistente. Por último, los datos también señalan un efecto no robusto del desempleo sobre el consumo por medio de su impacto en la distribución funcional del ingreso.*

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

Paulina Granados Z.

*Sobre la base de la información de hogares de la Encuesta Suplementaria de Ingresos 1990-98 (alrededor de treinta mil hogares anualmente) se encuentra evidencia estadística de que el componente esperado de la función de ingresos de los hogares chilenos está determinado significativamente por los efectos edad, cohorte generacional y tiempo, además de un conjunto de características idiosincrásicas del hogar. Para determinar la dinámica del componente aleatorio, se estima el proceso que rige al residuo promedio por generación resultante de la estimación previa, siendo componentes de medias móviles de primer y segundo orden, y procesos autorregresivos de primer orden, los que mejor la explican. Sin embargo, al desagregar por nivel educacional, la función de ingresos del hogar con jefe de hogar de baja educación es la que sigue estos procesos, aceptando ruido blanco para hogares de mayor educación, lo que da cuenta de la influencia de los hogares menos educados en los resultados para la muestra total.*

## ABSTRACTS

### AN ANALYSIS OF THE BEHAVIOR OF THE REAL EXCHANGE RATE IN CHILE

César Calderón M.

*The main goal of this paper is to estimate the equilibrium real exchange rate path for Chile using a simple model for the 1977.I – 2003.III period. Using cointegration techniques, we find a cointegrating relationship between the real exchange rate (RER) and its fundamentals —that is, sectoral productivity differentials, the ratio of net foreign assets to GDP, the terms of trade and public absorption.*

*Among our main results, we have: (a) the estimates of the RER equation are qualitatively similar whenever we used the RER index TCR-5 or TCR total (which includes emerging economies in the basket of countries). (b) The real depreciation of the Chilean peso in the 1980s is mainly attributed to a greater net external indebtedness in the country and to lower levels of public spending during periods of fiscal adjustment. (c) The real appreciation of the peso during 1990-97 is explained by an improvement in the net foreign asset position of Chile and growth in the relative productivity of the traded sector. (d) The model predicts poorly the movements in the 1998-2002 period. The only forces that predict a depreciation of the Chilean peso during this period are the decline in the terms of trade and the net foreign asset position.*

### UNEMPLOYMENT AND CONSUMPTION IN CHILE

Claudio Soto G.

*This article presents an empirical study of the effect of unemployment on aggregate consumption of non-durable goods in Chile for 1990-2002. Using an error-correction model, the results show that unemployment lags have a negative and statistically significant short-run impact on consumption growth. Three hypotheses that relate unemployment and consumption are also analyzed. First, it is shown that unemployment is not a good predictor of future disposable income. Therefore, it does not signal changes in permanent income. Moreover, the results do not support the implications of the certainty-equivalence version of the permanent income hypothesis. Second, there is evidence that unemployment affects income volatility. Hence, the relationship between unemployment and consumption could be explained by the precautionary savings motive. However, for this mechanism to be consistent with the fact that unemployment has a negative impact on consumption growth, the effect of uncertainty on consumption must be persistent. Finally, there is also evidence that unemployment could affect consumption through its effect on income distribution. However, the latter result is not robust.*

### CHILEAN HOUSEHOLD INCOME FUNCTION: LIFE CYCLE AND PERSISTENCE OF SHOCKS

Paulina Granados Z.

*Statistical information about households, coming from the National Statistics Bureau's supplementary income survey for 1990-1998 (approximately 30,000 homes annually) reveals that the expected component of Chilean households' income function is significantly determined by the effects of age, generational cohort, and time, along with a set of idiosyncratic household characteristics. To determine the dynamics of the random component, the process that supports the average residue by generation is estimated, which seems to be best described by either a moving average process of first and second order, or an autoregressive process of first order. However, separating by educational level, only the income functions of low-education-head households follow these processes, accepting white noise for higher-education households, which accounts for the influence of less educated households in the results for the full sample.*

# UN ANÁLISIS DEL COMPORTAMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN CHILE\*

César Calderón M.\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

A partir de un promedio mensual de 745 pesos por dólar en febrero del 2003, la cotización del peso chileno disminuyó a un promedio mensual de 602 pesos por dólar en diciembre del mismo año. Esta apreciación del peso ha desencadenado un debate en torno al nivel de equilibrio del tipo de cambio, en el cual se cuestiona si la apreciación del peso chileno se atribuye a factores fundamentales o especulativos. Asimismo, subyacente a este debate existe una seria discusión académica sobre el tipo de cambio real de equilibrio (TCRE).

La literatura empírica del tipo de cambio real (TCR) se enfoca primordialmente en el análisis del enfoque de la paridad de poder de compra (PPC), el cual predice —en su versión tanto absoluta como relativa— un nivel constante del TCRE. Sin embargo, los investigadores han observado desviaciones importantes y persistentes de la PPC (Froot y Rogoff, 1995; Rogoff, 1996; Sarno y Taylor, 2002). Ello implica que el TCRE cambiaría en el tiempo y que dicho cambio estaría asociado a la evolución de fundamentos económicos del tipo de cambio real (Lucas, 1982; Stockman, 1987; Edwards, 1989). Por ejemplo, cambios en la productividad de los sectores transable y no transable de la economía constituyen una posible fuente de movimientos del TCR (Balassa, 1964; Samuelson, 1964; Chinn, 1997; Canzoneri et al. 1999; Tille et al. 2001; Lothian y Taylor, 2003). Entre otros fundamentos mencionados por la literatura, tenemos: la posición de activos externos netos (Lane y Milesi-Ferreti, 2000; Cavallo y Ghironi, 2002; Calderón, 2002), los términos de intercambio (De Gregorio y Wolf, 1994), y el gasto de gobierno (Balvers y Bergstrand, 2002; Annicchiarico, 2002).

El objetivo del presente artículo es estimar el tipo de cambio real de equilibrio para Chile, utilizando

datos trimestrales para el período 1977-2003. Para llevar a cabo esta tarea, se formulará un simple modelo de determinación del tipo de cambio real y se estimará la relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos, utilizando técnicas de cointegración uniecuacional y multiecuacional. Con base en estas estimaciones, se procederá a calcular el grado de desalineamiento del TCR. Luego, se evaluará el desempeño del modelo al interior de las muestras, mediante el cálculo de las fuentes de variación en las fluctuaciones del TCR sobre el período muestral.

El artículo está organizado en cinco secciones. En la sección II se presenta una discusión en torno al concepto del nivel de equilibrio del tipo de cambio real y una revisión de la literatura empírica sobre los determinantes del TCR para Chile. En la sección III se presentan los datos y la metodología utilizada para evaluar la relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos. Los resultados de la estimación de la ecuación fundamental de TCR se presentan en la sección IV. Asimismo, se calcula el grado de desalineamiento y las fuentes de variación en el tipo de cambio real. Para terminar, se esbozan las conclusiones en la sección V.

## II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La presente sección tiene un objetivo doble: primero, presentar una breve discusión del concepto de tipo de cambio real de equilibrio (TCRE) donde se pone énfasis en la sensibilidad del TCRE al modelo elegido. Luego, se presenta una breve revisión de la literatura empírica sobre la determinación del tipo

\* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile.  
Email: ccaldero@bcentral.cl

\*\* Se agradecen los comentarios de Claudio Soto y Rodrigo Valdés a una versión previa de este trabajo. Agradezco a Álvaro Aguirre por su colaboración y comentarios, así como a Bernardo Dominichetti por facilitar los datos del TCR total, al editor y a un árbitro anónimo por sus valiosas sugerencias. Los errores son responsabilidad del autor. Las ideas expresadas en este artículo son del autor y no reflejan la opinión del Banco Central de Chile o de sus consejeros.

de cambio real en Chile, donde podemos observar que los parámetros estimados y el cálculo del desalineamiento cambiario son dependientes del modelo empírico y del período muestral elegidos.

## 1. Sobre el Concepto de Tipo de Cambio Real de Equilibrio

El concepto de tipo de cambio real de equilibrio (TCRE) es sumamente importante, dado que representa una norma contra la cual vamos a poder evaluar las fluctuaciones del tipo de cambio real. De acuerdo con Cassel (1992), el tipo de cambio debía fluctuar de forma tal que contrarrestara los movimientos de las tasas de inflación relativa de las diferentes monedas. En este sentido, la paridad del poder de compra (PPC) se convirtió en una primera medida del TCRE. Sin embargo, la PPC presenta problemas no solo teóricos sino también empíricos. En primer lugar, la PPC solo toma en cuenta la parte monetaria de las fluctuaciones del tipo de cambio, el que también puede variar por factores reales, tales como los términos de intercambio, variaciones de productividad o de los flujos de capital. Segundo, a pesar de cierto progreso alentador en la literatura empírica, la PPC como teoría del TCRE en el mediano y largo plazo está aún lejos de ser validada.<sup>1</sup> Cabe destacar que una de las explicaciones más populares de las desviaciones significativas y persistentes de la PPC es la existencia de bienes no transables.

Por su parte, Nurkse (1945) fue uno de los primeros en definir el TCRE en torno a una condición ideal de la economía. Específicamente, Nurkse definió el TCRE como el tipo de cambio real que permite el equilibrio de la balanza de pagos sin necesidad de incurrir en restricciones sobre los flujos de comercio internacional. Este trabajo da origen a lo que décadas más tarde se conocería como el enfoque macroeconómico del tipo de cambio real, popularizado por Williamson (1983, 1994).

Como señalábamos más arriba, la incapacidad de la PPC para pronosticar el nivel de equilibrio del tipo de cambio real en el mediano y largo plazo, dio lugar a teorías alternativas del TCRE. Dentro de este contexto nace el enfoque macroeconómico, el cual define el TCRE como el tipo de cambio real coherente con el logro simultáneo del equilibrio interno y externo de la economía. Se entiende que una economía que logra el nivel de producto de pleno empleo alcanzaría el equilibrio interno (Williamson, 1994). Otros consideran que el equilibrio interno implicaría el equilibrio actual y futuro del mercado de bienes no transables (Edwards, 1989).<sup>2</sup> Por otra parte, el equilibrio externo se logra cuando los flujos de capital especulativo y las variaciones de las reservas oficiales son iguales a cero. Una definición más rigurosa implica que el equilibrio externo se logra cuando se satisface la restricción presupuestaria intertemporal, es decir, cuando el valor presente neto de los saldos actual y futuro de la cuenta corriente de la balanza de pagos es igual al nivel de deuda inicial (Edwards, 1989). En este sentido, la trayectoria de la cuenta corriente es compatible con flujos de capitales sostenibles en el largo plazo.

A partir del entramado teórico del enfoque de equilibrio macroeconómico, se han desarrollado tres diferentes estrategias de modelación (Duval, 2002): el tipo de cambio real de equilibrio fundamental, FEER (Williamson, 1983, 1994; Isard y Faruquee, 1998); el tipo de cambio real natural, NATREX (Stein, 1994, 1999; Stein y Allen, 1995); y el modelo de comportamiento del tipo de cambio de equilibrio, BEER (Clark y MacDonald, 1999).

El Tipo de Cambio de Equilibrio Fundamental (FEER). Este concepto está basado en la noción de equilibrio macroeconómico interno y externo antes mencionados. El equilibrio interno estaría dado por un nivel de producto coherente con un nivel de desempleo dado por la NAIRU<sup>3</sup> y una tasa de inflación baja y sostenible, mientras que el equilibrio externo se caracteriza por un flujo neto de capitales sostenible (Clark y MacDonald, 1999).<sup>4</sup> Dada su asociación con ciertas condiciones económicas ideales, el cálculo del TCRE involucra la formulación de juicios normativos en torno a la evolución de la economía. Este TCRE varía a medida que se eligen diferentes condiciones para el equilibrio de mediano plazo de la economía (Wren-Lewis, 1992).

<sup>1</sup> Calderón y Duncan (2003) hallan que la PPC es válida en el largo plazo para Chile usando datos históricos desde 1810.

<sup>2</sup> Una idea implícita en la definición del equilibrio interno es que la tasa de desempleo se encuentra en su nivel natural.

<sup>3</sup> Non accelerating inflation rate of unemployment.

<sup>4</sup> El enfoque del TCRE fundamental calcula el TCR para un conjunto determinado de condiciones económicas que prevalecerían en el mediano plazo. Cabe destacar que estas condiciones "deseables" para la economía no necesariamente ocurrirán en el futuro.

Entre las principales fallas e insuficiencias del enfoque de TCRE fundamental de Williamson (1983, 1994) tenemos lo siguiente: primero, el enfoque per se no involucra una teoría de determinación del tipo de cambio real. Segundo, es un método que calcula el valor actual del TCR de un país y carece de modelación de la dinámica de ajuste del TCR. Tercero, el análisis del TCRE fundamental ha sido desarrollado solo en términos de equilibrio de flujos y no toma en cuenta el equilibrio de stocks en el largo plazo (Clark y MacDonald, 1999). Finalmente, el cálculo del TCRE es sensible a la elección de un modelo de cuenta corriente, estimaciones de producto potencial del país respecto de sus principales socios comerciales y a estimaciones del nivel de equilibrio de la cuenta de capitales en el mediano plazo (Black, 1994; Clark y MacDonald, 1999).

Modelos de Comportamiento del Tipo de Cambio Real. Una alternativa al enfoque del TCRE fundamental de Williamson para evaluar el valor de equilibrio del tipo de cambio real es la estimación de una ecuación de forma reducida que explica el comportamiento del tipo de cambio real efectivo sobre un período muestral determinado (Clark y MacDonald, 1999, 2000). En esta forma reducida, el tipo de cambio real depende de fundamentos económicos de largo y mediano plazo, así como de factores transitorios de corto plazo. A partir del ajuste de la ecuación de regresión se calcula un valor de equilibrio corriente, el cual está determinado por los valores de los fundamentos económicos de mediano y largo plazo. Asimismo, se calcula un tipo de cambio real de tendencia, el cual está determinado por los valores de largo plazo o sostenibles de los fundamentos económicos.

Dentro de este enfoque, podemos destacar el TCRE natural (NATREX) y el TCR de tendencia (BEER), que han provisto de un análisis dinámico de stock y flujo en el que pueden identificarse los principales determinantes del tipo de cambio real. Desde el punto de vista empírico, ambos modelos —NATREX y BEER— contrastan la existencia de una relación de cointegración entre el TCR y sus fundamentos para proveer de un TCRE que se mueve en el tiempo.

En la modelación, se toma como punto inicial la ecuación de la balanza de pagos que iguala la cuenta corriente con la de capitales (Stein, 1994, Stein y Allen, 1995; Faruquee, 1995). En la especificación

del tipo de cambio real natural (NATREX) de Stein, los flujos de capital son determinados mediante la diferencia entre el ahorro nacional (determinado a su vez por la tasa de preferencia temporal) y la inversión (que está determinada por la  $q$  de Tobin). Las dos variables básicas del modelo NATREX —productividad y frugalidad— determinan la cuenta de capitales, la cual a su vez influye sobre el tipo de cambio real a través de movimientos de la cuenta corriente. Asimismo, el equilibrio en el estado estacionario de este modelo se alcanza cuando el stock de capital nacional y de activos externos netos logran sus valores de largo plazo. De este modo, el tipo de cambio real, el stock de capital y el nivel de activos externos netos son funciones de variables exógenas de productividad y frugalidad local y foránea (Stein y Allen, 1995; Stein, 1999).

Por otra parte, Faruquee (1995) modela separadamente la cuenta corriente y la de capitales. Modela la cuenta corriente como la suma de la balanza comercial (que a su vez es función del tipo de cambio real) y el ingreso neto por intereses de la posición de activos externos netos (AEN). Para que la balanza de pagos sea viable, el nivel de flujos de capital que financia la cuenta corriente debe ser sostenible. Así, la tasa deseada de acumulación de AEN es igual en el modelo a la tasa deseada de ahorro nacional neto. A partir de la ecuación de balanza de pagos, Faruquee obtiene el tipo de cambio real como función de su valor de largo plazo y la diferencia entre el stock observado y de largo plazo de AEN. En este sentido, el equilibrio de largo plazo es función de factores que afectan tanto la cuenta de capitales como la cuenta corriente y, a diferencia del modelo NATREX, no es recursivo.

Cabe destacar que el modelo de comportamiento BEER de Faruquee no intenta lidiar con los problemas de equilibrio interno y externo. Utilizando el análisis de cointegración, estima la ecuación del tipo de cambio real utilizando los diferenciales de productividad, el precio relativo de los bienes no transables y los términos de intercambio como determinantes de la cuenta corriente; en cambio, trata el stock de AEN como una variable exógena. Este enfoque no tiene elementos normativos dado que intenta explicar el valor del TCR efectivo en términos de los fundamentos económicos. En este caso, el valor ajustado de este análisis de regresión se denomina



valor de tendencia, y la evolución de dicha tendencia se puede utilizar para evaluar las fluctuaciones del tipo de cambio real.<sup>5</sup>

En resumen, las principales lecciones aprendidas en torno a la modelación del TCRE son las siguientes: primero, el TCRE no es un número invariante. El TCRE puede variar cuando se produce un cambio en cualquiera de las variables que determinan el equilibrio interno y externo del país. En este sentido, el TCRE será diferente en un escenario de crecimiento sostenido de lo que será en un escenario de recesión prolongada. Segundo, el TCRE se verá afectado no solo por los valores actuales sino también por los valores futuros de los fundamentos, así como por la percepción de que los cambios en dichos fundamentos son permanentes o transitorios. Finalmente, el cálculo del TCRE —así como del desalineamiento del TCR con la trayectoria de equilibrio— involucra una serie de elecciones potencialmente controvertidas. Entre ellas, tenemos la definición del TCR, la elección del modelo y las variables a utilizar, el objetivo de la cuenta corriente y el conjunto de políticas económicas aplicadas para lograr el equilibrio interno.

## 2. Evidencia Empírica

### *Evidencia para Datos de Panel*

A continuación, se describe brevemente la evidencia empírica de los estudios de datos de panel que involucran a América Latina y, en especial, a Chile. Un primer intento por analizar el comportamiento del TCR en países selectos de América Latina fue realizado por Broner, Loayza y López (1999). Ellos analizan el grado de desalineamiento del TCR para

siete países de América Latina —incluyendo Chile— durante el período 1960-98, basados en un modelo de TCR de equilibrio coherente con el equilibrio interno y externo de la economía (Alberola y López, 2001). Utilizando técnicas de cointegración multivariada, los autores hallan una relación de largo plazo entre el TCR, los activos externos netos y el precio relativo de los bienes no transables para todos los países de la muestra. Sus estimaciones para el caso chileno brindan los siguientes resultados: un cambio en la posición de activos externos netos de 10% del PIB llevaría a un cambio en el TCR de 6.7%. (b) Un cambio de 10% en el precio relativo de bienes transables a no transables estaría asociado a un cambio de 6.5% en el TCR.

Por otra parte, Calderón (2002) analiza el comportamiento del TCR para una muestra más amplia de 67 países entre 1960 y 1997. Mediante técnicas de cointegración de panel, demuestra la existencia de una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos —es decir, la productividad de los sectores transable y no transable *vis-a-vis* el resto del mundo, los términos de intercambio, y los activos externos netos.<sup>6</sup> Asimismo, el autor halla que una apreciación del TCR estaría asociada a una mejora en la posición de activos externos netos, una mayor productividad de transables (*vis-a-vis* el resto del mundo), y una mejora de los términos de intercambio.<sup>7</sup>

Finalmente, Drine y Rault (2003) han aplicado también técnicas de cointegración de panel para evaluar el comportamiento del TCR en una muestra de 45 países en desarrollo, divididos en tres zonas geográficas: África (21 países con información para el período 1980-96), América Latina (17 países con información para el período 1973-96) y Asia (7 países con información para 1975-96). Dichos autores logran hallar una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos económicos para los tres grupos de países.<sup>8</sup>

El análisis del comportamiento del TCR en América Latina (LAC) por parte de Drine y Rault brinda los siguientes resultados: (a) mayores influjos de capital estarían relacionados con una apreciación del TCR a través de la reasignación de insumos a sectores no transables. (b) El desarrollo económico estaría acompañado por una apreciación cambiaria. En este sentido, un aumento de 1% en el PIB per cápita genera una apreciación de 0.23% en LAC. (c) Un

<sup>5</sup> Un esfuerzo similar al de Faruqee ha sido llevado a cabo por Broner et al. (1999), Alberola et al. (1999) y Alberola y López (2001).

<sup>6</sup> Existe evidencia de cointegración para las submuestras de países, clasificadas por nivel de ingreso o controles de capital. Asimismo, los coeficientes de largo plazo son constantes únicamente para las muestras de países de ingreso alto y con bajos controles de capital.

<sup>7</sup> Específicamente, Calderón (2002) halla que: (a) un incremento de 1% en la productividad del sector transable (en relación con la del resto del mundo) estaría asociado a una apreciación de 1.1%. (b) Un incremento de 1% en los términos de intercambio estaría asociado a una apreciación real de 0.7%.

<sup>8</sup> Los determinantes del TCR especificados en el modelo de Drine y Rault (2003) son: la inversión interna, la participación del gasto público en el PIB, la política comercial, el PIB per cápita, los flujos de inversión extranjera directa y los términos de intercambio.

mayor gasto público estaría asociado a una apreciación del TCR. (d) Los términos de intercambio no tienen un impacto significativo sobre el TCR. (e) La liberalización comercial es seguida por una depreciación del TCR.

### *Evidencia de series de tiempo para Chile*

La evidencia empírica sobre el comportamiento del tipo de cambio real (TCR) en Chile puede clasificarse en dos grupos de estudios. El primer grupo aplica técnicas de series de tiempo al tipo de cambio real y sus fundamentos. Entre los principales determinantes del TCR utilizados en esta literatura tenemos los diferenciales de productividad sectorial, los términos de intercambio, los flujos de capital, el gasto del gobierno, y los activos externos netos, entre otros. El segundo grupo se caracteriza por el uso de métodos numéricos para simular modelos de equilibrio general que evalúan el impacto de choques fiscales sobre el TCR.

La Evidencia Econométrica. En la mayoría de los estudios del comportamiento del TCR en Chile, la variable dependiente está relacionada con diferenciales de productividad entre los sectores transable y no transable, y con el gasto de gobierno. En este sentido, De Gregorio (1996) intenta evaluar la relación entre el TCR y estas dos variables para Chile durante el período 1982-94. En primer lugar, el autor halla una relación significativa entre el TCR y los movimientos de la productividad de los sectores transable y no transable. Un incremento de 1% en la productividad de Chile (respecto de los países industriales) apreciaría el TCR entre 1 y 1.5%.<sup>9</sup> Por otra parte, la relación entre el TCR y el gasto de gobierno no es estadísticamente significativa.

El impacto de los flujos de capital sobre el TCR —especialmente, aquellos de largo plazo— es el objetivo principal de Elbadawi y Soto (1997). Mediante el uso de técnicas de cointegración, los autores estiman el TCR de equilibrio coherente con modelos de comportamiento prospectivos de largo plazo. Utilizando información para el período 1960-92, se estima una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos (términos de intercambio, grado de apertura, gasto del gobierno, inversión pública, flujos de capitales de largo plazo, inversión extranjera directa e inversión de cartera). Los autores hallan que el TCR se aprecia ante

influjos de capitales crecientes. De este modo, un incremento de los flujos netos de capitales de largo plazo de -10% del PIB (promedio durante el período 1983-87) a 4% del PIB (promedio durante el período 1989-92) apreciaría el peso chileno en 15% en términos reales.

Soto y Valdés (1998) utilizan vectores autorregresivos con corrección de error sobre datos trimestrales para estimar el TCR de equilibrio de Chile durante el período 1978-97. Los autores hallan una relación de largo plazo entre el TCR, la productividad relativa del sector transable (respecto del no transable), la absorción pública y los términos de intercambio. Con excepción de los términos de intercambio, todas las variables tienen un impacto estadísticamente significativo sobre el TCR. Los autores hallan que una mejora de la posición de activos externos netos de 1% del PIB depreciaría el TCR en 4.7%. Un incremento análogo del gasto de gobierno apreciaría el TCR en 3.4%.

Por otra parte, Valdés y Délano (1999) evalúan el impacto de los movimientos de la productividad relativa en Chile *vis-a-vis* el resto del mundo sobre el TCR durante el período 1990-97, utilizando para ello tres diferentes enfoques. Primero, los autores calibran un modelo para la economía chilena con dos sectores —transable y no transable— y perfecta movilidad de capitales, donde demuestran que una apreciación de 0.85% al año sería atribuida a cambios en productividad. Segundo, demuestran la existencia de una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos utilizando técnicas de cointegración multivariada.<sup>10</sup> A partir de sus estimaciones, se infiere que la mayor productividad predice una apreciación real anual del peso chileno de 0.8% durante el período 1990-97. Finalmente, se estima la relación entre productividad y TCR para un panel de 92 países con observaciones anuales para el período 1960-90. De acuerdo con estas estimaciones, un punto porcentual de

<sup>9</sup> Utilizando una muestra de datos de panel, De Gregorio halla un menor coeficiente para el término de productividad. En este caso, el TCR se deprecia 0.5% ante un incremento de 1% en la productividad relativa.

<sup>10</sup> Además de la productividad relativa del sector transable (con respecto a la del sector no transable) en Chile *vis-a-vis* la productividad de las naciones industriales, los autores incluyen la posición de activos externos netos y los términos de intercambio como variables explicativas adicionales.

incremento en la productividad de Chile respecto de sus socios comerciales genera una apreciación del TCR de 0.2%.

Finalmente, Céspedes y De Gregorio (1999) evalúan el comportamiento del TCR en Chile utilizando datos trimestrales para el período 1977-98. Los autores contrastan la existencia de cointegración entre el TCR y sus fundamentos (es decir, términos de intercambio, gasto de gobierno, diferenciales de productividad y activos externos netos) usando técnicas de cointegración univariada y multivariada. Específicamente, los autores hallan que el TCR se deprecia en 0.9% si el cociente de activos externos netos respecto del PIB se reduce en 5 puntos porcentuales. Asimismo, un incremento de 1% en los términos de intercambio llevaría a un apreciación real del peso de 0.4%. Finalmente, el TCR se aprecia en 1-1.3% si el gasto de gobierno se eleva en 1 punto porcentual del PIB.

**Modelos calibrados.** Un primer intento para evaluar el impacto de la política fiscal sobre el TCR fue realizado por Arrau, Quiroz y Chumacero (1992). Basados en un modelo de generaciones traslapadas, los autores se concentran en los efectos de corto plazo de la política fiscal sobre el tipo de cambio real. Los autores hallan que el impacto de un ajuste fiscal sobre el tipo de cambio es mayor si la participación de los bienes no transables en el gasto

fiscal es mayor y si los choques son permanentes. Si el gasto fiscal se reduce en un punto porcentual del PIB, el TCR se deprecia entre 0.8 y 2.5%.

Por otra parte, Schmidt-Hebbel y Servén (1996) evalúan el impacto de los ajustes fiscales sobre el TCR usando un modelo de equilibrio general dinámico para una economía abierta. Los autores evalúan una reducción simultánea del gasto de gobierno y los impuestos sobre el equilibrio macroeconómico y, especialmente, sobre el TCR. Un ajuste fiscal de presupuesto equilibrado implica una transferencia de riqueza del sector público al sector privado, elevando de este modo el consumo privado. Dadas las diferencias en la composición del gasto público y privado, el gasto agregado se desplazaría de bienes nacionales a importados y el TCR se depreciaría. Si la contracción fiscal es permanente, el TCR se deprecia 1% por cada punto porcentual del PIB que el consumo público disminuye. De ser la contracción transitoria, la depreciación del TCR en el corto plazo es mayor (1.4%).

Las estimaciones de los parámetros de interés son sensibles al método de estimación utilizado y al período muestral escogido, motivo por el cual los cálculos de niveles de equilibrio y/o de desalineamiento cambiario pueden diferir entre los diferentes estudios (cuadro 1).

CUADRO 1

### Estimaciones de los Coeficientes de los Determinantes del Tipo de Cambio Real en Chile: Revisión de la Literatura Previa

	De Gregorio (1996)	Elbadawi y Soto (1997)	Soto y Valdés (1998)	Valdés y Délano (1999)	Céspedes y De Gregorio (1999)	Arrau, Quiroz y Chumacero (1992)	Schmidt-Hebbel y Servén (1996)
Muestra	Trimestral 1982-94	Anual 1960-92	Trimestral 1978-97	Trimestral 1977-97	Trimestral 1977-98	...	...
Método	MCO, primeras diferencias	Modelo de corrección de error	VECM-VAR cointegrado	VECM-VAR cointegrado	Mínimos cuadrados dinámicos	Modelo calibrado	Modelo calibrado
Activos externos Netos / PBI	...	...	0.05	0.05 - 0.2	0.18	...	...
Productividad	0.4 - 0.5	...	0.3	0.3	0.4 - 0.6	0.5 - 0.9	...
Términos de intercambio	...	0.11	0.01 (N.S.)	0.3	0.35	...	...
Gasto público	N.S.	0.02	0.03	0.03	0.01 - 0.03	0-0.02	0.07

Observaciones: Las referencias completas de los diferentes trabajos se encuentran en la bibliografía. N.S. implica que el impacto de la variable es no significativo, mientras que (...) denota la ausencia de dicha variable en el estudio.

### III. DATOS Y METODOLOGÍA

El objetivo principal del presente artículo es analizar el comportamiento del tipo de cambio real en Chile. A partir de un modelo simple de economía abierta, formulamos una ecuación de largo plazo entre el tipo de cambio y sus fundamentos económicos. Luego utilizamos técnicas de cointegración para estimar dicha ecuación mediante técnicas de cointegración uniecuacional y multiecuacional. En la presente sección examinamos los datos y presentamos la ecuación del tipo de cambio real.

#### 1. Los Datos

Para poder llevar a cabo nuestras estimaciones, procedimos a recolectar datos trimestrales del tipo de cambio real y sus fundamentos, es decir, activos externos netos, productividad de los sectores transable y no transable, términos de intercambio y absorción pública, sobre el período 1977-2003. A continuación se describe cómo fueron construidas las variables y se mencionan las fuentes de referencia.

El tipo de cambio real efectivo —tipo de cambio real multilateral— es una medida del precio relativo de los bienes y servicios de Chile con respecto a los bienes y servicios de otro país o grupo de países como, por ejemplo, sus principales socios comerciales. Es decir, el tipo de cambio real representa una medida del poder adquisitivo del peso chileno. Usualmente, el tipo de cambio real,  $q_t$ , es definido como el tipo de cambio nominal multiplicado por el precio relativo del país foráneo con respecto al nivel de precios interno.

El cálculo del precio relativo de Chile con respecto a un país —por ejemplo, Estados Unidos— nos permite hallar el tipo de cambio bilateral,

$$q_{it} = e_{it} \cdot \frac{p_{it}^*}{p_t}$$

donde  $q_{it}$  es el tipo de cambio real de Chile con respecto al país  $i$  en el período  $t$ . Asimismo,  $e_{it}$  es el tipo de cambio nominal entre el peso chileno y la moneda del país  $i$  (expresado en pesos chilenos por unidad monetaria del país foráneo  $i$ ),  $p_{it}^*$  es el nivel de precios del país foráneo  $i$  en el período  $t$ , y  $p_t$  es el nivel de precios de Chile en el período  $t$ . De acuerdo con esta definición, un incremento de  $e_{it}$  ( $q_{it}$ ) implica una depreciación nominal (real) del peso chileno.

En este caso, el tipo de cambio multilateral ( $q_t$ ) vendría a ser un promedio ponderado geométrico de los tipos de cambio bilaterales ( $q_{it}$ ),<sup>11</sup>

$$q_t = \prod_{i=1}^n \left( \frac{e_{it} p_{it}^*}{p_t} \right)^{\omega_i} = \prod_{i=1}^n q_{it}^{\omega_i}$$

donde la suma de las ponderaciones,  $\omega_i$ , es igual a 1.<sup>12</sup>

Teóricamente, el cálculo del TCR real es relativamente fácil, dado que depende del tipo de cambio nominal y de los precios relativos del país propio y del foráneo. Sin embargo, a nivel práctico, se necesita tomar una serie de decisiones para su cálculo: ¿qué niveles de precios internos y foráneos son los más adecuados? ¿cuántos países debemos incluir en nuestra definición del TCR? ¿cómo debemos agregar los diferentes tipos de cambio reales bilaterales y qué ponderaciones debemos usar?

En primer lugar, el tipo de cambio nominal,  $e_{it}$ , es aproximado por el precio promedio de la moneda del país foráneo  $i$  en pesos chilenos. Para ello, obtenemos la cotización promedio del dólar norteamericano, tanto en unidades de la moneda del país  $i$  como en pesos chilenos. Estos datos se obtienen de la línea *rf* de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI. Con respecto al nivel de precios interno,  $p_t$ , la teoría económica requiere que el nivel de precios utilizado en los cálculos incluya tanto bienes transables como no transables. El nivel de precios  $p$  puede ser a partir del índice de precios al consumidor (IPC) o del deflactor implícito del PIB. Desde el punto de vista de la cobertura de bienes, el deflactor del PIB es la mejor aproximación al nivel de precios interno, mientras el IPC es un mejor indicador por su rápida publicación y su mayor disponibilidad de datos en frecuencias mensual y trimestral (Harberger, 1989). Finalmente, se arguye que el nivel de precios foráneo  $p^*$  debería incluir principalmente precios de bienes transables, razón por la cual se utilizan mayormente índices de precios al por mayor en su construcción. En este sentido, procedemos a recolectar datos sobre el índice de

<sup>11</sup> Nuestra preferencia por un promedio geométrico, en lugar del aritmético, se debe a que el primero trata de manera simétrica los incrementos y reducciones de los tipos de cambio, y no es afectado por la elección del año base.

<sup>12</sup> Este indicador del TCR sigue la metodología aplicada por el Banco Central presentado en su Boletín Mensual de Enero del 2000.

precios al por mayor para los principales socios comerciales de Chile para construir el índice de precios foráneo. Por otra parte, las ponderaciones,  $\omega_i$ , se calculan usando la información del comercio bilateral entre Chile y sus principales socios comerciales. En este grupo consideramos a Estados Unidos, el Reino Unido, Japón, Canadá, Bélgica, Alemania, España, Francia, Italia, Países Bajos y Suecia.

En relación con los determinantes del TCR, procedemos a describir los métodos de construcción y las fuentes de información de los determinantes del TCR. En primer lugar, procedemos a discutir el coeficiente de activos externos netos con respecto al PIB ( $F/Y$ ). El stock de activos externos netos en el período  $T$  se calcula de la siguiente manera:

$$F_T = \left( F_0 + \sum_{k=1}^T CA_k \right)$$

donde  $F_0$  es la posición de activos externos netos al inicio del período de estimación (en US\$),  $CA_k$  es el saldo de la balanza de la cuenta corriente en el período  $k$  (también en US\$). El stock inicial de activos externos netos,  $F_0$ , es aproximado a partir del stock de deuda externa y reservas internacionales del país. El saldo de la cuenta corriente proviene de las estadísticas trimestrales de la Balanza de Pagos publicada por el Banco Central de Chile.<sup>13</sup> Para construir el coeficiente de activos externos netos con respecto al PIB, primero expresamos dicha posición en pesos constantes del mismo año base del PIB y luego dividimos dicha cifra con respecto al producto real.

Luego, calculamos la productividad de la fuerza de trabajo de los sectores transables y no transables en Chile. Al igual que Valdés y Soto (1998) incluimos la agricultura, pesquería, minería e industria en el sector transable, mientras el sector no transable está representado por el resto del PIB (es decir, servicios). Los datos trimestrales del producto son los que

publican los boletines del Banco Central, mientras los datos trimestrales de empleo sectorial incluyen las estimaciones para el período 1977-83 de Budnevich, Lefort y Riveros (1986) y para el año 1984 las del INE. Análogamente se construye la productividad de la fuerza laboral para los principales socios comerciales de Chile usando datos de las cuentas nacionales trimestrales de la OECD y datos de empleo trimestral de las estadísticas trimestrales de empleo de la OECD. El producto medio sectorial de los diferentes socios comerciales de Chile se agrega mediante un promedio geométrico ponderado donde nuevamente se utiliza el comercio bilateral de Chile con cada uno de estos países como ponderador.

El índice de términos de intercambio se estima como el cociente de precios de exportaciones a importaciones. Dichos datos se obtienen de los datos anuales de los Indicadores de Desarrollo Mundial (WDI) del Banco Mundial, los que son luego trimestralizados utilizando las propiedades de series de tiempo de dicha variable. Su correlación con la serie publicada en Bennett y Valdés (2001) es de 0.81. Cabe destacar que a partir del año 2000, dicho índice se actualiza usando los índices de precios de exportaciones y de importaciones que publica el Banco Central de Chile. Finalmente, el gasto de gobierno se aproxima mediante la absorción pública (gasto corriente que excluye el pago de intereses e incluye la inversión real y las transferencias de capital al sector privado). Estos datos son los de Soto y Valdés (1998) actualizados con datos del Ministerio de Hacienda.

## 2. La Ecuación Fundamental del Tipo de Cambio Real

Para poder dar una interpretación estructural a nuestra ecuación empírica del TCR, se presentan algunas de las características básicas de un modelo simple para el comportamiento del tipo de cambio, esbozado en Calderón (2002). Este modelo, basado en la versión transable vs. no transable del modelo de Obstfeld-Rogoff (1995), asume la ausencia de dinero en la economía e introduce el gobierno.<sup>14</sup> Los rasgos más importantes de este modelo se presentan en el apéndice.

<sup>13</sup> Las cifras trimestrales del Banco Central de Chile están disponibles desde 1983. Para el período 1977-82 se utilizan los datos trimestrales estimados por Lefort (1986).

<sup>14</sup> Una versión similar de este modelo —sin gobierno— es presentado en Lane y Milesi-Ferreti (2000). Sin embargo, el objetivo principal de dichos autores es reevaluar la evidencia empírica del “efecto de transferencia” para una muestra de 64 países (en su mayoría países industriales y de ingreso mediano alto) sobre el período 1970-96.

Definimos el tipo de cambio real como  $Q = E \cdot P^*/P$ . Bajo el supuesto de preferencias similares entre individuos, el logaritmo del tipo de cambio real es,

$$\begin{aligned} q_t &= e_t + p_t^* - p_t \\ &= (e_t + p_{Tt}^* - p_{Tt}) + (1-\gamma)(P_{Nt}^* - P_{Tt}^*) - (1-\gamma)(P_{Nt} - P_{Tt}) \quad (1) \\ &= x_t + y_t \end{aligned}$$

donde  $\gamma$  representa la participación del gasto en bienes transables respecto del gasto total, y donde las letras en minúscula representan el logaritmo natural de las letras en mayúscula, es decir  $z = \ln Z$ . Asimismo, el tipo de cambio real puede ser descompuesto en la suma del precio relativo de los bienes transables,  $x_t \equiv e + p_{Tt}^* - p_{Tt}$ , y el precio relativo de los bienes no transables con respecto de los bienes transables,  $y_t \equiv (1-\gamma)(p_{Nt}^* - p_{Tt}^*) - (1-\gamma)(p_{Nt} - p_{Tt})$ . De acuerdo con Engel (2000), se espera que  $x_t$  sea un proceso estacionario.<sup>15</sup> De este modo, la posible no estacionariedad del tipo de cambio real  $q_t$  sería atribuida al comportamiento no estacionario de  $y_t$ , el que a su vez estaría siendo determinado por choques tecnológicos, choques de demanda o choques de términos de intercambio de naturaleza permanente.

Luego de integrar las ecuaciones (A.1) y (A.2) y reemplazándolas en (1), obtenemos la siguiente ecuación para el tipo de cambio real:

$$\begin{aligned} q_t &= \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{F}{Y} \right)_t + \beta_2 \ln \left( \frac{Y_T}{Y_T^*} \right)_t + \beta_3 \ln \left( \frac{P_T^X}{P_T^M} \right)_t \\ &+ \beta_4 \ln \left( \frac{A_N}{A_N^*} \right)_t + \beta_5 \ln \left( \frac{G_N}{G_N^*} \right)_t + \xi_t \quad (2) \end{aligned}$$

donde  $F/Y$  denota el coeficiente de activos externos netos con respecto al PIB,  $Y_T/Y_T^*$  es la productividad de la fuerza laboral en el país propio respecto del país foráneo,  $P_X/P_M$  representa los términos de intercambio,  $A_N/A_N^*$  es la productividad de la fuerza laboral del sector no transable en el país propio en relación a la del país foráneo, y  $G_N/G_N^*$  representa el gasto del gobierno (como porcentaje del PIB) para el país propio con respecto al país foráneo.

Entre las principales predicciones de la ecuación de TCR en (2), tenemos:

Primero, países con pasivos externos importantes necesitan generar superávits en la balanza comercial para poder pagar la deuda, y por tanto requieren de

una depreciación del TCR (“efecto transferencia”). Asimismo, Obstfeld y Rogoff (1995) señalan que una transferencia del país propio al país foráneo reduce la riqueza nacional y por tanto eleva la oferta de trabajo y la oferta de exportables, afectando el precio relativo. Por tanto, se espera que  $\beta_1 < 0$ .

Segundo, el precio relativo de los bienes no transables debería crecer más rápido en el país propio que en el país foráneo si el coeficiente de productividad transable vs. no transable creciera más en el país propio que en el foráneo. Además, si suponemos que los precios de los bienes transables se igualan, el precio de los bienes no transables en el país propio debería elevarse con respecto al precio del producto total. En este sentido, si la productividad de los bienes transables con respecto a la de no transables crece más rápido en el país propio que en el extranjero, la moneda del país propio debería apreciarse en términos reales (es decir, se espera que  $\beta_2 < 0$  y  $\beta_4 > 0$ ).

Tercero, mejoras en los términos de intercambio elevarían el consumo de bienes transables y generarían efectos riqueza positivos que reducirían la oferta de trabajo del sector no transable. Ello conduce a un incremento en el precio relativo de bienes no transables y por tanto a una apreciación del TCR (se espera que  $\beta_3 < 0$ ).

Finalmente, si suponemos que el gobierno gasta principalmente en bienes no transables, un incremento del consumo de gobierno desplaza hacia fuera la demanda por bienes en dicho sector, elevando su precio y generando una apreciación del TCR. (es decir,  $\beta_5 < 0$ ).

Bajo ciertos supuestos en torno a los parámetros del modelo, la ecuación de tipo de cambio real en (2) puede ser estimada en las diferentes cuatro especificaciones:

$$\begin{aligned} \ln q &= \alpha_0 + \alpha_1 \frac{F}{Y} + \alpha_2 \ln y_T + \alpha_3 \ln y_N \\ &+ \alpha_4 \ln \left( \frac{P_T^X}{P_T^M} \right) + \alpha_5 \ln G + \varepsilon_1 \quad (M.1) \end{aligned}$$

<sup>15</sup> Las desviaciones de la ley de un solo precio en los bienes transables son grandes y persistentes, pero estacionarias (Engel, 1993; Wei y Parsley, 1995), aun en la presencia de costos de transporte (Obstfeld y Taylor, 1997).

$$\ln q = \beta_0 + \beta_1 \frac{F}{Y} + \beta_2 \ln \frac{y_T}{y_N} + \beta_3 \ln \left( \frac{p_T^X}{p_T^M} \right) + \beta_4 \ln G + \varepsilon_2 \quad (\text{M.2})$$

$$\ln q = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{F}{Y} + \gamma_2 \ln \frac{y_T}{y_T^*} + \gamma_3 \ln \frac{y_N}{y_N^*} + \gamma_4 \ln \left( \frac{p_T^X}{p_T^M} \right) + \gamma_5 \ln \left( \frac{G}{G^*} \right) + \varepsilon_3 \quad (\text{M.3})$$

$$\ln q = \phi_0 + \phi_1 \frac{F}{Y} + \phi_2 \ln \left( \frac{y_T}{y_N} / \frac{y_T^*}{y_N^*} \right) + \phi_3 \ln \left( \frac{p_T^X}{p_T^M} \right) + \phi_4 \ln \left( \frac{G}{G^*} \right) + \varepsilon_4 \quad (\text{M.4})$$

La variable dependiente,  $\ln q$ , es el tipo de cambio real multilateral (expresado en logaritmos). Entre sus principales determinantes, tenemos el coeficiente de activos externos netos con respecto del PIB,  $\frac{F}{Y}$ , el producto medio por trabajador en los sectores transable y no transable,  $y_T$  y  $y_N$ , respectivamente; el logaritmo de los términos de intercambio,  $\ln \left( \frac{p_T^X}{p_T^M} \right)$ , y el coeficiente de gasto de gobierno con respecto al producto,  $G$ . Nótese que las variables con asterisco se refieren a los indicadores del país foráneo.

#### IV. EVALUACIÓN EMPÍRICA

En la presente sección se analiza el comportamiento del tipo de cambio real en Chile durante el período 1977-2003. En primer lugar, se realiza un análisis de correlación entre el tipo de cambio real y sus fundamentos. Segundo, se contrasta la existencia de cointegración entre estas variables. Tercero, se estima la ecuación del tipo de cambio real de largo plazo utilizando técnicas univariadas y multivariadas y, finalmente, se utiliza una definición de tipo de cambio real con una canasta ampliada —TCR total

publicado por el BCCh que incluye economías emergentes— para analizar la robustez de nuestros resultados. Por último, se explican las fuentes de variación en el TCR de equilibrio observado en Chile a partir de las estimaciones.

#### 1. Análisis de Correlación

Nuestro indicador de tipo de cambio real para Chile fue construido de acuerdo con lo descrito en la sección II (TCR-5) y, como prueba de robustez, también utilizamos el tipo de cambio real con una canasta ampliada, construido por el Banco Central de Chile (TCRT).<sup>16</sup> Las trayectorias de ambos índices de TCR son similares con una discrepancia de niveles significativa en la segunda mitad de los años ochenta. Asimismo, tenemos que la correlación entre las tasas de crecimiento de ambos índices de TCR es de 0.935 (gráfico 1).

En el cuadro 2 se presenta la matriz de correlación entre el tipo de cambio real (tanto TCR-5 como TCRT) y los diferentes fundamentos.<sup>17</sup> A continuación sintetizamos algunos de los resultados.

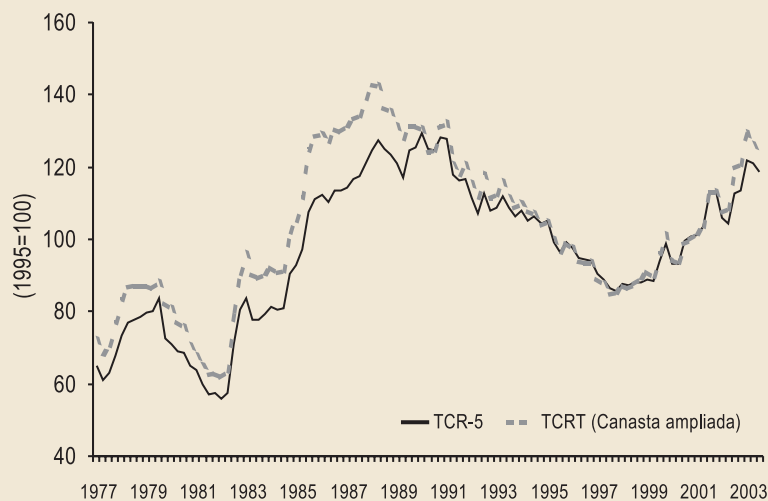
En primer lugar, el tipo de cambio real y el coeficiente de activos netos con respecto al PIB tienen una correlación negativa e igual a  $-0.59$ . Ello implica que países con bajos pasivos externos netos suelen mostrar tipos de cambio reales más apreciados. Segundo, la correlación incondicional entre el tipo de cambio real y la productividad media de los sectores transable y no transable presenta el signo contrario al esperado por la teoría. Solo el índice TCRT presenta una correlación negativa —aunque no significativa— con la productividad media del sector transable. Este comportamiento puede deberse a la coexistencia de choques de oferta y demanda en nuestro indicador de productividad media que no es posible aislar en el cálculo de una correlación incondicional. Tercero, el tipo de cambio real tiene una correlación negativa con los términos de intercambio del orden de  $-0.23$ . Es decir, episodios de mejoras en los términos de intercambio están asociados con períodos de apreciación cambiaria. Finalmente, el gasto de gobierno tiene una correlación negativa con el tipo de cambio real, que fluctúa entre  $-0.07$  y  $-0.1$  según el índice de TCR que se use.

En relación con las correlaciones cruzadas entre los fundamentos del tipo de cambio real, podemos

<sup>16</sup> El índice TCR-5 incluye a Estados Unidos, Japón, Reino Unido, Canadá y la zona euro (Alemania, Bélgica, España, Francia, Italia, Países Bajos y Suecia). Por su parte, el índice TCRT además incluye a países de América Latina (Argentina, Brasil, Colombia, Ecuador, México, Perú y Venezuela) y de Asia (Corea y Taiwán).

<sup>17</sup> Para evitar problemas de realizar correlaciones entre variables no estacionarias, todas fueron previamente expresadas en primeras diferencias.

### Índice del Tipo de Cambio Real en Chile Información Trimestral, 1977-2003



destacar los siguientes resultados: Primero, en Chile la productividad laboral —tanto del sector transable como del no transable— tiene una elevada correlación con la productividad de ambos sectores, expresada en términos relativos de la productividad sectorial del país foráneo. Dicha correlación es igual a 0.98. Similar patrón muestra el gasto de gobierno en Chile relativo a la absorción pública del país foráneo.

Segundo, las variaciones de los términos de intercambio muestran una asociación positiva con los cambios en la posición de activos externos netos. Finalmente, el gasto del gobierno tiene una correlación negativa con el producto medio del sector no transable.

## 2. El Contraste de Cointegración

Para contrastar la presencia de una relación de cointegración entre el TCR y sus fundamentos, se utilizan las pruebas de cointegración desarrolladas por Johansen (1988, 1995). El enfoque de Johansen implica definir un vector autorre-

gresivo con corrección de error (VECM) con las variables involucradas en nuestro análisis,

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias,  $\Phi_i$  es una matriz de coeficientes ( $n \times n$ ), y  $\Pi$  es una matriz

CUADRO 2

### El Tipo de Cambio Real y sus Fundamentos: Análisis de Correlación Información Trimestral, 1977-2003

Variable	TCR-5	TCRT	NFAY	y(T)	y(N)	y(T/N)	y(T/T*)	y(N/N*)	HBS	TOT	g	g/g*
TCR-5	1.0000	0.9347	-0.5892	0.0077	-0.3062	0.2128	0.0133	-0.3030	0.2066	-0.2303	-0.0467	-0.0654
TCRT		1.0000	-0.5843	-0.0028	-0.2605	0.1729	-0.0074	-0.2667	0.1651	-0.2281	-0.0879	-0.0961
NFAY			1.0000	0.0044	0.3489	-0.2310	-0.0165	0.3284	-0.2258	0.3045	0.0074	0.0200
y(T)				1.0000	0.1757	0.7490	0.9877	0.1732	0.7518	0.0266	-0.1054	-0.0965
y(N)					1.0000	-0.5206	0.1443	0.9834	-0.5068	0.1434	-0.2371	-0.2163
y(T/N)						1.0000	0.7595	-0.5117	0.9931	-0.0735	0.0682	0.0619
y(T/T*)							1.0000	0.1583	0.7721	0.0060	-0.1022	-0.0983
y(N/N*)								1.0000	-0.5052	0.1237	-0.2315	-0.2172
HBS									1.0000	-0.0744	0.0596	0.0539
TOT										1.0000	-0.0333	-0.0224
g											1.0000	0.9969
G/g*												1.0000

Observaciones: TCR-5 y TCRT representan los índices de tipo de cambio real con la canasta de países industriales y con la canasta ampliada (que incluye economías emergentes), respectivamente. NFAY es el coeficiente de activos externos netos con respecto al PBI. Asimismo, y(T) es el producto por trabajador del sector transable, y(N) es el producto por trabajador del sector no transable, y(T/N) es el producto medio del sector transable respecto del sector no transable en Chile. Por otra parte, y(T/T\*), y(N/N\*) representan los productos medios del sector transable y no transable de Chile vis-a-vis el resto del mundo, respectivamente. HBS es el coeficiente de y(T/T\*) respecto de y(N/N\*). Los términos de intercambio están representados por TOT. Finalmente, g es el coeficiente del gasto de gobierno con respecto al PBI; mientras que g/g\* es el coeficiente gasto-producto en Chile con respecto al coeficiente gasto-producto del resto del mundo.



de coeficientes ( $n \times n$ ) cuyo rango determina el número de vectores de cointegración. Si  $\Pi$  tiene rango completo ( $n$ ) o rango cero, podemos afirmar que no existe cointegración entre el tipo de cambio real y sus fundamentos. Sin embargo, si el rango de  $\Pi$  es igual a  $r$ , donde  $r < n$ ; entonces existen las matrices  $\alpha$  y  $\beta$  de rango  $n \times r$ , tales que  $\Pi = \alpha\beta'$ . La matriz  $\beta$  es la llamada matriz de cointegración según la cual  $\beta'X_t \sim I(0)$  si es cierto que  $X_t \sim I(1)$ . Por otra parte,  $\alpha$  es una matriz de ajuste que contiene la velocidad a la cual el sistema responde a desviaciones del nivel del TCR de equilibrio ocurridas en el período anterior.

Para contrastar la presencia de cointegración entre las variables contenidas en el vector  $X_t$  utilizamos

<sup>18</sup> En resumen, para probar la existencia de cointegración, se usa: (a) la prueba de la traza cuya hipótesis nula es que no hay más de  $r$  vectores de cointegración; (b) el estadístico del valor propio máximo ( $l$ -max), que nos permite contrastar la hipótesis nula de que existen no más de  $r$  vectores de cointegración contra la alternativa de que existen  $r+1$ . Dado que la prueba de la traza tiene mayor poder que la prueba del valor propio máximo (Johansen, 1995), brindaremos mayor énfasis a la primera prueba durante el análisis e inferencia estadística que se realice.

dos pruebas de cociente de verosimilitud propuestos por Johansen: la prueba de la traza, cuya hipótesis nula es que existen no más de  $r$  vectores de cointegración distintos y la prueba del valor propio máximo ( $\lambda$ -max) donde se contrasta la hipótesis nula de que no hay más de  $r$  vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa de que existen  $r+1$  vectores de cointegración. Ambas pruebas no tienen una distribución estándar bajo la hipótesis nula (Johansen, 1988). Sin embargo, se pueden aproximar los valores críticos de estos estadísticos mediante el uso de técnicas de Monte Carlo.<sup>18</sup> Una mayor discusión rigurosa del tema puede verse en Johansen (1995).

En nuestro caso, las variables incluidas en la matriz  $X$  son el coeficiente de activos externos netos con respecto al PIB, la productividad media del trabajador en los sectores transable y no transable, los términos de intercambio y el gasto de gobierno como porcentaje del PIB. En los estadísticos de la prueba de la traza y del valor máximo propio encontramos evidencia de tres vectores de cointegración. Por lo tanto, podemos concluir que existe una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos (cuadro 3).

CUADRO 3

### Análisis de Cointegración Multivariado Información Trimestral, 1977.I – 2003.III

Prueba de hipótesis	Modelo sin país foráneo		Modelo con país foráneo	
	Ec. (M. 1)	Ec. (M. 2)	Ec. (M. 3)	Ec. (M. 4)
<b>I. Prueba del valor propio máximo (l-max)</b>				
$r=0$ vs. $r=1$	55.6 **	42.6 **	62.4 **	40.4 **
$r=1$ vs. $r=2$	25.4 **	25.1 **	25.3 **	24.7 **
$r=2$ vs. $r=3$	23.2 **	18.1 **	22.0 **	20.1 **
$r=3$ vs. $r=4$	18.2	14.7	19.5	16.9
$r=4$ vs. $r=5$	11.0	1.0	15.1	0.2
$r=5$ vs. $r=6$	1.6	...	1.3	...
<b>II. Prueba de la Traza</b>				
$r \leq 0$ vs. $r=1$	134.9 **	101.6 **	145.7 **	102.3 **
$r \leq 1$ vs. $r=2$	79.4 **	59.0 **	83.3 **	61.9 **
$r \leq 2$ vs. $r=3$	53.9 **	33.9 **	58.0 **	37.2 **
$r \leq 3$ vs. $r=4$	30.8	15.7	36.0	17.1
$r \leq 4$ vs. $r=5$	12.6	1.0	16.5	0.2
$r \leq 5$ vs. $r=6$	1.6	...	1.3	...

Nota: Los valores críticos par estas pruebas de cointegración son provistos por Osterwald-Lenum (1992). \* (\*\*) indica que la prueba es significativa al 10 (5) por ciento.

### 3. Resultados

En los cuadros 4-7 se presentan las estimaciones de la ecuación del tipo de cambio real para Chile durante el período 1977-2003. En primer lugar, se presentan estimaciones uniecuacionales de dicha ecuación —mínimos cuadrados ordinarios y dinámicos (cuadros 4 y 5). Luego, se presenta la estimación multiecuacional de los vectores de cointegración de Johansen (1988). Finalmente, se presenta un análisis de robustez de nuestras estimaciones al utilizar el índice de tipo de cambio real con canasta ampliada, TCRT.

#### Técnicas Uniecuacionales

En la estimación de las diferentes especificaciones de la ecuación de tipo de cambio real para Chile mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), los signos de los coeficientes de las variables

explicativas reflejan las predicciones del modelo teórico, con algunas excepciones. La posición de activos externos netos tiene un coeficiente negativo y significativo en todas las especificaciones. Es decir, una mejora en la posición de activos externos netos está asociada con una apreciación del TCR.

El coeficiente de la productividad del sector transable es negativo, significativo y robusto a cambios en la especificación o medición. En este sentido, mejoras en la productividad del sector transable están asociadas a una apreciación del TCR. Por su parte, el coeficiente estimado de la productividad del sector no transable es positivo aunque no robusto a cambios en la especificación. Los términos de intercambio están asociados negativamente con el TCR, aunque dicha variable no es significativa en todas las especificaciones. Finalmente, el gasto de gobierno tiene una asociación negativa y significativa con el TCR (cuadro 4).

**CUADRO 4**

**El Tipo de Cambio Real en Chile: Mínimos Cuadrados Ordinarios  
Información Trimestral, 1977.I – 2003.III**

Variable	Excluyendo el país foráneo		Incluyendo el país foráneo	
	[1]	[2]	[3]	[4]
Constante	1.6453 (1.16)	6.7211 ** (0.73)	5.9138 ** (1.50)	5.6363 ** (0.80)
$F/Y$	-0.1977 ** (0.02)	-0.1281 ** (0.01)	-0.1139 ** (0.02)	-0.1094 ** (0.01)
$\ln y_T$	-0.5728 ** (0.07)	...	-0.2153 ** (0.10)	...
$\ln y_N$	1.1030 ** (0.15)	...	0.2734 (0.35)	...
$\ln(y_T/y_N)$	...	-0.2639 ** (0.09)	...	-0.2039 ** (0.09)
$\ln(p_X/p_M)$	0.0302 (0.14)	-0.1930 (0.16)	-0.2479 (0.18)	-0.2513 (0.18)
$\ln(G/Y)$	-0.1739 ** (0.08)	-0.4941 ** (0.07)	-0.5267 ** (0.10)	-0.5315 ** (0.09)
$R^2$	0.7823	0.7295	0.6946	0.6945

Observaciones: Nuestra variable dependiente es el índice de tipo de cambio real TCR5. En las dos primeras columnas del cuadro, las cifras de productividad y gasto de gobierno de Chile no son expresadas en relación a los valores registrados por el grupo de socios comerciales incluido en el TCR5. Dicha productividad y gasto de gobierno relativo a los valores del resto del mundo son utilizados en las dos últimas columnas. Los números entre paréntesis representan errores estándar robustos a problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación. \* (\*\*) denota significancia estadística al 10 (5) por ciento.

Nuestros resultados de MCO presentados en el cuadro 4 deben ser interpretados muy cuidadosamente, dado que ellos pasan por alto la posible correlación entre choques a los fundamentos y choques al TCR en la representación triangular (Phillips, 1991). Este problema no solo genera estimaciones incongruentes sino que también deja fuera problemas de autocorrelación y causalidad inversa. Dichos problemas pueden ser corregidos paramétricamente mediante la inclusión de rezagos y adelantos de las primeras diferencias de las variables explicativas en la ecuación de cointegración. Tal procedimiento es conocido como “mínimos cuadrados dinámicos” y fue desarrollado paralelamente por Saikkonen (1991), Phillips y Loretan (1991) y Stock y Watson (1993).

Como señaláramos anteriormente, la técnica de mínimos cuadrados dinámicos corrige un problema no resuelto por la metodología de Engle y Granger (1987); es decir, corregir el problema de causalidad inversa debido a la correlación entre choques al TCR y a las fluctuaciones en sus fundamentos. Los coeficientes estimados en las diferentes especificaciones de la ecuación del TCR presentan signos coherentes con las predicciones del modelo (cuadro 5).

En primer lugar, la posición de activos externos netos tiene una correlación negativa y significativa con el índice de tipo de cambio real, la cual es robusta a cambios de especificación en el modelo. Según nuestras estimaciones, la reducción del coeficiente de activos externos netos respecto del PIB desde un promedio de  $-2.2$  en el año 2000 a un promedio de  $-2.6$  el 2002 explica una depreciación real acumulada del peso chileno de entre 3.1 y 5.9% en el período 2000-2002. Dicho impacto es mayor que el hallado por Céspedes y De Gregorio (1999), pero más acorde con los hallazgos de Lane y Milesi-Ferreti (2002).

Segundo, la productividad media del trabajador en los sectores transable y no transable presenta coeficientes significativos y coherentes con las predicciones del modelo, con excepción de la ecuación (M.3) (columna [3] del cuadro 5). Durante el período 2000-2002, la productividad relativa del sector transable respecto del sector no transable en Chile acumuló un crecimiento de 4.7%, lo cual explicaría una apreciación real acumulada del peso

CUADRO 5

**El Tipo de Cambio Real en Chile: Mínimos Cuadrados Dinámicos  
Información Trimestral, 1977.I – 2003.III**

Variable	Excluyendo el país foráneo		Incluyendo el país foráneo	
	[1]	[2]	[3]	[4]
Constante	5.9212 ** (1.86)	9.5812 ** (1.04)	6.7683 ** (1.96)	8.5430 ** (1.04)
$F/Y$	-0.1359 ** (0.03)	-0.1022 ** (0.01)	-0.0209 ** (0.04)	-0.0726 ** (0.01)
$\ln y_T$	-0.3339 ** (0.13)	...	-0.0343 (0.13)	...
$\ln y_N$	0.5630 ** (0.26)	...	-0.3760 (0.44)	...
$\ln(y_T/y_N)$	...	-0.3079 ** (0.10)	...	-0.1817 ** (0.09)
$\ln(p_X/p_M)$	-0.4362 ** (0.22)	-0.8082 ** (0.22)	-0.9382 ** (0.23)	-0.8829 ** (0.23)
$\ln(G/Y)$	-0.3010 ** (0.13)	-0.5146 ** (0.07)	-0.6707 ** (0.11)	-0.6156 ** (0.10)
$R^2$	0.9758	0.9776	0.9772	0.9754

Observaciones: Ver nota en el cuadro 1. Asimismo, las estimación de mínimos cuadrados dinámicos se realizaron con 3 rezagos y 1 adelanto en las primeras diferencias de las variables explicativas. estándar robustos a problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación. \* (\*\*) denota significancia estadística al 10 (5) por ciento.

chileno de 1.5%—según estimaciones de la ecuación (M.2). Por otra parte, dicho producto relativo en Chile creció a una tasa mayor que la equivalente para el país foráneo —a una tasa acumulada de 3.8% en el período 2000-2002— lo que explicaría una apreciación real acumulada de 0.7% durante el período señalado según estimaciones de la ecuación (M.4). En síntesis, el coeficiente estimado de la productividad está en el rango estimado por Soto y Valdés (1998) y Valdés y Délano (1999).

Tercero, el coeficiente estimado de los términos de intercambio es positivo, significativo y robusto a las diferentes especificaciones del modelo, a diferencia de Soto y Valdés (1998) que no hallan significancia estadística para esta variable. Según nuestras estimaciones, un incremento acumulado de 6.2% en los términos de intercambio de Chile —como el experimentado entre los años 2000 y 2002— explicaría una apreciación real acumulada dentro de un rango de 2.7-5.5% durante ese período.

Finalmente, la absorción pública tiene un impacto negativo y significativo sobre el índice de TCR en todas las especificaciones de la ecuación de regresión (cuadro 5). Durante el período 2000-2002, el gasto de gobierno en Chile se elevó en 0.7 punto porcentual del PIB, lo cual explica una apreciación real acumulada de entre 1 y 1.6%. Por otra parte, el coeficiente de absorción pública a producto de Chile se redujo en 4.1%, explicando

una depreciación real acumulada del peso de 2% durante el período 2000-2002. Cabe destacar que nuestras estimaciones del impacto del gasto de gobierno sobre el TCR se encuentran dentro del rango pronosticado por Schmidt-Hebbel y Servén (1996).

### *Técnicas Multiecuacionales*

Dado que la evidencia indica la existencia de más de un vector de cointegración entre el tipo de cambio real y sus fundamentos (cuadro 3), procedemos a estimar dichos vectores mediante la técnica de vectores autorregresivos con corrección de error (VECM) estipulada por Johansen (1988, 1991, 1995). Con excepción de la ecuación (M.3), los coeficientes de los fundamentos económicos del TCR presentan signos coherentes con el modelo teórico. Es decir, el peso chileno se aprecia en términos reales si la posición de activos externos neta mejora, si crece la productividad del sector transable respecto de la del no transable, si los términos de intercambio se elevan, y si existe un mayor gasto de gobierno (cuadro 6).

Sin embargo, los valores estimados de los coeficientes varían significativamente entre vectores dentro de un mismo modelo. En este sentido, cabe destacar que, si bien es cierto que los procedimientos de Johansen (regresión de rango reducido) y el de mínimos cuadrados dinámicos (basado en la representación triangular) son asintóticamente equivalentes cuando se usa el mismo sistema de

**CUADRO 6**

**El Tipo de Cambio Real en Chile: Análisis de VECM  
Información Trimestral, 1977.I – 2003.III**

Model	$F/Y$	$\ln y_T$	$\ln y_N$	$\ln(y_T/y_N)$	$\ln(p_X/p_M)$	$\ln(G/Y)$
Ec.(M.1): v1	-0.0369	-0.6997	0.8717	...	-2.8441	-0.5841
Ec.(M.1): v2	-0.2497	-0.7383	1.5062	...	0.7512	0.0630
Ec.(M.2): v1	-0.0939	...	...	-0.1354	-0.2698	-0.7206
Ec.(M.2): v2	-0.1889	...	...	-1.0629	-0.3586	-0.3320
Ec.(M.3): v1	-0.0493	-0.0268	-0.0916	...	-0.4006	-1.1460
Ec.(M.3): v2	-0.2199	-0.9493	3.1079	...	-1.6821	0.0408
Ec.(M.4): v1	-0.0646	...	...	-0.0198	-1.0433	-1.0099
Ec.(M.4): v2	-0.1713	...	...	-1.0538	-0.5374	-0.2720

Observaciones: El rezago óptimo elegido para el vector autorregresivo con corrección de error de Johansen (1988, 1995) es 4. En este cuadro se reportan 2 vectores de cointegración por modelo, v1 y v2.

coordenadas en el espacio de cointegración, también lo es que estos procedimientos no son equivalentes en muestras finitas (Phillips, 1994). Así, las regresiones de rango reducido son más sensibles y proclives a producir valores fuera de la muestra extremos que otros procedimientos alternativos basados en la representación triangular. Ello porque el sistema de representación triangular explícitamente incorpora condiciones de identificación en el espacio de cointegración que aísla a un conjunto de regresores integrados de rango completo e identifica las ecuaciones de cointegración como ecuaciones estructurales individuales.<sup>19</sup> El método de Johansen no impone restricciones a priori sobre el espacio de cointegración, sino que emplea reglas de normalización que únicamente determinan estimaciones

<sup>19</sup> Cabe resaltar que dichas condiciones son análogas a las restricciones de identificación tradicionales en modelos de ecuaciones simultáneas.

empíricas de los vectores de cointegración como vectores propios generalizados en un análisis de correlación canónica entre los niveles y las diferencias de las series involucradas en el análisis (Phillips, 1994).

#### *Análisis de robustez: El tipo de cambio real con una canasta ampliada*

Para poder contrastar la robustez de nuestros resultados de mínimos cuadrados dinámicos, procedemos a reemplazar nuestro indicador del tipo de cambio real (TCR-5) por un índice del TCR con una canasta de países ampliada (TCRT). Dichas regresiones son reproducidas en el cuadro 7, y sus resultados se comparan con los reportados en el cuadro 5.

Cuando excluimos el país foráneo de nuestras mediciones de productividad y gasto de gobierno, los resultados de nuestras regresiones son cuantitativa y cualitativamente similares; es decir, los coeficientes

**CUADRO 7**

**El Tipo de Cambio Real en Chile:  
Análisis de Robustez Uso de Canasta Ampliada de Países en el Índice de TCR  
Información Trimestral, 1977.I – 2003.III  
Técnica de Estimación: Mínimos Cuadrados Dinámicos**

Variable	Excluyendo el país foráneo		Incluyendo el país foráneo	
	[1]	[2]	[3]	[4]
Constante	7.6163 ** (1.88)	11.1410 ** (1.06)	7.6200 ** (2.09)	9.3042 ** (1.11)
F/Y	-0.0965 ** (0.03)	-0.0660 ** (0.01)	0.0356 ** (0.04)	-0.0195 ** (0.02)
$\ln y_T$	-0.2214 * (0.14)	...	0.1299 ... (0.14)	...
$\ln y_N$	0.4483 * (0.27)	...	-0.5346 (0.47)	...
$\ln(y_T/y_N)$	...	-0.1987 ** (0.10)	...	-0.0218 ** (0.10)
$\ln(p_X/p_M)$	-0.5406 ** (0.22)	-0.8881 ** (0.22)	-1.0895 ** (0.25)	-1.0227 ** (0.24)
$\ln(G/Y)$	-0.6828 ** (0.13)	-0.8949 ** (0.07)	-1.1975 ** (0.12)	-1.1344 ** (0.11)
R <sup>2</sup>	0.9744	0.9762	0.9733	0.9710

Observaciones: Nuestra variable dependiente es el índice de tipo de cambio real TCR total publicado por el Banco Central (este incluye países de América Latina y economías emergentes). Ver nota en el cuadro 1. La estimación de mínimos cuadrados dinámicos se realizaron con 3 rezagos y 1 adelanto en las primeras diferencias de las variables explicativas.

tienen el mismo signo, conservan la significancia estadística y sus valores son relativamente cercanos. Por otra parte, cuando incluimos en nuestros análisis las magnitudes de productividad y gasto de gobierno en relación con las del país foráneo, nuestros resultados cambian: el coeficiente de activos externos se vuelve no significativo y cambia de signo en el caso de la ecuación (M.3) (columna [3] del cuadro 7). También, los términos de productividad se convierten en regresores estadísticamente no significativos. Esto podría deberse a que las magnitudes foráneas de los regresores no incluyen los países de América Latina y Asia, ya que algunos de ellos no contaban con información trimestral de producto sectorial, empleo sectorial y gasto del gobierno para el período cubierto por nuestras estimaciones.

#### 4. Explicando los Movimientos del TCR

Para poder discutir la evolución del tipo de cambio real en Chile, procedemos a tomar ciertas decisiones en torno a la especificación a usar y a la estimación preferida. Dados los problemas señalados con relación a las regresiones de rango reducido,

elegiremos nuestras estimaciones de mínimos cuadrados dinámicos (MCD) como las preferidas para discutir el comportamiento del TCR. Por otra parte, dado que los resultados de regresión excluyendo el país foráneo son coherentes —cualitativa y cuantitativamente— tanto para el índice TCR-5 como para el índice de TCR con canasta ampliada, elegiremos las ecuaciones de regresión (M.1) y (M.2) como el foco de nuestra discusión.

A partir de los modelos elegidos, procedemos a evaluar la capacidad de los mismos para pronosticar los movimientos del tipo de cambio real y cuáles serían las fuentes principales de variación del TCR en períodos específicos dentro de la muestra. En el cuadro 8 se reportan las fuentes de variación de las fluctuaciones del TCR de Chile en el mediano plazo para las estimaciones de MCD de las ecuaciones (M.1) y (M.2) utilizando el índice de tipo de cambio real TCR-5. En el cuadro 9 se reportan los mismos resultados para el índice de TCR de canasta ampliada, TCRT. Nuestra discusión de los resultados se concentrará en la proyección estática del modelo (M.2). Específicamente, analizaremos los movimientos del TCR y sus fundamentos en tres períodos: 1978-85, 1986-97, y

**CUADRO 8**

**Fuentes de Variación del Tipo de Cambio Real en Chile**  
**Información Trimestral, 1977.I – 2003.III**  
**Técnica de Estimación: Mínimos Cuadrados Dinámicos**  
**Índice de Tipo de Cambio Real TCR5, Proyección Estática**

Variable	1978-85	1980-89	1986-97	1990-97	1998-02
<b>Cambios observados</b>	<b>6.1%</b>	<b>3.9%</b>	<b>-2.7%</b>	<b>-5.2%</b>	<b>5.5%</b>
<b>I. Fuentes de Variación según el modelo M.1</b>					
<b>Cambios explicados</b>	<b>6.2%</b>	<b>4.4%</b>	<b>-2.4%</b>	<b>-3.0%</b>	<b>1.0%</b>
<i>F/Y</i>	6.5%	3.0%	-3.7%	-3.1%	2.4%
$\ln y_T$	-1.5%	-0.3%	-0.7%	-1.7%	-1.8%
$\ln y_N$	-0.4%	0.1%	2.1%	2.2%	0.7%
$\ln(p_X/p_M)$	1.1%	0.1%	-0.7%	0.1%	0.4%
$\ln(G/Y)$	0.6%	1.5%	0.6%	-0.4%	-0.6%
<b>II. Fuentes de Variación según el modelo M.2</b>					
<b>Cambios explicados</b>	<b>6.3%</b>	<b>4.8%</b>	<b>-2.5%</b>	<b>-3.2%</b>	<b>0.1%</b>
<i>F/Y</i>	4.9%	2.2%	-2.8%	-2.3%	1.8%
$\ln(y_T/y_N)$	-1.6%	-0.2%	0.5%	-0.4%	-1.3%
$\ln(p_X/p_M)$	2.0%	0.1%	-1.3%	0.1%	0.8%
$\ln(G/Y)$	1.0%	2.6%	1.1%	-0.7%	-1.1%

1998-2002. Las magnitudes que se indicarán a continuación son variaciones porcentuales promedio del TCR para el período.

Entre 1978 y 1985, la crisis de la deuda se manifestó en una posición de activos externos netos desfavorable para el país, que contribuyó a una depreciación de 4.9%. La caída de los términos de intercambio y un menor gasto de gobierno contribuyeron a una depreciación real del peso chileno de 2 y 1%, respectivamente. Por otra parte, la mayor productividad del sector transable respecto del no transable en Chile condujo a una apreciación real de 1.6%. En resumen, nuestro modelo explica una apreciación real de 6.3% para dicho período (con respecto a una depreciación observada de 6.1%).

Durante la época de alto crecimiento en Chile, 1986-97, el tipo de cambio real se apreció a una tasa anual de 2.7%, mientras que el modelo explica una apreciación de 2.5%. La mayor parte de dicha apreciación atribuida a la mejor posición de activos externos netos (que explica una apreciación real del peso de 2.8%), seguido por las mejoras en los términos de intercambio (que explican una apreciación real de 1.3%). Por otra parte, el mayor

dinamismo de la productividad en el sector no transable con respecto al sector transable (con tasas de crecimiento promedio anual de 3.7 vs. 2%, respectivamente) llevó a que el producto relativo del sector transable en Chile cayera durante este período y ello explicara una depreciación real del peso de 0.5% al año. Finalmente, el gasto de gobierno se redujo durante el período, lo que contribuyó a una depreciación anual del TCR de 1.1%.

Finalmente, el peso chileno se depreció a una tasa promedio anual de 5.5% entre los años 1998 y 2002. Sin embargo, nuestro modelo solo explica una depreciación real de 0.1%. Las posiciones de activos externos netos y de los términos de intercambio pronostican conjuntamente una depreciación real de 2.5%, mientras que las trayectorias de la productividad relativa del sector transable y del gasto de gobierno predicen una apreciación real de 2.4% (panel II del cuadro 8).

## 5. El Tipo de Cambio Real de Equilibrio

Para poder discutir la evolución del tipo de cambio real de equilibrio de Chile, procedemos a tomar

**CUADRO 9**

**Fuentes de Variación del Tipo de Cambio Real en Chile**  
**Información Trimestral, 1977.I – 2003.III**  
**Técnica de Estimación: Mínimos Cuadrados Dinámicos**  
**Índice de Tipo de Cambio Real con Canasta Ampliada (TCRT), Proyección Estática**

Variable	1978-85	1980-89	1986-97	1990-97	1998-02
<b>Cambios observados</b>	<b>6.1%</b>	<b>3.9%</b>	<b>-2.7%</b>	<b>-5.2%</b>	<b>5.5%</b>
<b>I. Fuentes de Variación según el modelo M.1</b>					
<b>Cambios explicados</b>	<b>5.9%</b>	<b>5.5%</b>	<b>-0.9%</b>	<b>-2.4%</b>	<b>0.0%</b>
<i>F/Y</i>	4.6%	2.1%	-2.6%	-2.2%	1.7%
$\ln y_T$	-1.0%	-0.2%	-0.4%	-1.2%	-1.2%
$\ln y_N$	-0.4%	0.1%	1.7%	1.7%	0.5%
$\ln(p_X/p_M)$	1.3%	0.1%	-0.9%	0.1%	0.5%
$\ln(G/Y)$	1.3%	3.4%	1.4%	-0.9%	-1.5%
<b>II. Fuentes de Variación según el modelo M.2</b>					
<b>Cambios explicados</b>	<b>6.1%</b>	<b>5.9%</b>	<b>-1.0%</b>	<b>-2.7%</b>	<b>-0.8%</b>
<i>F/Y</i>	3.2%	1.4%	-1.8%	-1.5%	1.1%
$\ln(y_T/y_N)$	-1.0%	-0.1%	0.3%	-0.3%	-0.8%
$\ln(p_X/p_M)$	2.2%	0.2%	-1.4%	0.2%	0.8%
$\ln(G/Y)$	1.7%	4.5%	1.9%	-1.1%	-1.9%

GRÁFICO 2

## El Tipo de Cambio Real en Chile, 1977-2003

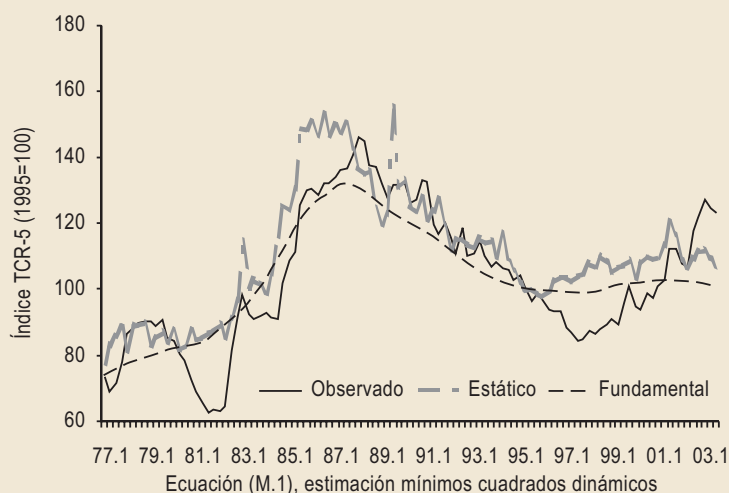
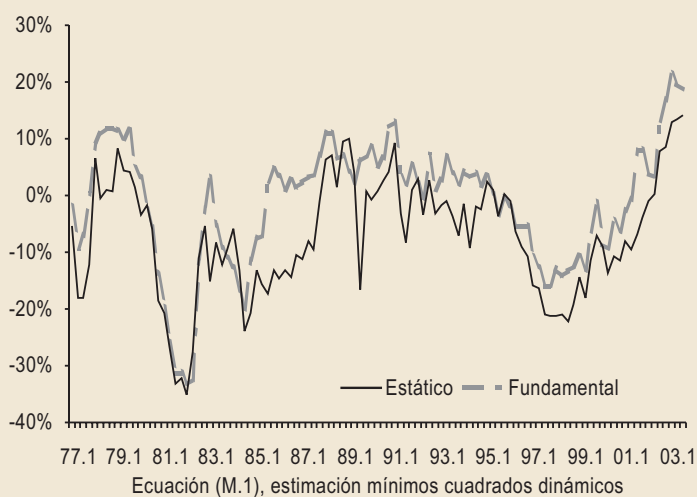


GRÁFICO 3

## Desalineamientos del TCR en Chile, 1977-2003



ciertas decisiones en torno a qué especificación usar y cuál es la estimación preferida. Dados los problemas señalados en relación con las regresiones de rango reducido, elegimos nuestras estimaciones de mínimos cuadrados dinámicos como las preferidas para estudiar el comportamiento del TCR. Además, dado que los resultados de la regresión excluyendo el país foráneo son coherentes —cualitativa y cuantitativamente— tanto para el índice TCR-5 como para el índice de TCR con canasta ampliada, elegimos las ecuaciones de regresión (M.1) y (M.2) para el foco de nuestra discusión.

En la línea del trabajo de Soto y Valdés (1998) se presentan dos tipos de proyecciones del tipo de cambio real de equilibrio: (1) la proyección estática, que calcula el valor ajustado del TCR usando los valores observados de los fundamentos, y que nos da una buena medida del desempeño del modelo dentro de la muestra; (2) la proyección fundamental —o el tipo de cambio real de equilibrio fundamental— que calcula el valor del TCR utilizando el componente permanente de los fundamentos del TCR. Para poder obtener el componente permanente de nuestras variables explicativas utilizamos el filtro de *band-pass* de Baxter y King (1999).<sup>20</sup>

En los gráficos 2 y 4 se presenta el tipo de cambio observado y proyectado utilizando las estimaciones de mínimos cuadrados dinámicos de las ecuaciones (M.1) y (M.2), respectivamente. Grosso modo, podemos observar que la trayectoria proyectada del TCR —ya sea estática o fundamental— logra replicar la trayectoria observada del tipo de cambio salvo para el período 1981-83 y el tercer trimestre de 1989. Asimismo, la proyección fundamental muestra una tendencia creciente en el tipo de cambio real durante el período 1977-85, seguida de

una tendencia hacia la apreciación real del peso chileno durante los años dorados del crecimiento económico (1986-97). Luego, el peso chileno ha mostrado una ligera tendencia hacia la apreciación

<sup>20</sup> El filtro de *band-pass* de Baxter y King es un filtro lineal, dado que el componente permanente de la serie se construye a partir de

promedios móviles centrados óptimos, de la forma  $x_t^p = \sum_{i=k}^k a_i x_{t-i}$ .

Sin embargo, la elección de la longitud del promedio móvil ( $k$ ) y de sus ponderaciones ( $a_i$ ) varía entre los diferentes fundamentos y se calcula en base a las propiedades estadísticas de las mismas.



real (a una tasa anual aproximada de 0.5% en el período 1998-2002).

El grado de desalineamiento del TCR en Chile correspondiente a las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios de los modelos (M.1) y (M.2) se presenta en los gráficos 3 y 5. Basados en los desalineamientos obtenidos a partir de la proyección fundamental, podemos señalar que el peso chileno estaba subvaluado durante el período 1978-80, seguido de una sobrevaluación en el período 1981-85 que fue interrumpida por la crisis de 1983. Otro período de sobrevaluación significativa (alrededor de 10% con respecto al nivel proyectado) puede observarse durante el período 1997-98 (cuadro 10).

Los resultados presentados más arriba en torno a los niveles de equilibrio del tipo de cambio real y del grado de desalineamiento tienen que interpretarse con mucho cuidado. El cálculo de los mismos, como se señalara en la sección II, depende de juicios en torno a la elección del modelo y al período muestral utilizado. En el primer caso, Chinn (2000) muestra que las monedas de los países del Este Asiático durante la crisis de 1997 podrían presentar una subvaluación o una sobrevaluación dependiendo del modelo utilizado; ya sea que dichos grados de desalineamiento sean medido por un un modelo de paridad del poder de compra, de productividad, o un modelo monetario. En el segundo caso, en cambio, la estimación de la ecuación de TCR para el período 1990-2003 nos produce un grado diferente de desalineamiento. Por ejemplo, el grado de sobrevaluación del TCR para el

GRÁFICO 4

El Tipo de Cambio Real en Chile, 1977-2003

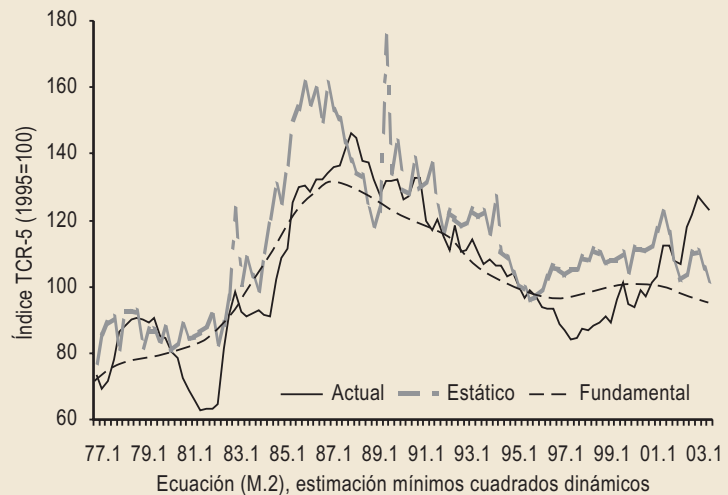
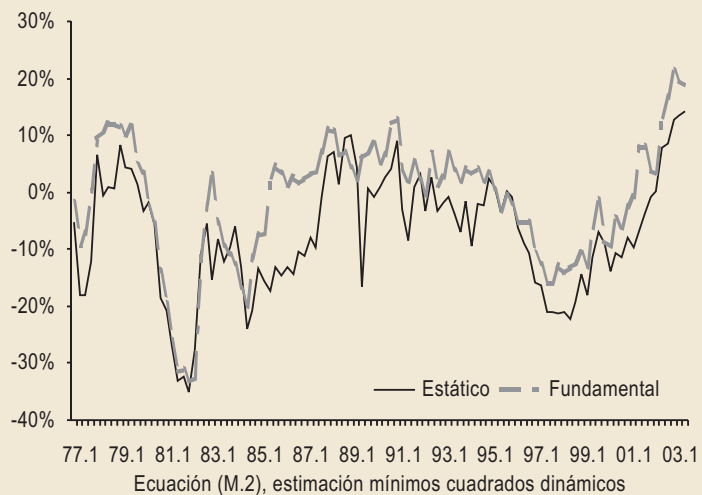


GRÁFICO 5

Desalineamientos del TCR en Chile, 1977-2003



período 1998-2002 es de alrededor de 4.5% según el modelo (M.1) para la muestra total (1977-2003). Si estimamos el mismo modelo para el período 1990-2002, el grado de sobrevaluación es menor de 3%.<sup>21</sup>

V. CONCLUSIONES

El objetivo del presente artículo es el de estimar la trayectoria de equilibrio del tipo de cambio para Chile, usando datos trimestrales para el período 1977-2003. Para poder brindar una interpretación

<sup>21</sup> Aunque no reportadas, las estimaciones del modelo para el período 1990-2003 pueden ser solicitadas al autor.

estructural a nuestros resultados especificamos un modelo simple de determinación del TCR basado en la versión transable vs. no transable de Obstfeld y Rogoff (1995).

Entre los principales resultados tenemos:

- existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos (activos externos netos, productividad en los sectores transable y no transable), los términos de intercambio, y el gasto de gobierno. Los signos de los coeficientes son coherentes con las predicciones del modelo y sus magnitudes están en línea con estudios previos. Así, el coeficiente de diferenciales de productividad obtenido es coherente con las estimaciones de Soto y Valdés (1998) y Valdés y Délano (1999). El coeficiente de gasto de gobierno se encuentra en el intervalo definido por los valores estimados por Soto y Valdés (1998) y Schmidt-Hebbel y Servén (1996). A diferencia del trabajo de Soto y Valdés, los términos de intercambio tienen un efecto significativo sobre el TCR. Finalmente, el coeficiente de los activos externos netos resulta superior al estimado por Soto y Valdés (1998) pero inferior al reportado por Céspedes y De Gregorio (1999).
- se observan dos períodos de depreciación pronunciada del peso chileno en 1978-85 y 1998-02. Durante el primer período, la depreciación real

del peso chileno es principalmente explicada por un mayor endeudamiento internacional neto (es decir, un empeoramiento de la posición de activos externos netos) y por la caída secular de los términos de intercambio. Específicamente, el coeficiente de activos externos netos respecto del PIB se redujo de  $-1.2$  en 1977 a  $-5$  en 1985, mientras los términos de intercambio declinaron a una tasa promedio anual de 2.5% entre los mismos años. Durante el período 1998-2002, ambas variables logran explicar solo una depreciación real de 2.6% anual (1.8% se atribuye a activos externos netos y 0.8% a términos de intercambio) de una depreciación real observada de 5.5%.

- el peso chileno se apreció a una tasa anual de 2.7% durante la época dorada del crecimiento en 1986-97, aunque nuestras estimaciones logran explicar una apreciación real de 2.5%. De acuerdo con nuestro modelo, la tendencia a la apreciación cambiaria se atribuyó a una posición favorable de activos externos netos (con un promedio anual que pasó de  $-5.0$  en 1985 a  $-1.7$  en 1997) y favorable de términos de intercambio (creciendo a una tasa promedio anual de 1.9%). Por otra parte, el mayor crecimiento de la productividad media del trabajador en el sector no transable respecto del trabajador del sector transable explica una depreciación real del peso de 0.5% anual durante este período.

#### CUADRO 10

### Grado de Desalineamiento del Tipo de Cambio Real en Chile Información Trimestral, 1977.I – 2003.III

Técnica de Estimación: Mínimos Cuadrados Dinámicos  
Índice de Tipo de Cambio Real con Canasta Ampliada (TCRT), Proyección Estática

Variable	1978-85	1980-89	1986-97	1990-97	1998-02
<b>I. Tipo de Cambio Real TCR-5</b>					
(M.1) Proy. Estática	-0.2%	-0.5%	-0.3%	-2.3%	4.5%
(M.1) Proy. Fundamental	0.3%	-0.5%	-1.0%	-2.3%	4.6%
(M.2) Proy. Estática	-0.2%	-0.9%	-0.2%	-2.0%	5.4%
(M.2) Proy. Fundamental	-0.1%	-0.7%	-0.8%	-2.0%	5.2%
<b>II. Tipo de Cambio Real con canasta ampliada, TCRT</b>					
(M.1) Proy. Estática	-0.1%	-1.1%	-0.4%	-1.7%	4.3%
(M.1) Proy. Fundamental	0.0%	-0.6%	-0.8%	-2.1%	3.9%
(M.2) Proy. Estática	-0.3%	-1.6%	-0.2%	-1.4%	5.1%
(M.2) Proy. Fundamental	-0.5%	-0.9%	-0.6%	-1.7%	4.5%

- la caída de la absorción pública (como porcentaje del PIB) durante los ajustes fiscales en el período 1978-85 explicó una depreciación real del peso chileno de 0.6% (dicha contribución es de 1.5% en el período 1980-89). Sin embargo, el mayor gasto fiscal en el período 1998-02 ayuda a explicar una tasa promedio real anual de apreciación de 0.6%.
- finalmente, queremos recalcar que los resultados en torno a la trayectoria de tendencia estimada del TCR para Chile, y el grado de desalineamiento, deben ser interpretados con cuidado. Primero, los valores del nivel de equilibrio —y, por ende, del grado de desalineamiento— dependen del modelo teórico que se use. Además, el modelo que utilizamos no impone juicios normativos en torno al equilibrio interno y externo de la economía. En este sentido, este artículo calcula un nivel de tipo de cambio de tendencia para Chile, el cual es útil para evaluar las fluctuaciones del TCR. Por último, los niveles de equilibrio y de desalineamiento son sensibles al período de estimación utilizado. Ejercicios no reportados nos muestran que el grado de desalineamiento cambiario varía cuando se cambia la muestra empleada para estimar la ecuación del TCR.

## REFERENCIAS

- Alberola, E., S.G. Cervero, H. López, A. Ubide, (1999). "Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, 'Ins,' 'Outs' and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework." IMF Working Paper N°175, diciembre.
- Alberola, E. y H. López, (2001). "Internal and External Exchange Rate Equilibrium in a Cointegration Framework: An Application to the Spanish Peseta." *Spanish Economic Review* 3(1): 23-40.
- Annicchiarico, B. (2002). "Fiscal Policy and Exchange Rates." Universidad de Roma "Tor Vergata" Mimeo.
- Arrau, P., J.A. Quiroz y R. Chumacero (1992). "Ahorro y Tipo de Cambio Real." *Cuadernos de Economía* 88: 349-86.
- Balassa, B. (1964). "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal." *Journal of Political Economy* 72: 584-96.
- Balvers, R.J. y J.H. Bergstrand (2002). "Government Expenditure and Equilibrium Real Exchange Rates." *Journal of International Money and Finance* 21: 667-92.
- Baxter, M. y R.G. King (1999). "Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series." *The Review of Economics and Statistics* 81: 575-93.
- Bennett, H. y R. Valdés (2001). "Series de Términos de Intercambio de Frecuencia Mensual para la Economía Chilena: 1965-1999." Documento de Trabajo N°98, Banco Central de Chile.
- Black, S.W. (1994). "On the Concept and Usefulness of the Equilibrium Rate of Exchange." En *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, editado por J. Williamson. Institute for International Economics, Washington, DC .
- Broner, F., N. Loayza y H. López (1999). "Real Exchange Rate Misalignment in Latin America." Mimeo, Banco Mundial. Washington DC.
- Budnevich, C., G. Lefort y L. Riveros (1986). "Trimestralización de las Series Nacionales del Empleo." *Estudios de Economía* 13(1): 155-65.
- Calderón, C.A. (2002). "Real Exchange Rates in the Long and Short Run: A Panel Cointegration Approach." Documento de Trabajo N°153, Banco Central de Chile.
- Calderón, C.A. y R. Duncan (2003). "Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-span Study for Chile." *Estudios de Economía* 30(1): 103-32.
- Canzoneri, M.B., R.E. Cumby y B. Diba (1999). "Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries." *Journal of International Economics* 47: 245-266.
- Cassel, G. (1922). *Money and Foreign Exchange After 1914*. Constable and Co. Londres, Reino Unido.
- Cavallo, M. y F. Ghironi (2002). "Net Foreign Assets and the Exchange Rate: Redux Revived." *Journal of Monetary Economics* 49: 1057-97.
- Clark, P.B. y R. MacDonald (1999). "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs." En: *Equilibrium Exchange Rates*, editado por R. MacDonald y J.L. Stein. Kluwer Academic Publishers, Londres, Reino Unido.
- Clark, P.B. y R. MacDonald (2000). "Filtering the BEER: A Permanent and Transitory Decomposition." IMF Working Paper N°144, agosto.
- Céspedes, L.F. y J. De Gregorio (1999). "Tipo de Cambio Real, Desalineamiento y Devaluaciones: Teoría y Evidencia para Chile." Mimeo, Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, marzo.
- Chinn, M.D. (1997). "Sectoral Productivity, Government Spending, and Real Exchange Rates: Empirical Evidence for OECD Countries." NBER Working Paper N°6017.
- Chinn, M.D. (2000). "Three Measures of East Asian Currency Overvaluation." *Contemporary Economic Policy* 18: 205-14.
- De Gregorio, J. (1996). "Determinantes del Tipo de Cambio Real." En: *Análisis del Tipo de Cambio en Chile*, editado por F.G. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, Santiago de Chile.

- De Gregorio, J. y H. Wolf (1994). "Terms of Trade, Productivity and the Real Exchange Rate." NBER Working Paper N°4807.
- Drine, I. y C. Rault (2003). "On the Long-run Determinants of Real Exchange Rates for Developing Countries: Evidence from Africa, Latin America, and Asia." Williamson Davidson Working Paper N°571, mayo.
- Duval, R. (2002). "What Do We Know about Long Run Equilibrium Real Exchange Rates? PPPs vs. Macroeconomic Approaches." *Australian Economic Papers* 41: 382-403.
- Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Elbadawi, I.A. y R. Soto (1997). Capital Flows and Long-term Equilibrium Real Exchange Rates in Chile." *Revista de Análisis Económico* 12(1): 35-62.
- Engel, C.M. (2000). "Long Run PPP May Not Hold After All." *Journal of International Economics* 57: 243-73.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica* 55: 251-76.
- Faruqee, H. (1995). Long-run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Equilibrium Approach. *IMF Staff Papers* 42: 80-107.
- Froot, K.A. y K. Rogoff (1995). "Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates." En *Handbook of International Economics*, Vol. 3, editado por G. Grossman y K. Rogoff. North Holland, Amsterdam.
- Harberger, A.C. (1989). "Applications of Real Exchange Rate Analysis." *Contemporary Policy Issues* 7: 1-26.
- Isard, P. y H. Faruqee (1988). "Exchange Rate Assessment: Extensions of the Macroeconomic Balance Approach." IMF Occasional Paper N°167, Washington, DC.
- Johansen, S.J. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-54.
- Johansen, S.J. (1995). Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford, Oxford University Press.
- Lane, P.R. y G.M. Milesi-Ferreti (2000). "The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates." IMF Working Paper N°123, Washington, DC.
- LeFort, G., 1986. "Trimestralización del Producto Geográfico Bruto por Origen y Destino." *Estudios de Economía* 13(1): 167-89.
- Lothian, J.R. y M.P. Taylor (2003). "Real Exchange Rates, Non-linearities and Balassa-Samuelson Effects." Fordham University, School of Business, Mimeo.
- Lucas, R.E. (1982). "Interest Rates and Currency Prices in a Two-country World." *Journal of Monetary Economics* 10: 335-59.
- Nurkse, R. (1945). "Conditions of International Monetary Equilibrium." *Princeton Essays in International Finance* N°4. Princeton, NJ: Princeton University Press
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux." *Journal of Political Economy* 103: 624-60.
- Obstfeld, M. y A.M. Taylor (1997). "Nonlinear Aspects of Goods-market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited." *Journal of the Japanese and International Economies* 11: 441-78.
- Phillips, P.C.B. (1994). "Some Exact Distribution Theory for Maximum Likelihood Estimators of Cointegrating Coefficients in Error Correction Models." *Econometrica* 62: 73-93.
- Phillips, P.C.B. y M. Loretan (1991). "Estimating Long-run Economic Equilibria." *Review of Economic Studies* 58: 407-36.
- Rogoff, K. (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle." *Journal of Economic Literature* 34: 647-68.
- Samuelson, P.A. (1964). "Theoretical Notes on Trade Problems." *Review of Economics and Statistics* 46: 145-54.
- Saikkonen, P. (1991). "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions." *Econometric Theory* 7: 1-21.
- Sarno, L. y M.P. Taylor (2002). "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate." *IMF Staff Papers* 49(1): 65-105.
- Schmidt-Hebbel, K. y L. Servén (1996). "Ajuste Fiscal y Tipo de Cambio bajo Expectativas Racionales en Chile." En *Análisis del Tipo de Cambio en Chile*, editado por F.G. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, Santiago, Chile.
- Soto, C. y R. Valdés (1998). "Tipo de Cambio Real de Equilibrio y Desalineamiento Cambiario en Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Stein, J.L. (1994). "The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows." En *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, editado por J. Williamson. Institute for International Economics, Washington DC.
- Stein, J.L. (1999). "The Evolution of the Real Value of the US Dollar Relative to the G-7 Currencies." En *Equilibrium Exchange Rates*, editado por R. MacDonald y J.L. Stein. Kluwer Academic Press, Londres, Reino Unido.
- Stein, J.L. y P.R. Allen (1995). *Fundamental Determinants of Exchange Rates*. Oxford: Oxford University Press.
- Stock, J.H. y M.W. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica* 61: 783-820.
- Stockman, A.C. (1987). "The Equilibrium Approach to the Exchange Rates." *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review* 73: 12-30.

- Tille, C., N. Stoffels y O. Gorbachev (2001). "To What Extent Does Productivity Drive the Dollar?" *Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance* 7(8): 1-6.
- Valdés, R. y V. Délano (1999). "Productividad y Tipo de Cambio Real de Largo Plazo." *Revista de Análisis Económico* 14: 3-21.
- Wei, S.-J. y D.C. Parsley (1995). "Purchasing Power Parity during the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits." NBER Working Paper N°5032.
- Williamson, J. (1983). "The Exchange Rate System." *Policy Analyses in International Economics* 5 Rev. Ed. 1985. Institute for International Economics, Washington DC.
- Williamson, J. (1994). *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics, Washington DC.
- Wren-Lewis, S. (1992). "On the Analytical Foundations of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate." En *Macroeconomic Modeling of the Long Run*, editado por C.P. Hargreaves. Edward Elgar: 220-48.

## APÉNDICE

### PRINCIPALES CARACTERÍSTICAS DEL MODELO TEÓRICO

En el presente apéndice se describen las características básicas del modelo especificado en Calderón (2002). Entre los principales aspectos del modelo, podemos apreciar:

En primer lugar tenemos dos países, el país propio (H) y el país foráneo (F). Cada uno cuenta con dos sectores de producción: un sector de bienes transables y un sector de bienes no transables. Mientras el sector transable tiene un bien homogéneo cuyo precio es determinado en los mercados mundiales de manera competitiva, el sector no transable tiene una estructura monopólica y precios rígidos. Segundo, cada representante del país propio está dotado de una cantidad constante del bien transable en cada período,  $\bar{y}_T$ , teniendo además el poder monopólico sobre uno de los bienes no transables  $z \in [0,1]$ . Los productores residen en ambos países, donde los productores del país propio se encuentran sobre el intervalo  $[0,n]$  y los productores foráneos se localizan en el intervalo  $(n,1]$ . Tercero, las preferencias sobre el consumo real y el esfuerzo laboral son similares para todos los agentes en el mundo.<sup>1</sup> Finalmente, el gobierno consume únicamente bienes no transables, ejerciendo una presión adicional sobre la demanda del mismo.

A partir del modelo obtenemos las siguientes condiciones de primer orden:

- i. existe un desplazamiento de consumo futuro al presente a medida que la tasa de interés real basada en el consumo es más baja si el nivel de precios agregado relativo al precio de bienes transables en el presente es menor a su valor en el futuro (efecto intertemporal). Sin embargo, ello también incentiva la sustitución desde bienes transables hacia no transables (efecto intratemporal). El efecto

intertemporal prevalecerá sobre el intratemporal si la elasticidad intertemporal de sustitución es mayor que la elasticidad de sustitución intratemporal.

- ii. el consumo relativo de bienes transables con respecto al de no transables depende inversamente de su precio relativo, con una elasticidad constante de sustitución entre dichos bienes.
- iii. a partir de la oferta de equilibrio de bienes no transables, se observa que el nivel de producción de no transables es menor si el consumo agregado o el gasto de gobierno es más elevado.<sup>2</sup>

Llevando a cabo una aproximación alrededor del estado estacionario de nuestro modelo (donde  $\tilde{X} \equiv dX/X_0$  denota el cambio porcentual relativo al estado estacionario de referencia), tenemos:

$$\tilde{P}_N - \tilde{P}_T = \frac{1+\sigma}{\theta(1+\sigma)+\gamma(\sigma-\theta)} \left[ r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X \right] - \frac{\sigma}{1+\sigma} \tilde{A}_N + \tilde{G} \quad (\text{A.1})$$

$$\tilde{P}_N^* - \tilde{P}_T^* = \frac{1+\sigma}{\theta(1+\sigma)+\gamma(\sigma-\theta)} \left[ -\left(\frac{n}{1-n}\right)r\tilde{F} + \tilde{Y}_T^* \right] + \tilde{P}_T^X - \frac{\sigma}{1+\sigma} \tilde{A}_N^* + \tilde{G}^* \quad (\text{A.2})$$

De acuerdo con estas ecuaciones, las fluctuaciones alrededor del estado estacionario en el precio relativo de transables a no transables,  $(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T)$ , están determinadas por fluctuaciones de los activos externos netos,  $\tilde{F} \equiv dF/C_{T0} = (1/\gamma)(dF/Y_0)$ , fluctuaciones de la productividad de los sectores de bienes transables y no transables ( $\tilde{Y}_T$  y  $\tilde{A}_N$ , respectivamente), movimientos de los términos de intercambio  $(\tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T^M)$ , y cambios en el gasto del gobierno con respecto al PIB ( $\tilde{G}$ ).

<sup>1</sup> Dada la simetría de preferencias y restricciones presupuestarias entre individuos, procedemos a resolver el problema de optimización para el consumidor-productor representativo del país propio.

<sup>2</sup> Junto con estas condiciones de primer orden, requerimos de una condición de transversalidad (es decir, que la deuda externa tenga un límite) para poder caracterizar el equilibrio del modelo.



# DESEMPLEO Y CONSUMO EN CHILE\*

Claudio Soto G.\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

Una de las características del reciente ciclo económico en Chile ha sido la lentitud con que el consumo privado ha recuperado las tasas de crecimiento que exhibía antes de 1998. Se ha señalado que tras este fenómeno estaría el gran aumento del desempleo observado a partir de ese mismo año. La persistencia de este aumento habría desalentado el consumo de los hogares, frenando el crecimiento del gasto y generando con ello un ciclo vicioso donde el bajo dinamismo del consumo habría, a su vez, dificultado la recuperación del empleo.<sup>1</sup>

El objetivo de este artículo es estudiar empíricamente el efecto del desempleo sobre el consumo agregado en Chile y establecer los mecanismos que expliquen esta relación. Para ello, en la primera parte del trabajo se estima un modelo de corrección de errores, donde se analiza el efecto del desempleo sobre la trayectoria de corto plazo del consumo agregado de bienes habituales. Los resultados de diversas especificaciones del modelo indican que, efectivamente, existe una relación negativa de corto plazo entre los rezagos en la tasa de desempleo y el crecimiento del consumo. Esta relación se encuentra aun controlando por el ingreso disponible de los hogares. Por lo tanto, existe evidencia de una relación causal que va de desempleo a consumo, y de que este efecto es independiente del impacto que podría tener el desempleo sobre el consumo si este solo capturara movimientos en el ingreso disponible.

Dado lo anterior, en la segunda parte del trabajo se investigan tres hipótesis que pueden explicar esta relación causal del desempleo sobre el consumo. Primero se evalúa si el desempleo es un buen predictor de la evolución futura del ingreso disponible de los hogares. Si este fuera el caso, entonces un aumento del desempleo podría señalar una caída en el ingreso permanente de las familias y, por lo tanto, afectaría negativamente su consumo

incluso si el ingreso corriente no cambiara. La segunda hipótesis que se evalúa relaciona el desempleo con la volatilidad del ingreso. Varios autores han mostrado que cuando no existen mercados de seguros completos y se produce un aumento en la incertidumbre respecto del ingreso futuro, los hogares aumentan su ahorro como una manera de enfrentar períodos de posibles caídas transitorias de su ingreso. Esto es lo que se conoce como ahorro precautorio (Zeldes, 1989; Carroll, 1992). Si un aumento del desempleo señala un incremento de la incertidumbre con respecto al ingreso, y existe motivo precautorio para ahorrar, entonces las familias responderán a un aumento de la tasa de desempleo reduciendo su consumo presente. Finalmente, se analiza una tercera hipótesis que relaciona desempleo y consumo a través del efecto de la primera variable sobre la distribución del ingreso. Esta hipótesis sostiene que si la propensión marginal a consumir de los asalariados es mayor que la propensión marginal a consumir de las familias cuyo ingreso son las utilidades o beneficios de las empresas, y un aumento del desempleo conlleva una disminución de la participación de los salarios en el ingreso, entonces este mayor desempleo produciría una caída del consumo por el solo hecho de producir una redistribución del ingreso. Este decir, el desempleo afectaría el consumo aun cuando el ingreso agregado se mantuviese constante (Kaldor, 1957).

Los resultados más importantes de esta segunda parte son los siguientes: En primer lugar, la evidencia señala que el desempleo no es un buen predictor del

\* Agradezco los valiosos comentarios de Luis Felipe Céspedes, Gabriela Contreras, Alejandro Jara, Igal Magendzo, Verónica Mies, Klaus Schmidt-Hebbel y Rodrigo Valdés, y a los participantes del Seminario Interno de Investigación y Políticas del Banco Central de Chile.

\*\* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile.

<sup>1</sup> Por ejemplo, refiriéndose al tema, el ministro de hacienda Nicolás Eyzaguirre señalaba: "...necesitamos que entre a tallar el círculo virtuoso de consumo y empleo. [Es] el temor al desempleo lo que está detrás de estos niveles de consumo tan moderados" (Boletín Minero N°1141, enero 2001).



ingreso disponible futuro. Por lo tanto, se puede descartar que esta variable tenga un efecto sobre el consumo a través de su impacto sobre el ingreso permanente. Más aún, existe evidencia que señala que la hipótesis del ingreso permanente con expectativas racionales (IPER) no se cumple en los datos. En efecto, el hecho de que exista una relación estadísticamente significativa entre rezagos en la tasa de desempleo y el crecimiento del consumo significa que la trayectoria de corto plazo del consumo puede ser predicha. Esto viola el supuesto de que el consumo sigue un paseo aleatorio, tal como supone la hipótesis IPER (Hall, 1978). En segundo lugar, existe evidencia de que el desempleo aumenta la incertidumbre del ingreso disponible. Esto significa que puede haber un vínculo entre el consumo y el desempleo a través del motivo precautorio para ahorrar, lo cual sería coherente con otros estudios empíricos que han estudiado los efectos del desempleo sobre el consumo. Sin embargo, para que esta explicación sea coherente con el impacto negativo del desempleo sobre el crecimiento del consumo, se requiere que el efecto de la incertidumbre se deje sentir por varios períodos. Por último, también existe evidencia de que la propensión marginal a consumir varía según la fuente de ingresos —siendo más alta la propensión marginal a consumir parte de la masa salarial que parte de los beneficios— y de que el desempleo afecta la distribución funcional del ingreso. Por lo tanto, un mayor desempleo, al reducir en forma relativa la masa salarial, tendría un impacto negativo sobre el consumo.

Es importante señalar que los efectos del desempleo sobre el consumo estudiados en este trabajo se centran exclusivamente en el análisis del consumo de bienes habituales. Al respecto, hay quienes sostienen que el desempleo podría tener mayor impacto sobre el consumo de bienes durables (Malley y Moutos, 1996). Sin embargo, existen al menos dos razones por las cuales resulta interesante el análisis del consumo de bienes habituales. Por una parte, en Chile el consumo habitual representa más de 90% del consumo de los hogares, y más de 60% de la demanda agregada. Por otro lado, el consumo de bienes durables puede ser considerado como una forma de ahorro, por lo cual los posibles efectos de desempleo sobre esta variable pueden ser más bien ambiguos.

El artículo se divide de la siguiente manera: la sección que sigue discute brevemente la literatura empírica sobre la relación entre desempleo y consumo, tanto para Chile como para otros países. En la tercera sección se presentan nuevas estimaciones del consumo agregado en Chile, donde se muestra que el desempleo tiene un efecto negativo sobre el crecimiento del consumo habitual en el corto plazo. En la cuarta sección se evalúan tres hipótesis que permiten explicar la relación entre desempleo y consumo. Finalmente, la quinta y última sección concluye.

## II. LITERATURA EMPÍRICA

La mayor parte de literatura empírica internacional que analiza el efecto del desempleo sobre el ahorro o el consumo supone que tal efecto se explica por la existencia de un motivo precautorio para acumular riqueza.

Tal como se mencionó, si existe un motivo precautorio para ahorrar y aumenta la incertidumbre respecto de los ingresos futuros, entonces los hogares reducirán su consumo presente como una forma de acumular activos líquidos y así evitar ajustes posteriores en el consumo. En este contexto, la probabilidad de perder el empleo es una fuente importante de incertidumbre respecto de los ingresos futuros. Por lo tanto, si aumentos en la tasa de desempleo señalan aumentos en la probabilidad futura de perder el empleo, entonces el desempleo puede afectar el consumo presente, independientemente de lo que suceda con otras variables de la economía.

La evidencia internacional tiende a respaldar esta hipótesis. Por ejemplo, Lusardi (1998) muestra que la percepción subjetiva que una persona tiene con respecto a quedar desempleada en el futuro aumenta si ya ha estado desempleada en el pasado. Por lo tanto, el estatus de empleo es un indicador de la incertidumbre con respecto a los ingresos futuros. Adicionalmente, la autora encuentra evidencia de que la incertidumbre con respecto al ingreso futuro afecta positivamente la riqueza precautoria de las familias. Un resultado similar obtienen Carroll, Dynan y Krane (1999). Ellos utilizan como medida de la incertidumbre del ingreso futuro la probabilidad objetiva de que el jefe —o jefa— de hogar, actualmente trabajando,

quede desempleado en el futuro. Sus resultados también indican que existiría evidencia de un motivo precautorio para ahorrar. Si bien estos autores no consideran cómo afecta a la probabilidad de desempleo futura el estatus actual o pasado de empleo de una persona, es muy probable que aumentos en la tasa agregada de desempleo afecten positivamente dicha probabilidad.

Reconociendo las dificultades para obtener una medida realmente exógena de la incertidumbre del ingreso, Engen y Gruber (2001) utilizan datos de la cobertura del seguro de desempleo en distintos estados de EE.UU. para evaluar si existe o no motivo precautorio. En este estudio, los autores suponen de manera explícita que el riesgo de desempleo es la principal fuente de incertidumbre con respecto a los ingresos que enfrentan los hogares. Los resultados de este trabajo muestran que las familias con mayor cobertura del seguro de desempleo poseen un menor nivel de riqueza, lo cual es coherente con la teoría del ahorro precautorio.

En términos más generales, sin embargo, la evidencia empírica respecto de la existencia de un motivo precautorio es ambigua. Junto con los estudios mencionados, los trabajos de Carroll (1992), Acemoglu y Scott (1994), Carrol y Dunn (1997), Carroll y Samwick (1997, 1998) y Lusardi (1997) también encuentran evidencia de ahorro por motivo precautorio. No obstante, otros estudios como los de Dynan (1993) o el de Guiso et al. (1992) encuentran poca o ninguna evidencia de este motivo para ahorrar. Una buena síntesis de esta literatura se encuentra en Browning y Lusardi (1996).<sup>2</sup>

La mayor parte de los estudios citados que analizan el efecto del riesgo de desempleo sobre el ahorro y, en general, los trabajos que estudian el motivo precautorio para ahorrar se basan en datos de hogares. Uno de los pocos estudios que utiliza datos agregados para estudiar el efecto del desempleo sobre el consumo es el Malley y Moutos (1996). Estos autores investigan hipótesis alternativas para explicar el efecto observado del desempleo sobre el consumo de bienes durables en el Reino Unido (aproximado con datos de compras de vehículos). La conclusión principal de estos autores es que el desempleo afecta el consumo de bienes durables en tanto tiene un impacto sobre la volatilidad del ingreso.

Para el caso chileno también existen algunos trabajos que han estimado el impacto del desempleo sobre el consumo o el ahorro. Bennett, Loayza y Schmidt-Hebbel (2000), por ejemplo, estiman los determinantes de la tasa de ahorro con datos agregados para el período 1960-97. Los autores encuentran que el desempleo es efectivamente una variable significativa para explicar el ahorro, pero solo cuando este se mide como la suma del ahorro voluntario de los hogares más el gasto en bienes durables. Cuando estiman el efecto del desempleo sobre medidas de ahorro que no incluyen el consumo de durables, los autores no encuentran efectos estadísticamente significativos. Este resultado es coherente con los efectos del desempleo que encuentran Bravo y García (2003). Estos autores estiman un VAR que incluye, entre otras variables, el consumo de bienes durables y la tasa de desempleo. Sus resultados muestran que un *shock* sobre el desempleo produce una respuesta negativa y estadísticamente significativa en el consumo de durables, que dura aproximadamente siete trimestres. Otro trabajo que estudia el efecto del desempleo sobre el consumo en Chile es el de Contreras, Liendo y Magendzo (2003). Aquí se estima un modelo de corrección de errores para el consumo habitual en Chile con datos trimestrales para el período 1986-2002. Los resultados de este trabajo indican que la tasa de desempleo es una variable significativa para explicar el crecimiento del consumo habitual en el corto plazo. De acuerdo con los resultados, un aumento en la tasa de desempleo de 100 puntos base reduce la tasa de crecimiento del consumo en aproximadamente 1 punto base.

Los únicos trabajos que analizan el consumo y el ahorro de los hogares en Chile desde una perspectiva micro son los de Butelmann y Gallego (2000, 2001a y 2001b). En Butelmann y Gallego (2001b) los autores estiman los determinantes de la tasa de ahorro con dos cortes transversales de hogares, uno para el año 1988 y otro para el período 1996-97. Los resultados con la muestra que cubre el período

<sup>2</sup> Precisamente porque ciertos autores no encuentran evidencia del motivo precautorio, Engen y Gruber (op cit.) utilizan la cobertura del seguro de desempleo como medida de incertidumbre del ingreso. Ellos argumentan que la falta de evidencia que encuentran otros trabajos se debe a que las medidas de incertidumbre utilizadas no son las más adecuadas.

1996-97 indican que los hogares donde el jefe de familia está desempleado disminuyen su ahorro, como fracción del ingreso, entre 2,6 y 9,7%. Esto implica que cuando el jefe de hogar está desempleado, la propensión media a consumir aumenta. En el mismo estudio, los autores estiman el impacto de un aumento de la probabilidad de desempleo futuro sobre el ahorro. De las dos muestras consideradas, solo en aquella que cubre el período 1996-97 el ahorro como porcentaje del ingreso se incrementa al aumentar la probabilidad de desempleo. Este último resultado es evidencia en favor del motivo precautorio para ahorrar.

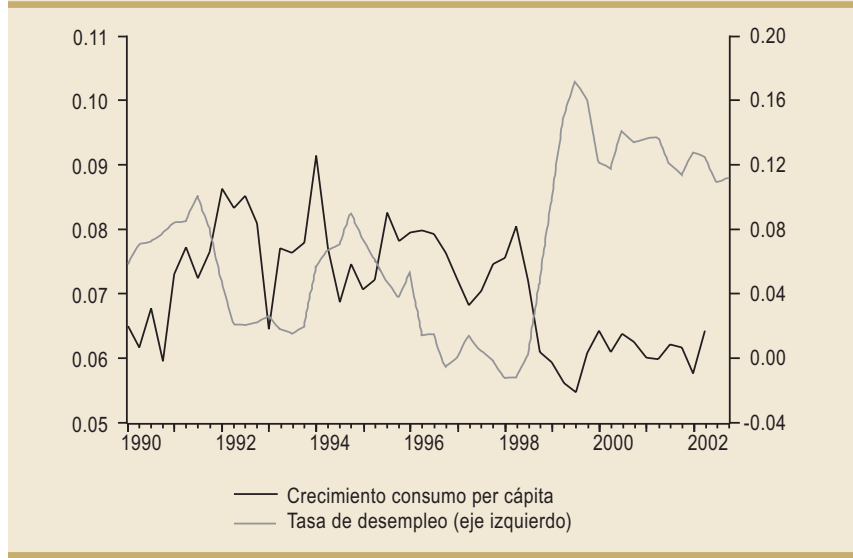
**III. DESEMPLEO Y CONSUMO: NUEVA EVIDENCIA EMPÍRICA**

Antes de discutir la metodología y presentar los resultados, es interesante observar la evolución reciente del crecimiento del consumo y el desempleo (gráfico 1). Como se desprende del gráfico, la pérdida de dinamismo en el crecimiento del consumo coincide con el fuerte incremento de la tasa de desempleo registrado a partir de 1998. A su vez, la correlación entre estas dos variables durante los años noventa ha sido altamente negativa, con un coeficiente de correlación cercano a  $-0.7$  (gráfico 2).

Lo anterior indica claramente que existe una relación negativa entre desempleo y crecimiento del consumo. Sin embargo, esta relación se puede deber tanto al efecto del consumo sobre la actividad y el empleo, como a un efecto en sentido opuesto desde desempleo a consumo. Tal como se mencionó al comienzo de la introducción, un bajo dinamismo en el consumo implica un crecimiento

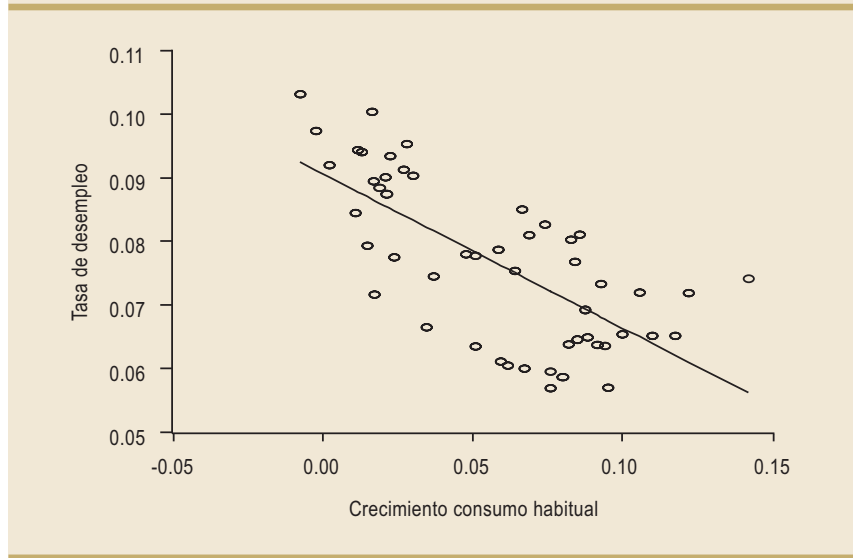
**GRÁFICO 1**

**Crecimiento del Consumo per cápita y Tasa de Desempleo 1990-2002**



**GRÁFICO 2**

**Correlación entre Tasa de Desempleo y Crecimiento del Consumo Habitual 1990-2002**



débil de la demanda agregada y, por consiguiente, un estancamiento en el proceso de creación de empleos que puede significar un aumento del desempleo. No obstante, también puede existir una relación causal inversa, donde un mayor desempleo afecte negativamente el consumo. De hecho, evidencia empírica preliminar respecto de estas dos relaciones causales no permite concluir cuál

CUADRO 1

**Test de Causalidad de Granger  
Tasa de Desempleo y Crecimiento del Consumo**

Rezagos	Hipótesis Nula	Estadístico F	Prob. H <sub>0</sub>
2	$U_t$ no causa en sentido Granger a $\Delta \ln C_t$	2.085	0.136
	$\Delta \ln C_t$ no causa en sentido Granger a $U_t$	2.657 *	0.081
3	$U_t$ no causa en sentido Granger a $\Delta \ln C_t$	2.009	0.127
	$\Delta \ln C_t$ no causa en sentido Granger a $U_t$	2.587 *	0.066
4	$U_t$ no causa en sentido Granger a $\Delta \ln C_t$	2.315 *	0.074
	$\Delta \ln C_t$ no causa en sentido Granger a $U_t$	2.005	0.112
5	$U_t$ no causa en sentido Granger a $\Delta \ln C_t$	1.352	0.264
	$\Delta \ln C_t$ no causa en sentido Granger a $U_t$	1.731	0.151

Nota: \* indica que se rechaza la hipótesis nula con un 90% de confianza.

de las dos es la más relevante. En efecto, el test de causalidad de Granger (cuadro 1) señala que, dependiendo del número de rezagos que se incluya, se puede rechazar tanto la hipótesis de que el consumo no causa el desempleo como también la hipótesis de que el desempleo no causa el consumo.

La metodología empleada en esta sección para evaluar el efecto del desempleo sobre el consumo es similar a la utilizada por Contreras et al. (2003). Esta consiste en estimar de un modelo de corrección de errores para el consumo análogo al propuesto por Davidson et al. (1978), incluyendo el desempleo como determinante de la trayectoria de corto plazo del consumo. La ecuación estimada es la siguiente:<sup>3</sup>

$$\Delta \ln C_t = \alpha (\ln C_{t-1} - \beta \ln YD_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta \ln YD_{t-i} + X_t \gamma + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde  $C_t$  corresponde al consumo privado de bienes habituales,  $YD_t$  es el ingreso disponible de los hogares, y el vector  $X_t$  representa un conjunto de variables exógenas que afectan la trayectoria de corto plazo del consumo. En este modelo, la tasa de crecimiento del consumo privado viene determinada en el corto plazo por sus propios rezagos, por rezagos en la tasa de crecimiento del ingreso, por las variables contenidas en  $X_t$ , y por un término de ajuste que corrige las desviaciones pasadas del consumo respecto de su valor de largo plazo. Este viene dado

por  $C_t = kYD_t^\beta$ , donde el parámetro  $\beta$  corresponde a la elasticidad de largo plazo del consumo con respecto al ingreso.

Nótese que la ecuación (1) corresponde a una reparametrización de un modelo en niveles para el consumo, que no se deriva explícitamente de primeros principios. La ventaja de esta especificación es que permite hacer una aproximación flexible al proceso generador de datos que está detrás de la evolución del consumo, tanto en el corto como en el largo plazo. Sin embargo, por no ser un modelo estructural, no permite identificar con precisión la naturaleza de la relación entre el consumo y el resto de las variables. En otras palabras, esta metodología no permite hacer una distinción clara entre distintas teorías del consumo.

La ecuación (1) se estimó por mínimos cuadrados generalizados (MCG) con cifras trimestrales para el período 1990:1-2002:4.<sup>4</sup> El número óptimo de rezagos del modelo en niveles se obtuvo a partir del criterio de información de Schwarz. Para las distintas especificaciones este criterio indicó un número óptimo de rezagos  $p$  igual a 1. Esto significa que en el modelo de corrección de errores no aparecen rezagos de la variable dependiente, ni tampoco del ingreso disponible.

<sup>3</sup> El modelo original es un VAR bivariado con consumo e ingreso disponible. No obstante, en esta sección nos concentramos solo en la ecuación para el consumo del VAR.

<sup>4</sup> La descripción precisa de las variables utilizadas y la fuente de los datos se presentan en el apéndice.

## 1. Relación de Largo Plazo entre Consumo e Ingreso Disponible

La relación de largo plazo entre consumo e ingreso disponible se estimó utilizando la metodología de Johansen (1991). Los resultados de los tests de cointegración para distintas especificaciones del modelo muestran que existe una relación de largo plazo entre estas dos variables. En efecto, tanto el test de la traza como el test del máximo valor propio indican que no se puede rechazar la hipótesis de que el consumo y el ingreso disponibles están cointegrados (cuadro 2).<sup>5</sup>

El valor del coeficiente  $\beta$  en cada una de las especificaciones es muy cercano a 1. Esto es coherente con la idea de que la elasticidad de largo plazo del consumo con respecto al ingreso es unitaria. Para confirmar esto, se efectuó un test de restricción de coeficientes bajo la hipótesis nula de que  $\beta = 1$ . Los resultados de este test no permitieron rechazar esta hipótesis (cuadro 2).

<sup>5</sup> El rechazo tanto de la hipótesis de que no existe ningún vector de cointegración, como la hipótesis de que existe al menos uno indicaría que el consumo y el ingreso disponible son variables estacionarias. Sin embargo, diversos test de raíz unitaria (no reportados) señalan que ambas variables son  $I(1)$ . Por otra parte, al aplicar test de raíz unitaria a los residuos de los vectores de cointegración reportados en el cuadro 2 no se puede rechazar que los mismos son estacionarios.

En esta especificación del modelo de largo plazo se excluyó explícitamente la tasa de desempleo del vector de cointegración. El supuesto es que, de tener algún efecto sobre el consumo, el desempleo afectaría solo la trayectoria de corto plazo de esta variable pero no su nivel de largo plazo. Sin embargo, tests preliminares no permiten descartar que bajo algunas especificaciones el desempleo sí esté cointegrado con el consumo y el ingreso disponible. Este punto se aborda más abajo cuando se analiza el efecto del desempleo sobre la distribución funcional del ingreso.

## 2. Modelo de Corto Plazo

Los resultados de la estimación del modelo de corto plazo se obtienen suponiendo que el parámetro  $\beta$  en la ecuación (1) es 1. Las diversas especificaciones consideran distintas variables en el vector  $X_t$ , incluyendo la tasa de desempleo, la tasa de inflación, la tasa de interés de política monetaria y otras tasas de interés, cambios en la tasa de desempleo y variables *dummy*. Es importante notar que tanto el desempleo como la inflación y la tasa interés pueden responder contemporáneamente a cambios en el consumo. Por lo tanto, para evitar problemas de endogeneidad, estas variable entran con al menos un rezago en la ecuación estimada. Además, dado que el número de rezagos óptimo del modelo en

CUADRO 2

### Modelo de Largo Plazo

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Vector de cointegración:												
	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
	-1.008	-1.005	-0.970	-0.979	-0.972	-0.966	-0.938	-0.920	-0.966	-0.954	-0.912	-0.953
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
Test de cointegración $H_0$ : N° VCs												
	Test de la Traza											
Ningún VC:	29.00 **	27.92 **	30.95 **	28.89 **	38.28 **	36.22 **	41.11 **	38.83 **	39.24 **	37.69 **	41.30 **	39.42 **
Al menos 1:	9.27 **	9.33 **	9.35 **	10.19 **	10.80 **	10.85 **	10.42 **	11.55 **	10.62 **	11.78 **	12.87 **	11.81 **
	Test del Máximo Valor Propio											
Ningún VC:	19.73 **	18.60 *	21.60 **	18.70 **	27.49 **	25.37 **	30.69 **	27.28 **	28.62 **	25.91 **	28.44 **	27.61 **
Al menos 1:	9.27 **	9.33 **	9.35 **	10.19 **	10.80 **	10.85 **	10.42 **	11.55 **	10.62 **	11.78 **	12.87 **	11.81 **
Vect. coint. restringido $H_0$ : $VC=(1,-1)$												
Estad. LR	0.032	0.012	0.418	0.137	0.547	0.656	2.721	2.723	0.834	1.127	3.136	1.102
prob $H_0$	0.857	0.914	0.518	0.711	0.460	0.418	0.099	0.099	0.361	0.288	0.077	0.294
Nota: ** (*) indica que se rechaza $H_0$ al 99% (95%).												

niveles es  $p = 1$ , en el modelo en diferencias no entran ni la tasa de crecimiento del ingreso rezagada ni rezagos de la variable dependiente.

De acuerdo con los tests de especificación del modelo, no se puede rechazar la hipótesis de que no existe autocorrelación en los residuos, y que

los mismos son homocedásticos. Además, el estadígrafo  $JB$  (Jarque-Bera) no permite rechazar la hipótesis de que los residuos están distribuidos normalmente (cuadro 3).

El primer resultado importante que se desprende de las regresiones es que existe un mecanismo de ajuste

CUADRO 3

**Modelo de Corrección de Errores**  
Variable Dependiente:  $\Delta \ln C_t$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
$Cte.$	-0.019 (0.020)	-0.033 (0.020)	-0.029 (0.019)	-0.040* (0.021)	-0.012 (0.019)	-0.025 (0.020)	-0.022 (0.020)	-0.030 (0.020)	-0.014 (0.019)	-0.052** (0.015)	-0.039** (0.018)	-0.011 (0.019)
$VC_{-1}$	-0.233** (0.035)	-0.233** (0.037)	-0.251** (0.041)	-0.237** (0.041)	-0.219** (0.035)	-0.219** (0.037)	-0.235** (0.044)	-0.224** (0.044)	-0.229** (0.038)	-0.223** (0.044)	-0.221** (0.044)	-0.218** (0.036)
$U_{-1}$	-0.379** (0.150)	-0.249* (0.139)	-0.242* (0.126)	-0.175 (0.130)	-0.399** (0.127)	-0.271** (0.124)	-0.249* (0.124)	-0.195 (0.129)				-0.386** (0.138)
$U_{-2}$									-0.410**			
$\Delta U_{-1}$										-0.266 (0.201)		
$DUR_{-1}$											-0.002 (0.001)	0.000 (0.001)
$TPM_{-1}$	-0.199** (0.054)				-0.206** (0.047)				-0.225** (0.054)	-0.089 (0.062)	-0.124** (0.057)	-0.206** (0.047)
$TPM_{-2}$		-0.138** (0.050)				-0.152** (0.044)						
$PRC8_{-1}$			-0.292* (0.169)				-0.314* (0.160)					
$PRC8_{-2}$				-0.128 (0.174)				-0.204 (0.135)				
$D931$					-0.045** (0.002)	-0.045** (0.002)	-0.040** (0.003)	-0.042** (0.002)	-0.045** (0.002)	-0.040** (0.002)	-0.040** (0.002)	-0.045** (0.002)
$D932$					0.044** (0.002)	0.045** (0.002)	0.049** (0.003)	0.048** (0.003)	0.043** (0.002)	0.048** (0.002)	0.044** (0.003)	0.044** (0.002)
$R^2$	0.323	0.289	0.275	0.255	0.621	0.591	0.573	0.557	0.614	0.563	0.572	0.622
$R^2_{aj.}$	0.280	0.244	0.228	0.207	0.579	0.546	0.525	0.507	0.571	0.515	0.525	0.570
DW	2.465	2.377	2.257	2.245	2.331	2.189	2.024	1.996	2.311	1.993	2.058	2.330
Test LM de Correlación Serial sobre los Residuos (Breusch-Godfrey):												
Estadígrafo F	1.909	1.767	0.703	0.723	0.801	0.730	0.042	0.052	0.693	0.077	0.104	0.917
prob $H_0$	0.160	0.182	0.501	0.491	0.456	0.488	0.959	0.949	0.505	0.926	0.902	0.408
Test de Normalidad												
Estad. JB	18.591**	14.608**	13.724**	11.709**	1.130	0.116	0.000**	0.142	1.187	1.423	0.701	1.134
prob $H_0$	0.000	0.001	0.001	0.003	0.568	0.943	0.000	0.931	0.552	0.491	0.704	0.567
Test de Heteroscedasticidad de White												
Estad. F	0.551	0.642	0.742	0.520	0.390	0.610	0.621	0.612	0.368	0.894	0.695	0.393
prob $H_0$	0.767	0.696	0.619	0.790	0.920	0.764	0.755	0.763	0.932	0.530	0.694	0.942

Nota: La variable  $VC_{-1}$  corresponde al residuo del vector de cointegración restringido  $(1, -1)$  del período precedente. Errores estándar corregidos (Newey-West) entre paréntesis. \*\*(\*) indica que la variable es significativa con un 95% (90%) de confianza. Las variables  $D931$  y  $D932$  toman el valor 1 el primer trimestre de 1993 y el segundo trimestre de ese año, respectivamente, y 0 el resto de los períodos. \*\*(\*) indica que se rechaza  $H_0$  al 99% (95%).

que mueve el consumo hacia su valor de equilibrio. En efecto, el coeficiente asociado a la variable  $VC_t$ , que corresponde al residuo del vector de cointegración restringido, es negativo y estadísticamente significativo. Este coeficiente se ubica en el rango de  $-0.218$  a  $-0.251$ , lo que significa que algo menos de un cuarto de una desviación del consumo respecto de su valor de largo plazo se corrige al cabo de un trimestre, y al cabo de dos años, más de 80% de la desviación se ha corregido.

Se puede apreciar que, en la mayoría de las especificaciones del modelo, el desempleo ( $U_t$ ) entra en forma estadísticamente significativa. Por lo tanto, estos resultados señalarían la existencia de una relación causal de desempleo a consumo. Las estimaciones indican que un aumento de la tasa de desempleo de 100 puntos base genera una reducción transitoria del crecimiento del consumo de entre 0.386 y 0.242 puntos base. Esto implica una caída aproximada de entre 20 y 35% en la tasa de crecimiento del consumo con respecto a su valor promedio para la muestra, o bien, que esta pasa de 1.5% trimestral a entre 1.12 y 1.26%.<sup>6</sup> Sin embargo, estos resultados no son completamente robustos. Por ejemplo, si en vez de incluir la tasa de interés de política monetaria ( $TPM_t$ ) se incluye una tasa de interés de largo plazo ( $PRC8_t$ ) el desempleo deja de tener un efecto significativo en el crecimiento del consumo.

Este resultado indica un efecto bastante menor del desempleo sobre el crecimiento del consumo que el encontrado por Contreras et al. (2003). En efecto, estos autores encuentran que un aumento de 100 puntos base en la tasa de desempleo reduciría la tasa de crecimiento del consumo aproximadamente en 1 punto base. Es decir, cerca de tres veces más que lo que se encuentra en este trabajo. Las diferencias se pueden deber a que los autores utilizan un período muestral distinto y a que la variable de desempleo que consideran es un promedio móvil.

<sup>6</sup> La tasa de crecimiento promedio del consumo en el período muestral alcanzó a 1.5%.

<sup>7</sup> El coeficiente de correlación entre ambas variables es cercano a 0.5

<sup>8</sup> La variable DUR corresponde al número promedio de semanas en que una persona está desempleada. Los datos para construir esta variable provienen de la encuesta que realiza la Universidad de Chile, la cual abarca solo el Gran Santiago. Por lo mismo, constituye solo una proxy de la duración del desempleo a nivel nacional.

Que el desempleo deje de ser una variable significativa cuando se incluye una tasa de interés de largo plazo podría ser evidencia de que el desempleo es un indicador –imperfecto– de las expectativas respecto de la evolución futura del ingreso. Como se verá, esta es una de las hipótesis que pueden explicar la relación causal de desempleo a consumo. Si las expectativas de los hogares son también capturadas por la tasa de interés de largo plazo, entonces ambas variables pierden significancia estadística cuando se incluyen simultáneamente en la ecuación.<sup>7</sup>

Se testeó adicionalmente si la duración —más que el nivel— del desempleo, podría tener algún efecto sobre la trayectoria del consumo. La idea es que la duración del desempleo podría capturar mejor las expectativas de los hogares respecto a la evolución o la incertidumbre del ingreso futuro y, por lo tanto, podría ser una variable más robusta para explicar la evolución del consumo. Las especificaciones (11) y (12) reportan los resultados cuando se incluye la variable DUR, que mide la duración del desempleo en Santiago, en el modelo de corto plazo.<sup>8</sup> En ninguno de los dos casos esta variable resulta significativa para explicar la trayectoria del consumo. Más aún, el desempleo por sí solo sigue siendo una variable significativa, incluso cuando se incorpora la variable DUR.

Otra variable de importancia en la trayectoria de corto plazo del consumo es la tasa de interés de la política monetaria ( $TPM_t$ ). Esta variable entra en forma significativa y con el signo esperado en el modelo de corto plazo, cuando se rezaga tanto uno como dos períodos. La tasa de interés de largo plazo ( $PRC8_t$ ) es marginalmente significativa cuando se rezaga un período. Sin embargo, con dos o más períodos de rezago esta variable deja de tener importancia estadística sobre el consumo. La tasa de inflación no fue significativa en ninguna de las especificaciones del modelo donde se incluyó. Por lo mismo, estos resultados no se reportan.

Las dos variables *dummy* incluidas ( $D931$  y  $D932$ ) permiten capturar de mejor manera las fuertes fluctuaciones del consumo ocurridas en 1993. El primer trimestre de ese año el consumo cayó 8% (tasa anualizada), constituyendo la mayor caída de toda la muestra. El segundo trimestre del mismo año, esta variable creció más de 30% (tasa anualizada), constituyendo también una observación extrema o

*outlier*. Ambos *outliers* se producen por una caída puntual en el consumo habitual durante el primer trimestre de 1993.

Es importante señalar que la evidencia anterior apunta a que el desempleo puede tener un efecto sobre el consumo, que es independiente del impacto que podría tener sobre esta variable por medio de su efecto sobre el ingreso disponible contemporáneo. En efecto, la relación entre desempleo y consumo podría estar capturando simplemente algún efecto del ingreso sobre el consumo. Este sería el caso si el desempleo tuviera algún efecto causal sobre el ingreso y el crecimiento del consumo respondiera a variaciones en el ingreso. Sin embargo, en todas las especificaciones del modelo de corto plazo se controla indirectamente por el ingreso a través de la variable  $VC_t$ . Más aún, el

efecto negativo del desempleo sobre la tasa de crecimiento del consumo es robusto a la inclusión de rezagos en la tasa de crecimiento del ingreso disponible, y de la propia variable dependiente (cuadro 4, especificaciones (1) y (2)). Asimismo, si se considera una especificación alternativa con la tasa de crecimiento del ingreso y el desempleo contemporáneos, también se encuentra que este tiene un efecto negativo sobre el crecimiento del consumo (cuadro 4, especificaciones (3), (4) y (5)).<sup>9</sup> Más abajo se discuten las implicancias de este último resultado.

<sup>9</sup> La estimaciones de las especificaciones 3, 4 y 5 se efectuaron utilizando variables instrumentales. Para evitar los problemas asociados con la agregación temporal de los datos de consumo, se utilizaron instrumentos rezagados dos y tres periodos.

<b>CUADRO 4</b>					
<b>Especificaciones Alternativas para el Crecimiento del Consumo<sup>a</sup></b>					
<b>Variable Dependiente: <math>\Delta \ln C_t</math></b>					
	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>
<i>Cte.</i>	-0.028 (0.028)	-0.029 (0.047)	0.013** (0.003)	0.037** (0.014)	0.077** (0.021)
$VC_{-1}$	-0.296** (0.054)	-0.317** (0.094)			
$\Delta \ln C_{-1}$	-0.155 (0.101)	-0.153 (0.124)			
$\Delta \ln C_{-1}$		-0.079 (0.085)			
$\Delta \ln YD$			0.126 (0.101)	0.066 (0.100)	-0.08 (0.115)
$\Delta \ln YD_{-1}$	-0.091* (0.050)	-0.111 (0.080)			
$\Delta \ln YD_{-2}$		-0.025 (0.049)			
<i>U</i>				-0.296** (0.161)	-0.626** (0.188)
$U_{-1}$	-0.459** (0.192)	-0.507* (0.257)			
<i>TPM</i>					-0.228** (0.115)
$TPM_{-1}$	-0.220** (0.066)	-0.225** (0.079)			
R2	0.366	0.373	-0.038	0.080	0.216
R2 aj.	0.296	0.268	-0.060	0.040	0.167
DW	2.087	2.007	2.114	2.253	2.137

Nota: Errores estándar corregidos (Newey-West) entre paréntesis. \*\* (\*) indica que la variable es significativa con un 95% (90%) de confianza. <sup>a</sup>Especificaciones (3), (4) y (5) estimadas por MC2E. Instrumentos:  $\Delta \ln C_{-2}$ ,  $\Delta \ln C_{-3}$ ,  $\Delta \ln YD_{-2}$ ,  $\Delta \ln YD_{-3}$ ,  $TPM_{-2}$ ,  $TPM_{-3}$ ,  $U_{-2}$ ,  $U_{-3}$ .



#### IV. DESEMPLEO Y CONSUMO: DISCRIMINACIÓN DE HIPÓTESIS

En la sección anterior se mostró que el desempleo afecta la trayectoria de corto plazo del consumo, aun cuando se controla por otras variables, tales como el ingreso disponible y la tasa de interés. En esta sección se analizan tres posibles hipótesis que pueden explicar la relación observada entre el desempleo y la tasa de crecimiento del consumo. En primer término, se evalúa si el desempleo es un buen predictor del ingreso futuro y, por tanto, un indicador del ingreso permanente. Posteriormente, se indaga en la relación entre desempleo y volatilidad del ingreso disponible. De tener el desempleo un efecto sobre la volatilidad del ingreso, habría evidencia de que esta variable podría afectar el consumo por medio del motivo precautorio para ahorrar. Por último, se analiza si la propensión marginal a consumir depende de la fuente de ingreso de los hogares y de si el desempleo afecta la distribución funcional del ingreso.

##### 1. Desempleo e Ingreso Permanente

Uno de los problemas al evaluar el efecto del desempleo sobre el consumo, es que es difícil tener certeza con respecto a qué tipo de información extraen los agentes de los cambios en esta variable. Si la tasa de desempleo contiene información sobre la evolución futura del ingreso —que no esté contenida en el valor actual o en rezagos del ingreso disponible— entonces un cambio en el desempleo podría indicar, por ejemplo, un cambio en el ingreso permanente de los hogares.

Por lo tanto, si el consumo se determina tal como predice la teoría del ingreso permanente, y el desempleo tiene poder predictivo sobre el ingreso futuro, entonces los movimientos de la tasa de

desempleo pueden reflejar cambios en el ingreso permanente y por esa vía tener efectos estadísticos sobre el consumo. Para evaluar esta hipótesis se estimó una ecuación para el ingreso disponible y se testeó si los rezagos en la tasa de desempleo son estadísticamente significativos para explicar esta variable. La ecuación estimada es la siguiente:

$$\ln YD_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \ln YD_{t-i} + \gamma U_{t-1} + \delta W_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde  $W_t$  es un vector que contiene un conjunto de variables de control. Como variable dependiente se usaron alternativamente el logaritmo natural del ingreso disponible y la tasa de crecimiento del ingreso disponible (cuadro 5).

Como se desprende de los resultados, en ninguna de las especificaciones el desempleo rezagado tiene un efecto estadísticamente significativo sobre la evolución del ingreso disponible o de su tasa de crecimiento. Esto mismo sucede si en vez de uno, se incorporan más rezagos de la tasa de desempleo o se agregan otras variables de control.<sup>10</sup>

Estos resultados sugieren que no existe evidencia de que el desempleo contenga información respecto a la evolución futura del ingreso, adicional a la que contienen los propios rezagos del ingreso disponible. Por lo tanto, la evidencia no permite sostener la hipótesis de que un aumento de la tasa de desempleo refleje —en forma independiente— una caída del ingreso permanente y que mediante este mecanismo se explique la reducción de la tasa de crecimiento del consumo.

Es importante notar, además, que los resultados presentados en la sección III sugieren que el crecimiento del consumo puede ser predicho, ya sea por el mecanismo de corrección de errores o bien por el desempleo y la tasa de interés rezagados. Esto supone rechazar las implicancias del modelo IPER (Hall, 1978). Más aún, las estimaciones alternativas del crecimiento del consumo, que incluyen las variables explicativas en forma contemporánea (cuadro 4) indican que existen desviaciones respecto de los supuestos básicos de este modelo (Campbell y Mankiw, 1989; Acemoglu y Scott, 1994).<sup>11</sup> En efecto, el hecho de que el crecimiento del consumo responda al desempleo contemporáneo contradice la idea de que el consumo sigue un camino aleatorio

<sup>10</sup> La tasa de interés de largo plazo tampoco tiene un efecto estadísticamente significativo cuando se incluye con un solo rezago. Sin embargo, más rezagos de esta variable sí tienen efectos significativos sobre el ingreso disponible. Esto indica que existiría evidencia de que la tasa de interés de largo plazo ayuda a predecir la evolución futura del ingreso disponible.

<sup>11</sup> Tanto las estimaciones de la forma reducida para el crecimiento del consumo —el modelo de corrección de errores— como las estimaciones por variables instrumentales (cuadro 3) constituyen tests alternativos respecto de la validez de la hipótesis del IPER (Campbell y Mankiw, 1989).

CUADRO 5

## Desempleo y Proyección del Ingreso Disponible

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Variable dependiente:	ln YD					$\Delta$ ln YD				
<i>Cte.</i>	0.761** (0.326)	0.766** (0.329)	0.755** (0.372)	0.772** (0.321)	0.839** (0.338)	0.044 (0.028)	0.038 (0.042)	0.052 (0.037)	0.005 (0.049)	0.045 (0.044)
ln YD <sub>-1</sub>	0.829** (0.143)	0.828** (0.144)	0.828** (0.139)	0.829** (0.146)	0.828** (0.146)					
ln YD <sub>-2</sub>	-0.260 (0.185)	-0.262 (0.187)	-0.257 (0.208)	-0.259 (0.217)	-0.265 (0.191)					
ln YD <sub>-3</sub>	0.383** (0.143)	0.386** (0.144)	0.382** (0.149)	0.383** (0.156)	0.385** (0.146)					
$\Delta$ ln YD <sub>-1</sub>						-0.097 (0.145)	-0.097 (0.146)	-0.100 (0.131)	-0.098 (0.125)	-0.092 (0.150)
$\Delta$ ln YD <sub>-2</sub>						-0.350** (0.148)	-0.351** (0.150)	-0.340* (0.188)	-0.354* (0.190)	-0.349** (0.153)
<i>U</i> <sub>-1</sub>	-0.161 (0.348)	-0.041 (0.429)		-0.177 (0.346)	-0.116 (0.438)	-0.355 (0.351)	-0.307 (0.430)		-0.270 (0.321)	-0.372 (0.447)
<i>U</i> <sub>-2</sub>			-0.168 (0.398)					-0.440 (0.311)		
<i>TPM</i> <sub>-1</sub>		0.098 (0.201)	0.057 (0.237)		0.076 (0.204)		0.041 (0.209)	-0.014 (0.252)		0.023 (0.214)
<i>D931</i>				-0.05 (0.828)					0.249 (0.839)	
<i>D932</i>					-0.029 (0.032)					-0.021 (0.033)
<i>D932</i>					-0.023 (0.032)					-0.013 (0.033)
R <sup>2</sup>	0.981	0.981	0.981	0.981	0.981	0.122	0.123	0.130	0.126	0.134
R <sup>2</sup> aj.	0.979	0.979	0.979	0.978	0.978	0.064	0.043	0.051	0.046	0.010
DW	1.786	1.770	1.768	1.785	1.773	1.755	1.748	1.728	1.759	1.743
Test LM de Correlación Serial sobre los Residuos (Breusch-Godfrey):										
Estadígrafo F	0.185	0.102	0.078	0.200	0.254	0.313	0.473	0.540	0.399	0.449
prob H <sub>0</sub>	0.832	0.903	0.925	0.819	0.777	0.733	0.626	0.587	0.674	0.641
Test de Normalidad:										
Jarque-Bera	2.973	3.752	3.182	2.905	6.454 <sup>+</sup>	0.887	0.846	0.610	0.864	1.077
prob H <sub>0</sub>	0.226	0.153	0.204	0.234	0.040	0.642	0.655	0.737	0.649	0.584
Test de Heteroscedasticidad de White:										
Estadígrafo F	2.676 <sup>+</sup>	5.139 <sup>++</sup>	2.557 <sup>+</sup>	3.911 <sup>++</sup>	4.925 <sup>++</sup>	1.333	2.071 <sup>+</sup>	1.335	1.834	1.737
prob H <sub>0</sub>	0.012	0.000	0.018	0.000	0.000	0.252	0.041	0.255	0.074	0.090

Nota: Errores estándar corregidos (Newey-West) entre paréntesis. \*\* (\*) indica que la variable es significativa con un 95% (90%) de confianza. Las variables *D931* y *D932* toman el valor 1 el primer trimestre de 1993 y el segundo trimestre de ese año, respectivamente, y 0 el resto de los períodos. \*\*(\*) indica que se rechaza H<sub>0</sub> al 99% (95%).

tal como lo sugiere Hall (1978). En este caso, se puede rechazar la hipótesis del IPER, pero no sobre la base de un exceso de sensibilidad del consumo a cambios en el ingreso —el coeficiente que acompaña al crecimiento del ingreso disponible no es estadísticamente significativo—, sino por el poder predictivo del desempleo sobre el crecimiento del consumo.

## 2. Desempleo y Ahorro Precautorio

Uno de las implicancias del modelo IPER tal como lo formula Hall es que existe equivalencia cierta. Es decir, que el segundo momento del ingreso no afecta la trayectoria del consumo. Sin embargo, cuando no se cumplen los supuestos respecto de la función de utilidad que están detrás del modelo IPER, entonces la incertidumbre del ingreso futuro puede tener consecuencias sobre el consumo (Zeldes, 1989).

En particular, si existe un motivo precautorio para ahorrar entonces aumentos en la incertidumbre respecto del ingreso futuro hacen que los hogares reduzcan su consumo presente. De esta manera, acumulan los activos líquidos necesarios para enfrentar posibles períodos de caídas transitorias en el ingreso, sin necesidad de efectuar grandes ajustes en el consumo.

Cambios en la tasa de desempleo pueden afectar el consumo si es que este motivo precautorio está presente y además el desempleo indica cambios en la incertidumbre con respecto al ingreso futuro. Esto último se podría racionalizar de la siguiente manera: Un aumento de la tasa de desempleo está asociado, en general, a un aumento de la tasa de destrucción de empleos. Eso significa que la probabilidad de que un trabajador ocupado pierda su trabajo aumenta. Es decir, el nivel agregado de desempleo actual representa una medida de las expectativas con respecto a la probabilidad de desempleo futuro para un trabajador individual. Si no existen mercados

de seguros lo suficientemente desarrollados —i.e., no existe seguro de desempleo— la pérdida del empleo significa una caída transitoria del ingreso a niveles cercanos a cero. Por lo tanto, desde la perspectiva de un trabajador individual, la incertidumbre asociada a su ingreso aumenta, aun cuando el ingreso promedio no se vea afectado por el aumento de la tasa de desempleo.

Un problema para evaluar la existencia de motivo precautorio para ahorrar es que no es posible obtener soluciones cerradas para una función de consumo.<sup>12</sup> Por lo mismo, en este trabajo no se presenta una evaluación acabada de la existencia del motivo precautorio para ahorrar. Lo que se hace es simplemente establecer si el desempleo es un buen indicador de la incertidumbre con respecto al ingreso futuro a nivel agregado. Para ello, se efectúa una serie de regresiones con una medida de la incertidumbre del ingreso disponible como variable dependiente, y rezagos de la tasa de desempleo y otras variables de control al lado derecho. Como *proxy* de la incertidumbre del ingreso se utiliza una medida construida a partir de los residuos de la ecuación de ingresos (2). Esta *proxy* es simplemente el cuadrado de los residuos que se derivan al volver a estimar la ecuación (2) sin incluir la tasa de desempleo. Es decir, la medida de incertidumbre corresponde a la varianza condicional del ingreso disponible.<sup>13</sup>

Antes de discutir los resultados, es necesario destacar que los tests de heterocedasticidad sobre los residuos de la ecuación (2) presentados en el cuadro 5 permiten rechazar la hipótesis de que los mismos son homocedásticos. Lo mismo sucede para los residuos obtenidos al volver a estimar esta ecuación sin la variable desempleo (no reportados). Esto significa que efectivamente habría un cambio en la volatilidad del ingreso en la muestra, y por tanto tendría sentido estimar sus determinantes.

Como se desprende de los resultados de la estimación de la incertidumbre del ingreso disponible, el desempleo rezagado tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre esta variable. Este resultado es, además, robusto a una serie de cambios en la especificación del modelo, tales como la inclusión de otras variables de control y cambios en el número de rezagos en la tasa de desempleo (cuadro 6).

<sup>12</sup> Caballero (1990) deriva una expresión para la función de consumo que incorpora el motivo precautorio. Esta derivación, sin embargo, se basa en una función de utilidad particular.

<sup>13</sup> Nótese que esta medida de incertidumbre no corresponde a la incertidumbre que enfrentan los hogares en términos de la probabilidad de perder el empleo o de caídas transitorias en el ingreso familiar. No obstante, la volatilidad del ingreso agregado también incide en la incertidumbre general que enfrentan los hogares.

CUADRO 6

**Desempleo y Volatilidad del Ingreso Disponible**  
Variable Dependiente:  $RES^2$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Cte.</i>	0.027** (0.014)	0.028** (0.014)	0.027** (0.014)	0.026** (0.012)	0.030* (0.016)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.002)
$\ln YD_{-1}$	-0.007 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.006 (0.006)					
$\ln YD_{-2}$	0.013 (0.010)	0.013 (0.010)	0.011 (0.011)	0.013 (0.010)	0.013 (0.011)					
$\ln YD_{-3}$	-0.008 (0.009)	-0.008 (0.009)	-0.007 (0.009)	-0.008 (0.010)	-0.008 (0.010)					
$\Delta \ln YD_{-1}$						-0.005 (0.006)	-0.004 (0.007)	-0.005 (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.005 (0.007)
$\Delta \ln YD_{-2}$						0.010 (0.008)	0.010 (0.008)	0.010 (0.008)	0.011 (0.007)	0.010 (0.008)
$U_{-1}$	0.032** (0.011)	0.039** (0.018)		0.031* (0.017)	0.039* (0.019)	0.030** (0.012)		0.031* (0.017)	0.035** (0.017)	0.029* (0.017)
$U_{-2}$			0.039** (0.019)				0.031** (0.014)			
$TPM_{-1}$		0.007 (0.009)	0.009 (0.010)		0.007 (0.010)		0.004 (0.007)	0.001 (0.007)		0.001 (0.007)
$PRC8_{-1}$				0.003 (0.034)					0.016 (0.028)	
$D931$					-0.001* (0.000)					0.000 (0.000)
$D932$					-0.001** (0.000)					-0.001** (0.000)
$R^2$	0.158	0.168	0.155	0.152	0.178	0.118	0.111	0.117	0.129	0.127
$R^2$ aj.	0.081	0.071	0.057	0.053	0.037	0.059	0.031	0.037	0.050	0.002
DW	1.875	1.864	1.860	1.818	1.811	2.183	2.241	2.202	2.217	2.192

Nota: Errores estándar corregidos (Newey-West) entre paréntesis. \*\* (\*) indica que la variable es significativa con un 95% (90%) de confianza. La variable dependiente,  $RES^2$ , corresponde al residuo de la ecuación de ingreso correspondiente elevado al cuadrado. Las variables  $D931$  y  $D932$  toman el valor 1 el primer trimestre de 1993 y el segundo trimestre de ese año, respectivamente, y 0 el resto de los períodos.

La estimación punto del efecto del desempleo sobre la incertidumbre del ingreso indica que un aumento de 100 puntos base en la tasa de desempleo generaría un aumento de aproximadamente 30% en la volatilidad del ingreso disponible. Por lo tanto, esta evidencia indica que un aumento de la tasa del desempleo está asociado a un aumento importante de la incertidumbre del ingreso, y esta podría ser la explicación de la relación que se observa entre el desempleo y el crecimiento del consumo. Esto, además, sería coherente con la evidencia con datos de hogares que encuentran Butelmann y Gallegos, discutida más arriba.

Este punto, sin embargo, merece una discusión más detenida. En principio, un aumento de la incertidumbre en el ingreso debería reducir el ingreso corriente y aumentar el ahorro, pero no necesariamente debiese afectar el consumo futuro. Esto significa que la *pendiente* de la trayectoria del consumo debiese aumentar con un aumento en la incertidumbre. Sin embargo, los resultados de la sección III señalan que el desempleo tiene un efecto negativo sobre el crecimiento del consumo lo cual contradice la formulación más estándar del modelo de ahorro precautorio (Caballero, 1990). Carroll y Dunn (1997) explican esta aparente contradicción a

partir de un modelo  $S_s$  donde las hojas de balance de los hogares juegan un rol fundamental. En su modelo, los autores muestran que cuando la incertidumbre del ingreso aumenta, los hogares posponen sus decisiones de consumo hasta que sus hojas de balance mejoran. Esto último puede demorar varios períodos si previamente los niveles de endeudamiento eran incompatibles con los nuevos niveles de incertidumbre.<sup>14</sup>

En el caso chileno, se observa que efectivamente hubo un importante incremento en la incertidumbre del ingreso que coincidió con el fuerte aumento del desempleo ocurrido hacia fines de los noventa (gráfico 3). Si las hojas de balance no consideraban estos nuevos niveles de incertidumbre, el resultado del aumento del desempleo habría sido una reducción de la tasa de crecimiento del consumo con el fin de ajustar en el portafolio de los hogares a sus niveles óptimos dadas las nuevas condiciones. Un análisis más acabado de esta hipótesis requiere información detallada respecto a las hojas de balance de los hogares, no disponibles hasta ahora.

### 3. Desempleo, distribución funcional del ingreso y consumo

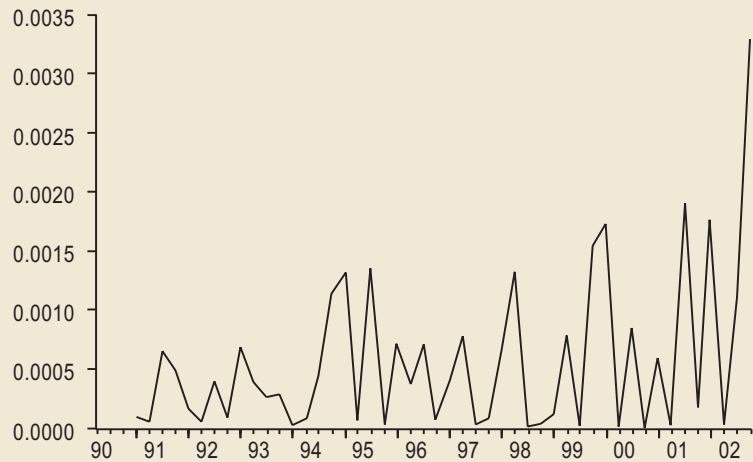
Una hipótesis alternativa a las anteriores, que podría relacionar el consumo con el desempleo, se basa en la idea de que distintos grupos sociales (p. ej. trabajadores y capitalistas) tienen distintas

<sup>14</sup> Si bien los autores consideran el caso del consumo de bienes durables, el análisis se puede extender a los bienes habituales. En la parte empírica de su trabajo, Carroll y Dunn encuentran que las expectativas con respecto al desempleo futuro afectan el consumo más allá de la información que estas expectativas reflejen con respecto a la evolución futura del ingreso. Además, y al igual que en este trabajo, los autores muestran que estas expectativas tienen un efecto negativo sobre el crecimiento del consumo habitual.

<sup>15</sup> Un resultado análogo se obtiene si dentro de cada hogar las personas tienen distinta propensión marginal a consumir dependiendo de cuál sea la fuente de sus ingresos.

GRÁFICO 3

#### Volatilidad del Ingreso Disponible (Residuo al Cuadrado de la Ecuación de Ingreso)



propensiones marginales a consumir (Kaldor, 1957; Kalecki, 1971). Si distintos grupos sociales tienen distintas propensiones marginales a consumir y además distintas fuentes de ingreso, entonces una redistribución del ingreso desde un grupo hacia otro podría afectar el consumo agregado. En particular, si la propensión marginal a consumir de los asalariados es más alta que la de los capitalistas, entonces un aumento del desempleo que reduzca la masa salarial reducirá el consumo agregado, aun cuando el ingreso agregado no cambie.<sup>15</sup>

Supongamos que las propensiones marginales a consumir de trabajadores y capitalistas vienen dadas por  $c^W$  y  $c^K$ , respectivamente. El ingreso de los trabajadores corresponde a la masa salarial,  $WL_t$ , mientras el ingreso de los capitalistas es el beneficio que obtienen de las empresas. Una función keynesiana de consumo agregado con dos tipos de hogares se puede expresar de la siguiente manera:

$$C_t = C \cdot N_t + c^K \cdot YD_t + (c^W - c^K) \cdot WL_t \quad (3)$$

donde  $YD_t$  es el ingreso disponible agregado y  $N_t$  es la población. Si bien esta especificación para la función de consumo no se deriva de primeros principios y no es del todo coherente con teorías modernas del consumo —que relaciona al consumo con la riqueza o el ingreso permanente de los hogares—, la evidencia presentada en la sección

anterior muestra que en el largo plazo el *nivel* del consumo está fuertemente correlacionado con el ingreso disponible.<sup>16</sup>

Si las propensiones a consumir son iguales, entonces el consumo agregado es función solo del ingreso disponible, y cambios en la distribución del ingreso no tienen un mayor efecto sobre esta variable. Sin embargo, si las propensiones marginales a consumir difieren, entonces cambios en la tasa de desempleo que afecten la participación relativa de la masa salarial en el ingreso agregado tendrán un impacto en el consumo en el largo plazo, aun cuando el ingreso agregado se mantenga constante.

Para testear la hipótesis anterior, se estimó nuevamente la relación de largo plazo entre el consumo y el ingreso disponible, esta vez incluyendo la masa salarial en el vector de

cointegración y expresando las variables en términos per cápita en vez de logaritmos. El vector de cointegración estimado es el siguiente:

$$Cpc_t = \beta_0 + \beta_1 YDpc_t + \beta_2 WLpc_t \quad (4)$$

donde  $Cpc_t$  es el consumo per cápita,  $YDpc_t$  es el ingreso disponible per cápita,  $WLpc_t$  es la masa salarial per cápita, y  $\beta_2 = c^W - c^K$ .

El cuadro 7 presenta los vectores de cointegración que se obtienen de estimar por el método de Johansen distintas especificaciones de un modelo de corrección de errores con el consumo, el ingreso

<sup>16</sup> Ver también los trabajos Bandiera et al. (2000) y Schmidt-Hebbel y Servén (2000) quienes muestran que una fracción importante de los hogares en Chile tendría restricciones de liquidez y ajustaría su consumo a las variaciones del ingreso disponible.

CUADRO 7

**Modelo de Largo Plazo**  
**Modelo a la Kaldor**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Vector de cointegración:												
$Cpc$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$YDpc$	-0.256 (0.06)	-0.330 (0.07)	-0.254 (0.06)	-0.475 (0.09)	-0.323 (0.06)	-0.487 (0.08)	-0.508 (0.09)	-0.734 (0.12)	-0.332 (0.06)	-0.315 (0.06)	-0.307 (0.06)	-0.320 (0.06)
$WLpc$	-0.674 (0.08)	-0.571 (0.09)	-0.649 (0.08)	-0.368 (0.11)	-0.572 (0.08)	-0.345 (0.11)	-0.298 (0.11)	-0.005 (0.15)	-0.560 (0.09)	-0.582 (0.09)	-0.594 (0.09)	-0.579 (0.09)
Tests de cointegración												
$H_0$ : N° VCs												
Test de la Trazo												
Ningún VC	54.13**	50.16**	57.67**	53.51**	57.37**	53.15**	57.59**	56.16**	59.14**	56.82**	60.26**	58.30**
A lo más 1	21.13**	21.91**	28.32**	28.22**	23.80**	23.85**	27.91**	27.81**	25.65**	22.25**	28.45**	26.33**
A lo más 2	2.865	3.168	7.189**	8.727**	3.634	3.968*	7.866**	9.882**	4.258*	4.970*	8.962**	6.030*
Test de Máxima Verosimilitud												
Ningún VC	33.00**	28.25**	29.35**	25.29*	33.57**	29.30**	29.68**	28.34**	33.49**	34.57**	31.82**	31.97**
A lo más 1	18.26*	18.74**	21.13**	19.49**	20.16*	19.88*	20.04**	17.93*	21.39**	17.28*	19.48*	20.30**
A lo más 2	2.865	3.168	7.189**	8.727**	3.634	3.968*	7.866**	9.882**	4.258*	4.970*	8.962**	6.030*
Vect. coint. restringido												
$H_0$ : $\beta_2 = 0$												
Estad. LR	8.736**	3.857*	4.626*	0.741	5.050*	0.911	0.648	0.000	4.148*	6.443*	5.245*	4.831*
prob. $H_0$	0.003	0.050	0.032	0.389	0.025	0.340	0.421	0.992	0.042	0.011	0.022	0.028
Nota: ** (*) indica que se rechaza la $H_0$ con un 99% (95%) de confianza. Vector de cointegración restringido corresponde al modelo de largo plazo suponiendo que el parámetro $\beta_2 = 0$ .												

disponible y la masa salarial. El cuadro también presenta los respectivos tests de cointegración, y un test de restricción de parámetros donde se evalúa la hipótesis:  $\beta_2 = 0$ .

En la mayoría de las especificaciones del modelo, el resultado de este test indica que se puede rechazar la hipótesis de que  $\beta_2 = 0$  a los niveles tradicionales de confianza. Es decir, existe evidencia de que en el

largo plazo las propensiones marginales a consumir son distintas. Además, de acuerdo con los coeficientes estimados, la propensión marginal a consumir asociada con la masa salarial sería mayor que la propensión marginal a consumir de los capitalistas.

Para evaluar si el desempleo afecta la distribución funcional del ingreso, se estimó una ecuación para la participación de la masa salarial en el ingreso disponible ( $PRTL_t$ ) (cuadro 8). En este caso, la tasa de desempleo tiene el signo esperado (negativo) y afecta en forma estadísticamente significativa la distribución funcional del ingreso.<sup>17</sup> Sin embargo, este efecto no es robusto a cambios en la especificación de la ecuación. En particular, el desempleo deja de tener

<sup>17</sup> Este resultado es coherente con los resultados de Cowan y De Gregorio (1996), quienes señalan que el retroceso de la distribución de ingresos monetarios ocurrido en Chile entre 1992 y 1994 se debe en gran medida a los cambios ocurridos en el mercado laboral relacionados con el ciclo económico.

CUADRO 8

**Desempleo y Distribución Funcional del Ingreso**  
Variable Dependiente: *PRTL*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Cte.</i>	0.394** (0.073)	0.418** (0.075)	0.575** (0.098)	0.602** (0.112)	0.389** (0.069)	0.574** (0.131)	0.604** (0.095)
<i>PRTL</i> <sub>-1</sub>	0.519* (0.090)	0.389* (0.112)	0.410* (0.107)	0.455* (0.138)	0.513* (0.112)	0.235 (0.154)	0.364* (0.093)
<i>ln YDpc</i>	0.052* (0.020)	0.056* (0.023)	0.096** (0.027)	0.103* (0.032)	0.039 (0.074)	-0.045 (0.098)	0.105* (0.024)
<i>U</i>	-0.428 (0.248)	0.068 (0.411)	-0.734* (0.243)	-1.061 (0.595)	-0.406 (0.248)	-0.498 (0.416)	-0.619 (0.223)
<i>TPM</i>		0.427* (0.206)		-0.226 (0.308)		0.246 (0.219)	
<i>IGPAR</i>			-0.001** (0.000)	-0.001* (0.000)		-0.001* (0.000)	-0.001** (0.000)
<i>INFL</i>					-0.033 (0.199)	-0.422 (0.236)	
<i>D941</i>							0.085** (0.007)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.452	0.442	0.416	0.373	0.475	0.454	0.566
<i>R</i> <sup>2</sup> Aj.	0.416	0.391	0.362	0.300	0.427	0.376	0.515
Test LM de correlación serial (Breusch-Godfrey)							
Obs* <i>R</i> <sup>2</sup>	3.155	1.911	3.140	3.431	2.756	3.793	2.555
prob <i>H</i> <sub>0</sub>	0.206	0.385	0.208	0.180	0.252	0.150	0.279
Test de Normalidad							
Jarque-Bera	4.236	2.911	12.378**	10.943**	4.475	17.487**	0.453
prob <i>H</i> <sub>0</sub>	0.120	0.233	0.002	0.004	0.107	0.000	0.797
Test de Heteroscedasticidad de White							
Estadígrafo <i>F</i>	0.613	0.798	0.503	0.538	1.117	4.272**	0.802
prob <i>H</i> <sub>0</sub>	0.719	0.608	0.847	0.852	0.373	0.000	0.617

Nota: La variable dependiente, *PRTL*, corresponde a la razón entre la masa salarial y el ingreso disponible del sector privado. Estimado por MC2E. Instrumentos: *PRTL*<sub>-1</sub>, *ln YDpc*<sub>-1</sub>, *U*<sub>-1</sub>, *TPM*<sub>-1</sub>, *IGPAR*<sub>-1</sub>, *INFL*<sub>-1</sub>, *D941*. La variable *D941* toma el valor 1 el primer trimestre de 1994 y 0 el resto de los periodos. Errores estándar corregidos (Newey-West) entre paréntesis. \*\* (\*) indica que la variable es significativa con un 95% (90%) de confianza. \*\*(\*) indica que se rechaza *H*<sub>0</sub> al 99% (95%).

un impacto estadísticamente significativo sobre la distribución funcional del ingreso cuando se incorpora o bien la tasa de interés de política o bien la tasa de inflación. Esto podría estar señalando que los cambios en la distribución funcional del ingreso obedecen más que nada al ciclo económico, y no necesariamente al desempleo per se.<sup>18</sup>

Los dos resultados anteriores permiten sostener —aunque de manera débil dado lo poco robusto de los mismos— que el desempleo afecta el consumo en la medida en que cambia la participación relativa de la masa salarial dentro del ingreso agregado. Esto ocurre incluso si el ingreso agregado no se ve modificado cuando varía la tasa de desempleo. Es importante señalar, además, que estos resultados indican que el desempleo tendría un efecto sobre el consumo no solo en el corto plazo sino también en el largo plazo. Esto podría explicar el que no se pueda descartar que la tasa de desempleo esté cointegrada con el consumo y el ingreso disponible, tal como se mencionó antes.

Otros resultados interesantes en esta estimación son los siguientes: como es de esperarse, el IGPA real ( $IGPA_r$ ) entra con signo negativo y es significativo en cada una de las especificaciones donde se incluye. Este resultado es bastante intuitivo toda vez que esta variable refleja el resultado de las empresas y tiende a aumentar el ingreso disponible sin necesariamente afectar la masa salarial. Asimismo, el nivel del ingreso disponible per cápita ( $YDpc$ ) se relaciona positivamente con la participación de la masa salarial en el ingreso. Este resultado podría reflejar un movimiento a lo largo del tramo con pendiente negativa de la curva de Kuznets (1955), donde los aumentos del ingreso tienden a estar relacionados con una menor desigualdad de la distribución del ingreso. Este resultado, sin embargo, no es completamente robusto. Finalmente, tanto la inflación como la tasa de interés de política aparecen como variables poco robustas para explicar la distribución funcional del ingreso.

## V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Los resultados de distintas estimaciones de un modelo de corrección de errores para el consumo agregado en Chile, muestran que el desempleo posee un efecto estadísticamente significativo sobre el crecimiento del consumo, el cual se encuentra aun

controlando por la evolución del ingreso disponible. Estos resultados señalan que un aumento de 100 puntos base en la tasa de desempleo produce una reducción transitoria del crecimiento del consumo de entre 20 y 35%. Es decir, su tasa de crecimiento trimestral pasa de 1.5% —promedio muestral— a entre 1.12 y 1.26%. Además, dado el coeficiente de ajuste del consumo a su nivel de largo plazo, un 80% de esta reducción se corrige al cabo de dos años. Este efecto, si bien coherente con los resultados encontrados previamente por Contreras et al. (2003), es algo menor en magnitud a lo reportado por estos autores.

Junto con presentar estas nuevas estimaciones del efecto de corto plazo del desempleo sobre el consumo agregado en Chile, este artículo también busca establecer los posibles mecanismos que expliquen dicha relación. Para ello, se investigan tres hipótesis. En primer lugar se evalúa si el desempleo es un buen predictor de la evolución futura del ingreso disponible de los hogares. Si este fuera el caso, entonces un aumento del desempleo podría señalar una caída del ingreso permanente de las familias y, por lo tanto, afectaría negativamente su consumo. En segundo lugar se establece si el desempleo es un buen indicador de la volatilidad de los ingresos. En este caso, si los hogares ahorran como una manera de enfrentar períodos de caídas transitorias de su ingreso (ahorro precautorio), un aumento del desempleo podría llevar a las familias a aumentar su ahorro presente y reducir su consumo. Finalmente, se analiza la hipótesis de Kaldor (1957) que relaciona desempleo y consumo a través del efecto de la primera variable sobre la distribución del ingreso.

Los resultados indican que el desempleo no es un buen predictor del ingreso disponible futuro, pero sí afecta la incertidumbre respecto de esta variable. Además, existe evidencia de que las implicancias de la hipótesis del ingreso permanente con expectativas racionales no se cumplen en el caso chileno. En particular, el consumo no puede ser modelado como un paseo aleatorio y su crecimiento puede ser predicho, entre otras variables, por el desempleo.

<sup>18</sup> Dadas la fuerza laboral y la tasa de participación, para que la participación de la masa salarial en el ingreso disponible no cambie con un aumento en el desempleo se tiene que dar o bien un aumento del salario promedio o una caída de las utilidades.



El hecho de que el desempleo haga más incierto el ingreso futuro, sugiere que la relación entre desempleo y consumo que se observa en el corto plazo se puede explicar por el motivo precautorio para ahorrar. Sin embargo, para que esta explicación sea compatible con la evidencia de que el desempleo tiene un impacto negativo sobre el crecimiento del consumo, se requiere que el efecto de la incertidumbre se deje sentir por varios períodos. Este sería el caso, por ejemplo, si en determinados momentos las hojas de balance de los hogares fuesen incoherentes con grandes aumentos de los niveles de incertidumbre. En tal escenario, los hogares pospondrían sus decisiones de consumo hasta que sus hojas de balance mejoraran, lo cual puede demorar varios períodos. Un estudio más acabado de esta hipótesis requiere información detallada a nivel de hogares con datos de sus hojas de balance, lo cual hasta ahora no está disponible para el caso chileno. Además de este resultado, también existe evidencia —aunque débil— de que la propensión marginal a consumir depende en el largo plazo de la fuente de ingresos —siendo más alta la propensión marginal a consumir parte de la masa salarial que parte de los beneficios empresariales—, y de que el desempleo afecta la distribución funcional del ingreso. Por lo tanto, un mayor desempleo, al reducir la proporción de la masa salarial, tendría algún impacto negativo sobre el consumo, aun cuando el ingreso agregado se mantuviera constante.

Un tema interesante a tratar en futuras investigaciones es la relación entre desempleo y restricciones de crédito. Se podría argumentar que cuando la tasa de desempleo sube, el riesgo del crédito aumenta, y por lo tanto se reduce la oferta de fondos prestables. En otras palabras, las restricciones al crédito se hacen activas cuando las condiciones en el mercado laboral son desfavorables. Esta podría ser una razón adicional para explicar la relación negativa que se observa entre desempleo y consumo.<sup>19</sup>

Por último, es importante mencionar que la relación entre desempleo e incertidumbre, y sus consecuencias sobre el consumo, tiene importantes implicancias de

política. En efecto, políticas que tiendan a completar mercados y que reduzcan los riesgos de estar desempleado —i.e., seguro de desempleo— podrían no solo generar aumentos de bienestar al permitir diversificar riesgos, sino además podrían contribuir a suavizar el ciclo económico.

## REFERENCIAS

- Acemoglu, D. y A. Scott (1994). “Consumer Confidence and Rational Expectation: Are Agents’ Beliefs Consistent with the Theory?” *The Economic Journal* 104(422): 1-19.
- Bandiera, O., G. Caprio, P. Honohan y F. Schiantarelli (2000). “Does Financial Reform Raise or Reduce Saving?” *Review of Economics and Statistics* 82(2): 239-63.
- Bennett, H., N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel (2000). “Estudio del Ahorro Agregado por Agentes Económicos en Chile.” Documento de Trabajo N°85. Banco Central de Chile.
- Bravo F. y C. García (2003). “Política Monetaria, Consumo, Inversión y Desempleo.” Mimeo. Banco Central de Chile.
- Browning M y A. Lusardi (1996). “Household Saving: Micro Theories and Micro Facts.” *Journal of Economic Literature* 34(4): 1797-855.
- Butelmann A. y F. Gallego (2000). “Ahorro de los Hogares en Chile: Evidencia Microeconómica.” *Economía Chilena* 3(1): 5-24.
- Butelmann, A y F. Gallego (2001a). “Households Saving in Chile (1988 y 1997).” *Cuadernos de Economía* 38(113): 3-48.
- Butelmann, A y F. Gallego (2001b). “Estimaciones de los Determinantes del Ahorro Voluntario de los Hogares en Chile.” En *Análisis Empírico de Ahorro en Chile*, editado por F. Morandé y R. Vergara. Santiago, Chile: Banco Central de Chile.
- Caballero, R. (1990). “Consumption Puzzles and Precautionary Savings.” *Journal of Monetary Economics* 25: 1249-74 .
- Campbell, J. y N.G. Mankiw (1989). “Consumption, Income, and Interest Rate: Reinterpreting the Times Series Evidence.” En *NBER Macroeconomics Annual*, editado por O. Blanchard y S. Fischer. Cambridge, MIT Press.
- Carroll, C. (1992). “The Buffer-stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence.” *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 61-156.
- Carroll, C. y W. Dunn (1997). “Unemployment Expectation, Jumping (S,s) Triggers, and Household Balance Sheets.” En *NBER Macroeconomics Annual*, editado por B. Bernanke y J. Rotemberg. Cambridge, MA: MIT Press.

<sup>19</sup> Evidencia preliminar, sin embargo, muestra que la relación causal va desde crédito al sector privado a desempleo y no viceversa.

- Carroll, C., K. Dynan y S. Krane (1999). "Unemployment Risk and Precautionary Wealth: Evidence from Households' Balance Sheets." Finance and Economics Discussion Series N°1999-15, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Carroll, C. y A. Samwick (1997). "The Nature of Precautionary Saving." *Journal of Monetary Economics* 40(1): 41-72.
- Carroll, C. y A. Samwick (1998). "How Important is Precautionary Saving?" *Review of Economics and Statistics* 80(3): 410-419.
- Contreras, G., F. Liendo e I. Magendzo (2003). "Series Trimestrales de Consumo de Bienes Habituales, Durables y Variación de Existencias." Minuta GAM2003-17. División de Estudios, Banco Central de Chile.
- Contreras, G. e I. Magendzo (2003). "Construcción de la Serie Trimestral de Ingreso Disponible." Minuta GAM2003-29. División de Estudios, Banco Central de Chile.
- Cowan, K. y J. De Gregorio (1996). "Distribución y Pobreza en Chile: ¿Estamos Mal? ¿Ha Habido Progresos? ¿Hemos Retrocedido?" *Estudios Públicos* 64: 26-56.
- Davison, J., D. Hendry, F. Srba y S. Yeo (1978). "Econometric Modelling of the Aggregate Time-series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom." *The Economic Journal* 88(352): 661-92.
- Dynan, K. (1993). "How Prudent are Consumers?" *Journal of Political Economy* 101(6): 1104-13.
- Engen, E. y J. Gruber (2001) "Unemployment Insurance and Precautionary Savings." *Journal of Monetary Economics* 47(3): 545-579.
- Guiso, L., T. Jappelli y D. Terlizzese (1992). "Earnings Uncertainty and Precautionary Saving." *Journal of Monetary Economics* 30: 307-37.
- Hall, R. (1978). "Stochastic Implications of the Life-time Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence." *Journal of Political Economy* 86: 971-87.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models." *Econometrica* 59: 1551-80.
- Kaldor, N. (1957). "A Model of Economic Growth." *Economic Journal* 67: 591-624.
- Kalecki, M. (1971). *Selected Essays in the Dynamics of the Capitalist Economy*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality." *American Economic Review* 45(1): 1-28.
- Lusardi, A. (1997). "Precautionary Saving and Subjective Earnings Variance." *Economic Letters* 57: 319-26.
- Lusardi, A. (1998). "On the Importance of Precautionary Saving Motive." *American Economic Review* 88(2): 449-453.
- Malley, J. y T. Moutos (1996). "Unemployment and Consumption." *Oxford Economic Papers* 48(4): 584-600.
- Schmidt-Hebbel, K. y L. Servén (2000). "Policy Shifts and External Shocks in Chile under Rational Expectations." Mimeo. Banco Central de Chile.
- Zeldes, S. (1989). "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation." *Journal of Political Economy* 97: 305-46.

**APÉNDICE****Descripción de los Datos**

<b>Variable</b>	<b>Descripción</b>	<b>Fuente</b>
<i>InC</i>	Logaritmo natural del consumo real de bienes habituales (desestacionalizado)	Contreras et al. (2003)
<i>Cpc</i>	Consumo real de bienes habituales per cápita (desestacionalizado)	Contreras et al. (2003) y datos de población del Instituto Nacional de Estadísticas (INE)
<i>InYD</i>	Logaritmo natural del ingreso disponible real del sector privado (desestacionalizado)	Contreras y Magendzo (2003)
<i>YDpc</i>	Ingreso disponible real del sector privado per cápita (desestacionalizado)	Contreras y Magendzo (2003) y datos de población del INE
<i>WLpc</i>	Masa salarial real per cápita (salarios reales empleo/población)	Instituto Nacional de Estadísticas (INE)
<i>U</i>	Tasa de desempleo	Instituto Nacional de Estadísticas (INE)
<i>DUR</i>	Duración del desempleo en el Gran Santiago	Dpto. Economía, U. de Chile
<i>TPM</i>	Tasa de política monetaria	Banco Central
<i>PRC8</i>	Tasa pagaré Banco Central reajutable a 8 años	Banco Central
<i>IGPAr</i>	Índice General de Precios de Acciones (IGPA) deflactado por el Índice de Precios al Consumidor	Elaboración propia basada en datos publicados por el Banco Central
<i>INF</i>	Variación trimestral del Índice de Precios al Consumidor	Elaboración propia basada en datos publicados por el Banco Central

# 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.<sup>1</sup>

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.

<sup>1</sup> 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.<sup>2</sup> 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.<sup>3</sup> 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.

<sup>2</sup> 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.

<sup>3</sup> 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,<sup>4</sup> 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.<sup>5</sup>

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

<sup>4</sup> 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".

<sup>5</sup> 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.<sup>6</sup> 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.<sup>7</sup> 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  $\gamma_i$  y  $\lambda_i$  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.<sup>8</sup> 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 ( $\eta_{it}$ ), 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

<sup>6</sup> 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.

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

<sup>8</sup> 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).<sup>9</sup>

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

<sup>9</sup> 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.<sup>10</sup> 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,  $\beta_i$  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,  $\alpha_{ia}$  representa el efecto edad,  $\gamma_{ic}$  el efecto cohorte,  $\psi_{it}$  el efecto tiempo y  $U_{ic}(t)$  es un término de error que representa características no observables determinantes del ingreso.<sup>11</sup>

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,  $\varepsilon_{ct}$  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  $\sigma_\varepsilon^2$  la varianza del componente de *ruido blanco*  $\varepsilon_{ct}$ ,  $\sigma_v^2$  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

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

<sup>11</sup> 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).<sup>12</sup> 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  $COV_0^\tau$ ). Las autocovarianzas teóricas para los procesos puros en cada caso se explicitan en Granados (2002).

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

<sup>12</sup> 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  $a_2=m_1=m_2=0$ .

<sup>13</sup> Ver Granados (2002) para el detalle de la estimación GMM utilizada.

<sup>14</sup> Encuesta trimestral del Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.

<sup>15</sup> 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.

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

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

Volviendo al caso general, para estimar los parámetros  $\sigma_\varepsilon^2$ ,  $\sigma_v^2$ ,  $a_1$ ,  $a_2$ ,  $m_1$ , y  $m_2$  se utiliza el método generalizado de momentos (GMM), minimizando la distancia entre las autocovarianzas teóricas y empíricas.<sup>13</sup>

### 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.),<sup>14</sup> para conocer los ingresos percibidos por la población chilena.<sup>15</sup> 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.<sup>16</sup>

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.<sup>17</sup>

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.<sup>18</sup> 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.<sup>19</sup> 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.

<sup>16</sup> Para detalles, ver Granados (2002).

<sup>17</sup> Para los detalles de la homologación, ver Granados (2002).

<sup>18</sup> 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.

<sup>19</sup> 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.<sup>20</sup>

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.<sup>21</sup>

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*.<sup>22</sup> 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.<sup>23</sup>

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.<sup>24</sup> 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.<sup>25</sup> 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

<sup>20</sup> 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.

<sup>21</sup> 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.

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

<sup>23</sup> Para una explicación detallada, consultar Granados (2002).

<sup>24</sup> 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.

<sup>25</sup> 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.<sup>26</sup>

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).

<sup>26</sup> 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.	<b>128.77</b>	<b>133.63</b>	<b>154.26</b>	<b>163.84</b>	<b>176.32</b>	<b>194.95</b>	<b>207.80</b>	<b>217.39</b>
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.	<b>2.03</b>	<b>2.00</b>	<b>1.96</b>	<b>1.93</b>	<b>1.87</b>	<b>1.86</b>	<b>1.81</b>	<b>1.80</b>
Tamaño del hogar (N° personas)								
media	4.11	4.07	4.03	3.99	3.90	3.88	3.81	3.77
desv. est.	<b>2.03</b>	<b>2.00</b>	<b>1.96</b>	<b>1.93</b>	<b>1.87</b>	<b>1.86</b>	<b>1.81</b>	<b>1.80</b>
Menores 15 años (N° personas)								
media	1.23	1.21	1.19	1.18	1.13	1.12	1.07	1.06
desv. est.	<b>1.30</b>	<b>1.29</b>	<b>1.27</b>	<b>1.25</b>	<b>1.21</b>	<b>1.19</b>	<b>1.16</b>	<b>1.15</b>
Ocupados en el hogar (N°)								
media	1.41	1.40	1.44	1.46	1.41	1.41	1.41	1.37
desv. est.	<b>0.98</b>	<b>0.99</b>	<b>0.99</b>	<b>1.00</b>	<b>0.95</b>	<b>0.93</b>	<b>0.92</b>	<b>0.91</b>
Género del jefe de hogar								
% Mujeres	21.8	22.7	22.8	23.5	23.2	20.8	21.1	22.1
desv. est.	<b>0.41</b>	<b>0.41</b>	<b>0.41</b>	<b>0.42</b>	<b>0.42</b>	<b>0.40</b>	<b>0.41</b>	<b>0.41</b>
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.	<b>0.44</b>	<b>0.44</b>	<b>0.44</b>	<b>0.44</b>	<b>0.44</b>	<b>0.44</b>	<b>0.44</b>	<b>0.45</b>
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.	<b>0.41</b>	<b>0.41</b>	<b>0.41</b>	<b>0.42</b>	<b>0.42</b>	<b>0.40</b>	<b>0.41</b>	<b>0.41</b>



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.<sup>27</sup> 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.<sup>28</sup>

## 1. Función de Ingreso

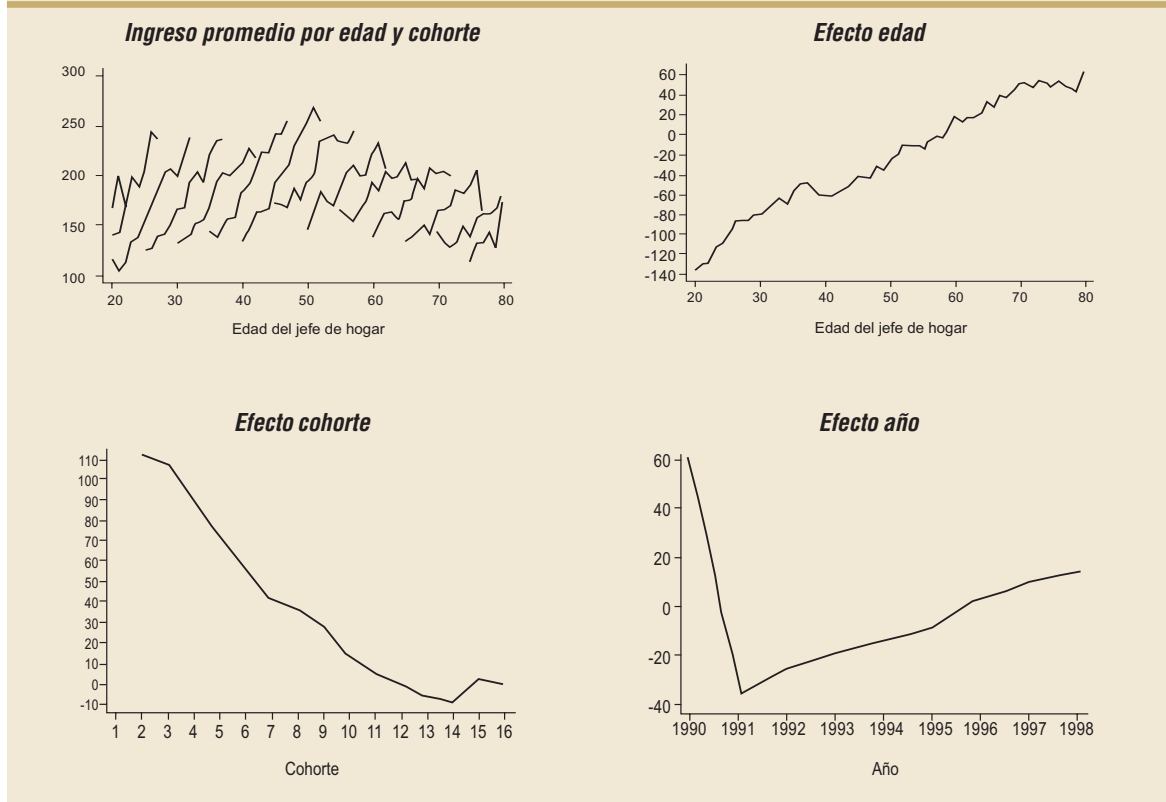
A continuación se discuten los resultados obtenidos para la estimación de (2) usando mínimos cuadrados ordinarios y errores robustos, que se muestran gráficamente en el gráfico 1. Los resultados de la regresión se presentan en el anexo 1. El test-F permite rechazar la hipótesis de que los parámetros 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.

<sup>27</sup> 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.

<sup>28</sup> 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.<sup>29</sup>

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.

<sup>29</sup> 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.

<sup>30</sup> 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<sup>a</sup>

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 familia<sup>30</sup>. 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*<sup>31</sup> 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.

<sup>31</sup> 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).

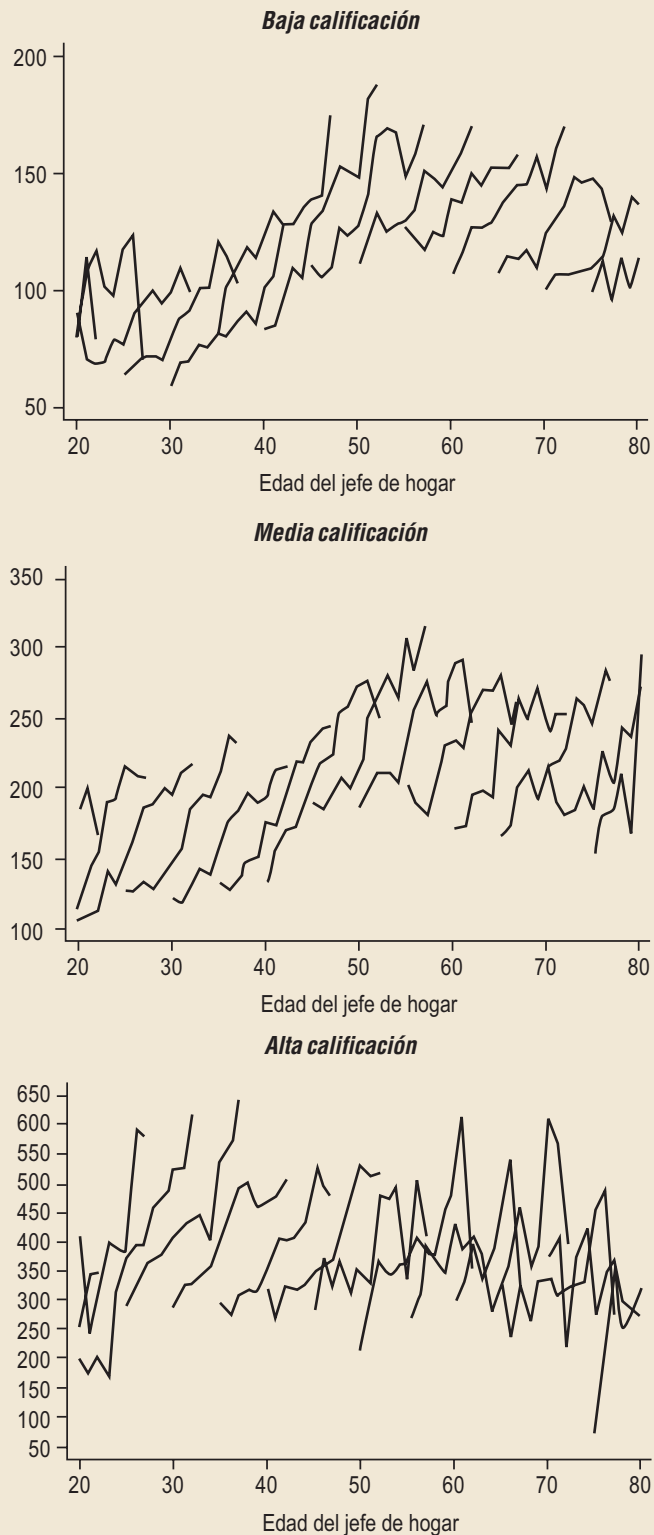
Para alta calificación, los coeficientes estimados son estadísticamente significativos, excepto para todas las *dummies* de edad, la cohorte nacida entre 1921 y 1925 (cohorte 13) y la *dummy* correspondiente al año 1996 (cuadro 4).

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<sup>a</sup>

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, \$177,066<sup>32</sup> y \$366,251<sup>33</sup> 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).

<sup>32</sup> 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.

<sup>33</sup> 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).

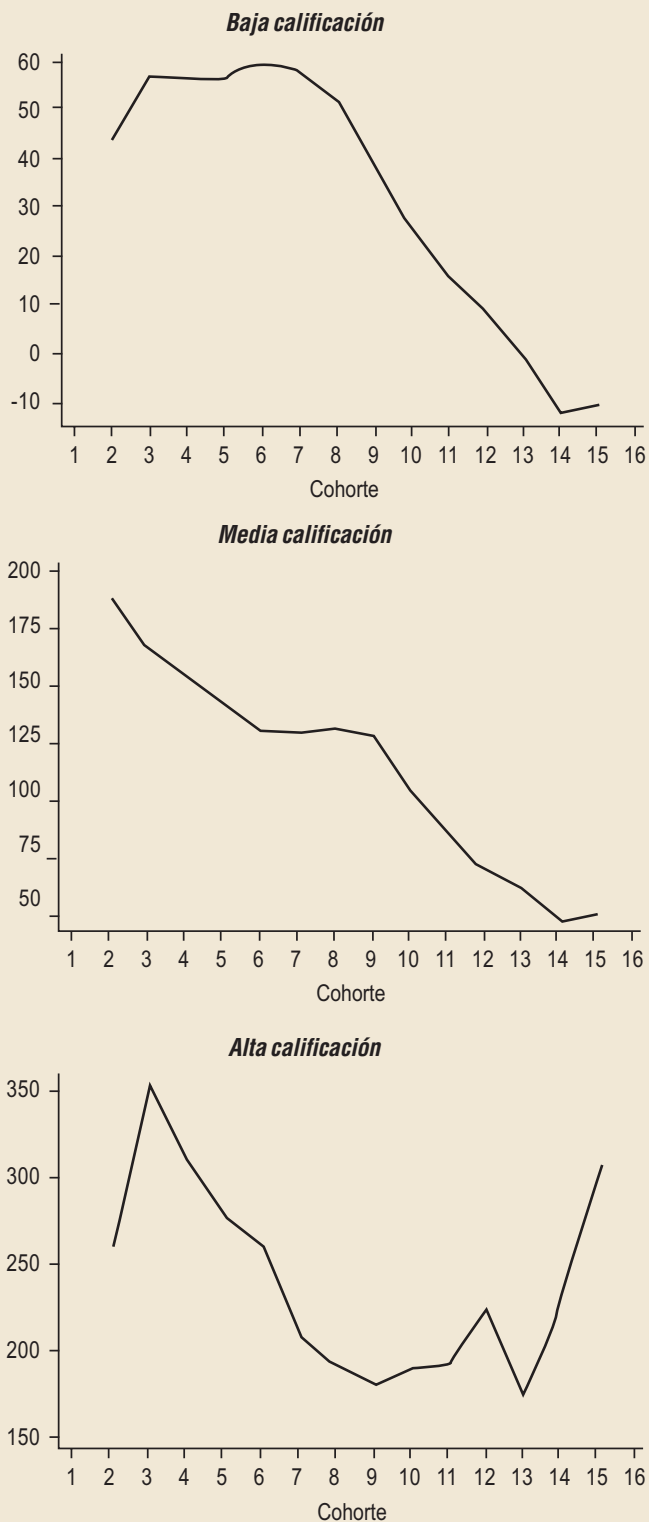
El cuadro muestra que a medida que aumenta la calificación, el efecto tamaño del hogar dismi-

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 \$346,462<sup>34</sup> 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.<sup>35</sup>

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

<sup>34</sup> 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.

<sup>35</sup> 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.

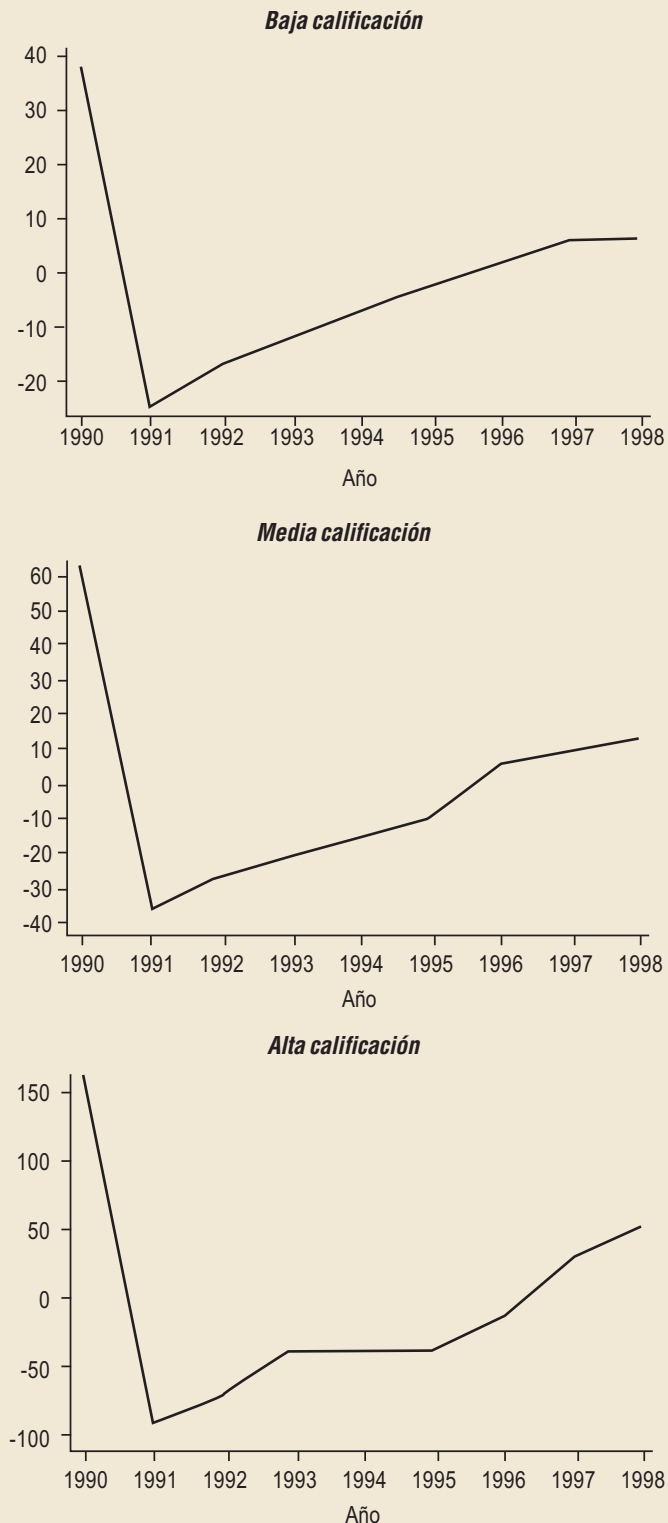
En el análisis de ingreso por nivel educacional del jefe de hogar, observamos que la estimación de ingreso medio y de ingreso individual arrojan resultados similares para sus homólogos educacionales. Sin embargo, para alta calificación, un polinomio de segundo grado en la edad es el que mejor explica 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<sup>a</sup>**

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 <sup>2</sup>	-2,381 (0.011)	-5,971 (0.000)	-106 (0.046)
edad <sup>3</sup>	48.1097 (0.015)	115.3133 (0.001)	-
edad <sup>4</sup>	-0.4396 (0.028)	-1.0500 (0.006)	-
edad <sup>5</sup>	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.<sup>36</sup>

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,<sup>37</sup> 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

<sup>36</sup> 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.

<sup>37</sup> 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).

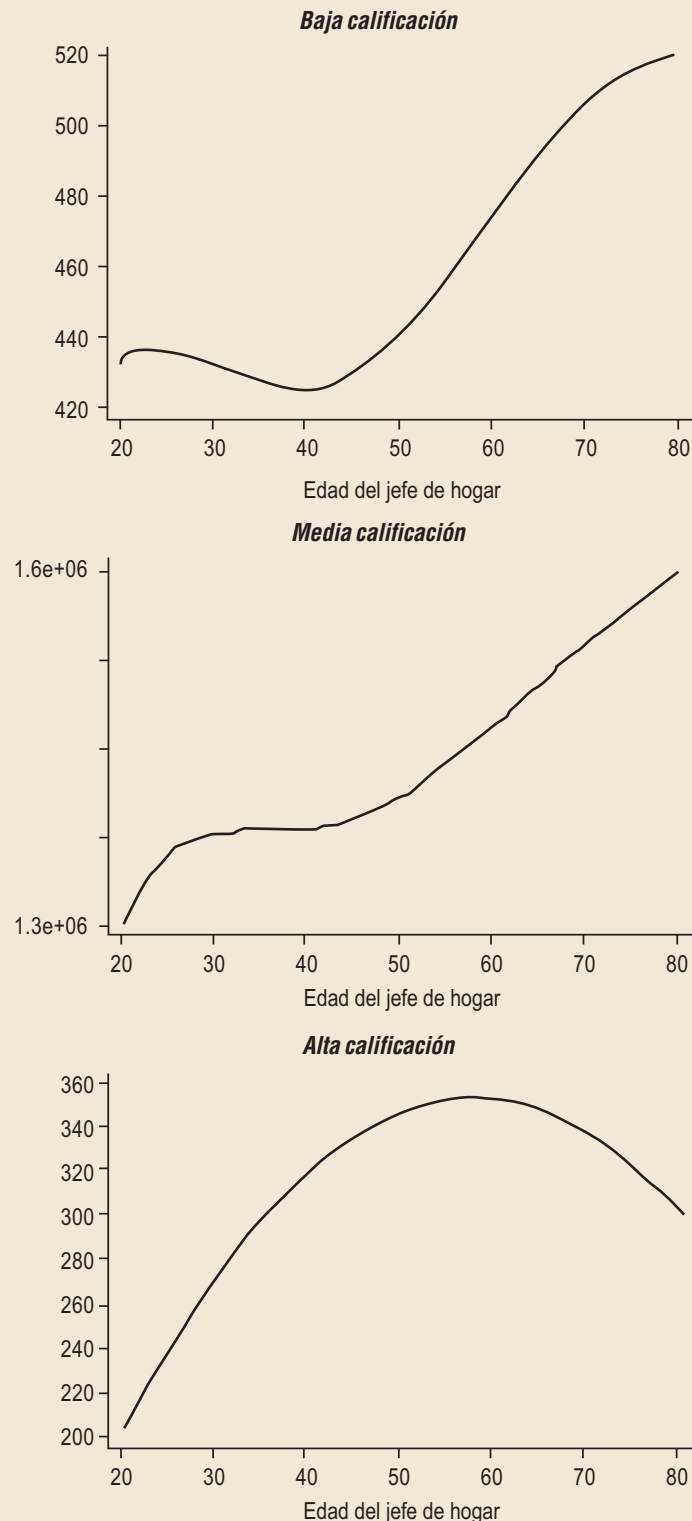
No se consideró el *shock* puramente transitorio (es decir,  $v_{ct}=0$ ), ya que, como se discutirá más adelante, los parámetros estimados no fueron robustos para ninguna de las parametrizaciones definidas. Los parámetros estimados no convergieron a valores estables ante diferentes puntos de partida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

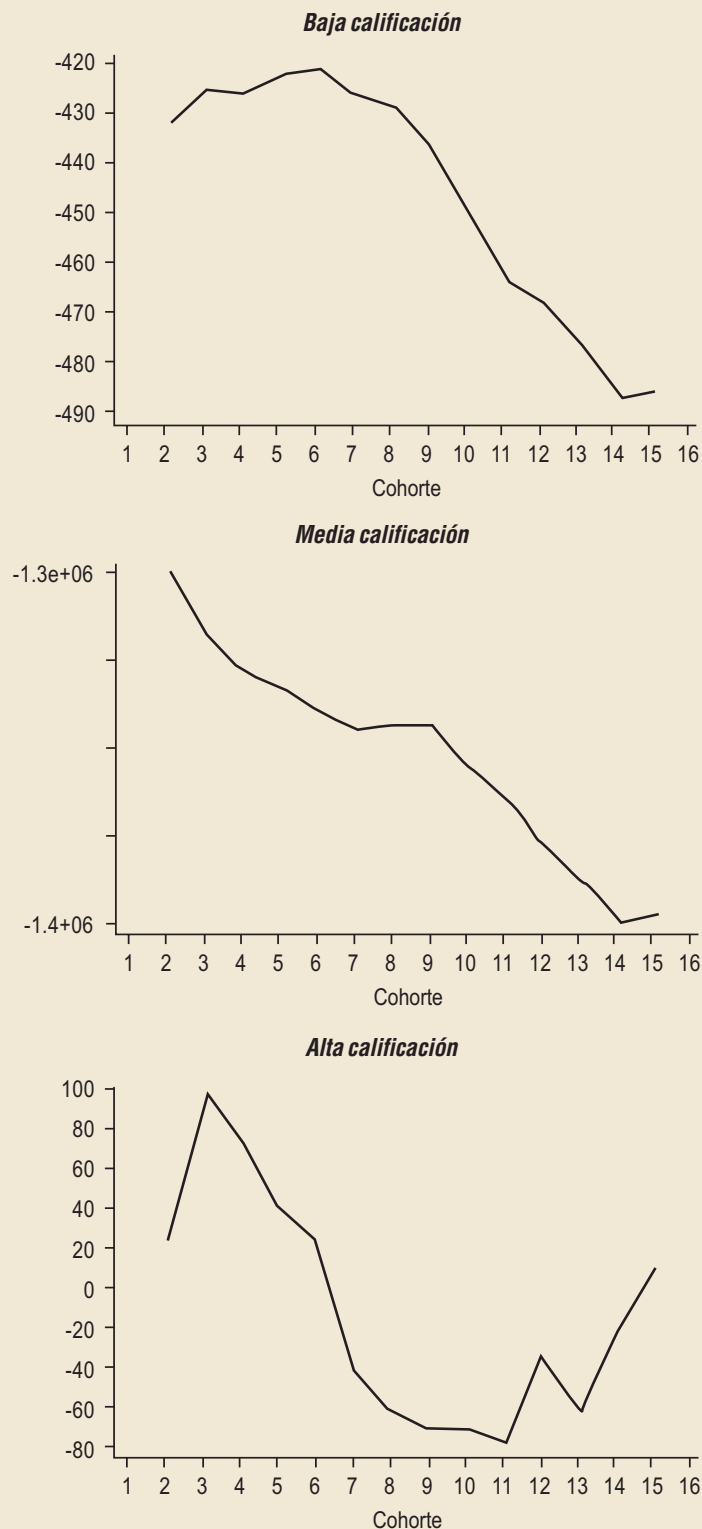
El test de sobreidentificación no permite discriminar cuál de los

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  $\chi^2$  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,<sup>38</sup> 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),<sup>39</sup> 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.<sup>40</sup>

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

<sup>39</sup> O, equivalentemente, un ARMA(0,1).

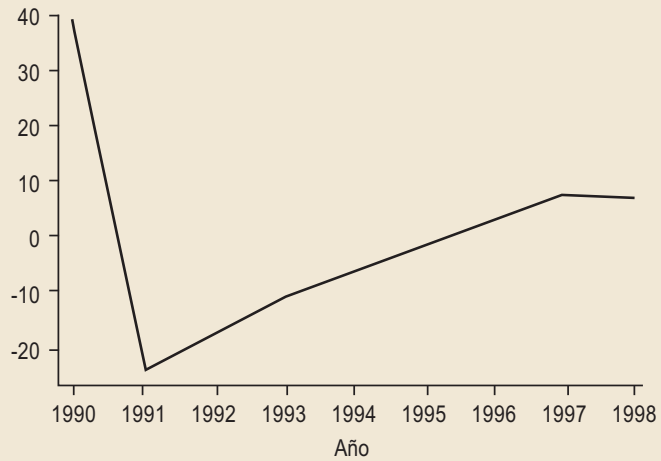
<sup>40</sup> Este valor corresponde a la desviación estándar de  $U_{\varepsilon_t}$  para un proceso MA(1). Fue calculado aplicando raíz cuadrada a la varianza obtenida reemplazando los parámetros estimados en la fórmula respectiva. Todas las magnitudes del shock de ingreso para los procesos siguientes 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%,

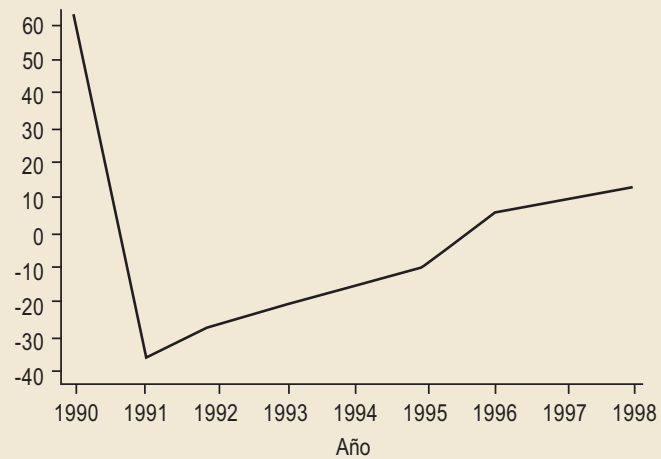
GRÁFICO 4 (continuación)

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

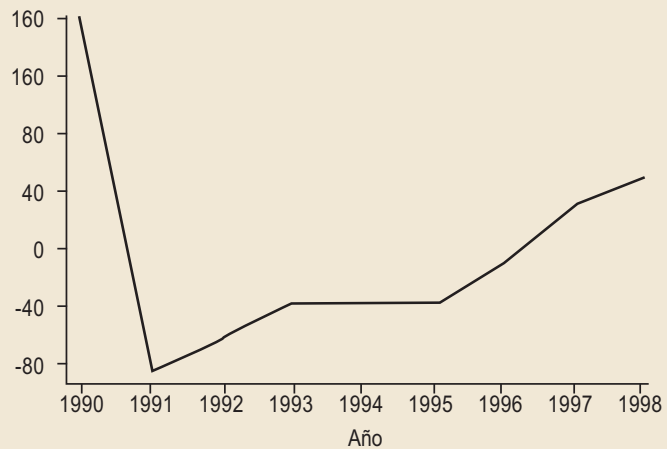
**Baja calificación**



**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)	$\sigma_{\varepsilon}^2$ (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  $\sigma_v^2$  absorbe parte de la varianza del componente de ruido blanco  $\sigma_{\varepsilon}^2$  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  $\sigma_v^2$  y  $\sigma_{\varepsilon}^2$  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  $\chi^2$  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)	$\sigma_\varepsilon^2$ (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			

<b>CUADRO A2</b>		
<b>Efecto Cohorte</b>		
<b>Cohorte</b>	<b>Coficiente estimado</b>	<b>Test t</b>
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

<b>CUADRO A3</b>		
<b>Efecto Tiempo</b>		
<b>Año</b>	<b>Coficiente estimado</b>	<b>Test t</b>
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
<b>Baja calificación</b>	Primaria Sin estudios	Básica o primaria Kinder Nunca estudió
<b>Media calificación</b>	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
<b>Alta calificación</b>	Universitario	Universitario

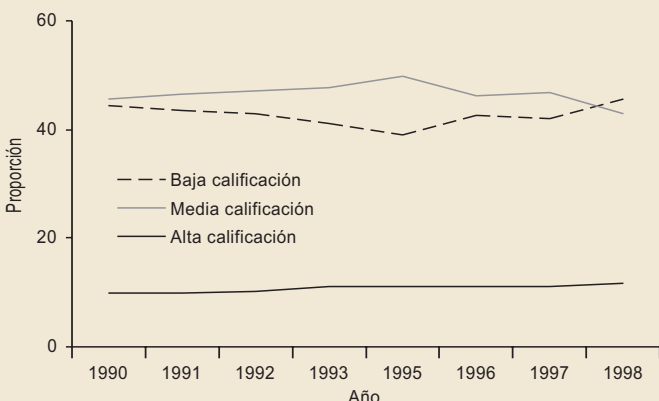
Las proporciones poblacionales<sup>1</sup> para cada año se muestran en la tabla siguiente, destacando en **negrita** los años de transición, es decir, el paso de 1995 a 1996.

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

<sup>1</sup> 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**

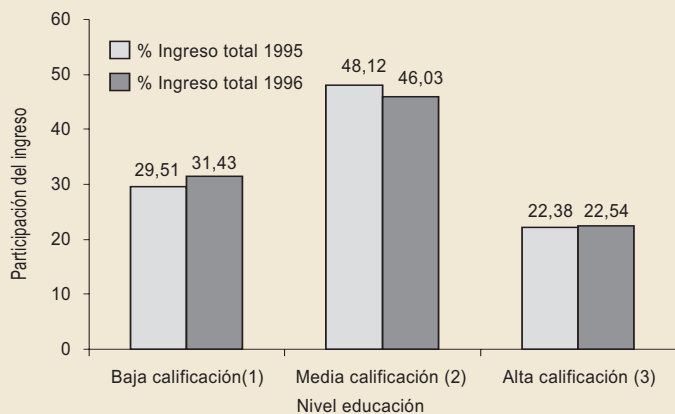


A continuación se muestra la evolución gráfica para cada categoría educativa, luego de la homogeneización.

La proporción de ingreso per cápita acaparada por los hogares en cada nivel educativo, 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)	Casen (años)	ESI (años)	Casen (años)	ESI (años)	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
<b>Total</b>	<b>47.6</b>	<b>48.5</b>	<b>47.7</b>	<b>49.4</b>	<b>48.1</b>	<b>48.9</b>	<b>48.4</b>	<b>49.3</b>
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 (%)	Casen (%)	ESI (%)	Casen (%)	ESI (%)	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)	Casen (años)	ESI (años)	Casen (años)	ESI (años)	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
<b>Total</b>	<b>4.1</b>	<b>4.1</b>	<b>3.9</b>	<b>4.0</b>	<b>3.9</b>	<b>3.8</b>	<b>3.9</b>	<b>3.7</b>

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 (%)	Casen (%)	ESI (%)	Casen (%)	ESI (%)	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 homólogo<sup>2</sup> ingreso total del hogar para la ESI. Las cifras están ajustadas por Cuentas Nacionales en ambos casos.

CUADRO C6

## Participación de Ingreso por Decil

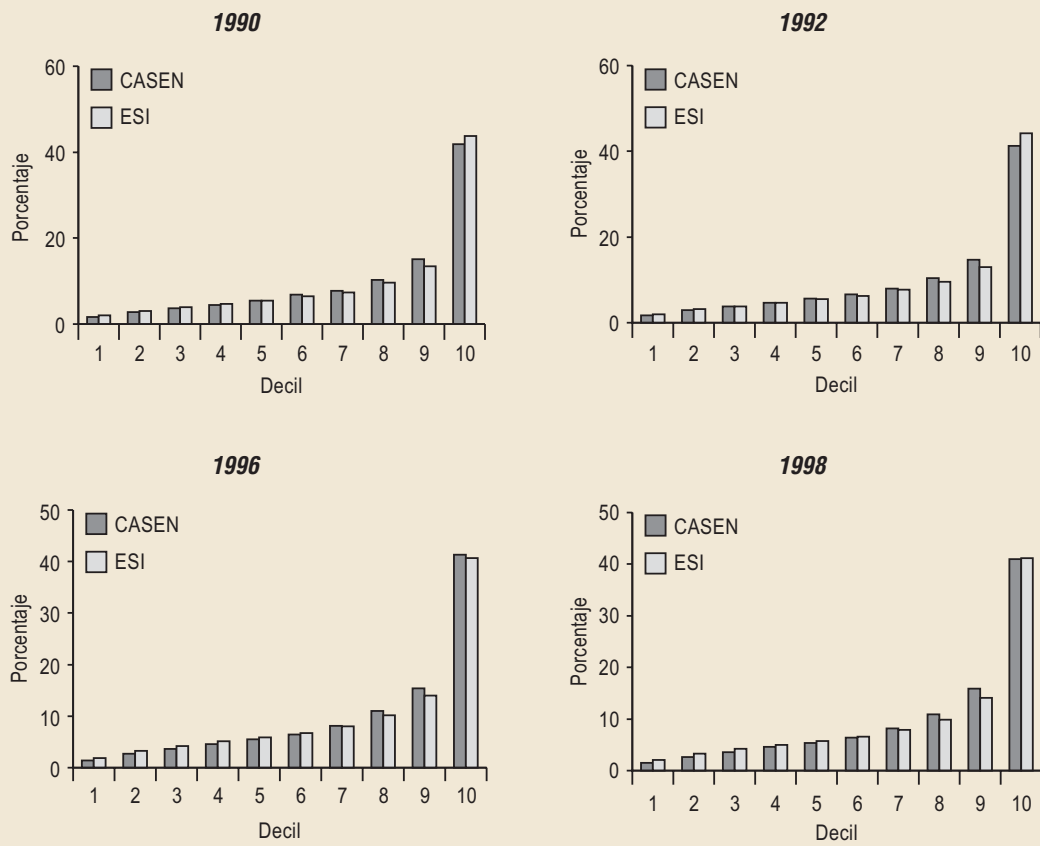
Decil	1990		1992		1996		1998	
	Casen (años)	ESI (años)	Casen (años)	ESI (años)	Casen (años)	ESI (años)	Casen (años)	ESI (años)
1	1.6	2.0	1.7	2.0	1.4	1.9	1.5	2.1
2	2.8	3.1	2.9	3.2	2.7	3.3	2.6	3.3
3	3.7	3.9	3.8	3.8	3.6	4.2	3.6	4.2
4	4.5	4.7	4.7	4.7	4.6	5.1	4.6	5.0
5	5.4	5.5	5.6	5.5	5.5	5.9	5.4	5.7
6	6.9	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
<b>Total</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>

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

<sup>2</sup> 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**





*Agradecemos a las siguientes personas que colaboraron como árbitros en la evaluación de los artículos presentados para su eventual publicación en ECONOMÍA CHILENA durante el año 2003.*

**Claudio Soto**

**Felipe Morandé**

**Francisco Rosende**

**Luis Óscar Herrera**

**Pablo García**

**Raimundo Soto**

**Rómulo Chumacero**

**Rodrigo Cifuentes**

*Los editores*





# NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

## MEDIDAS ALTERNATIVAS DE INFLACIÓN SUBYACENTE

*M. Carolina Grünwald N.  
Enrique Orellana C.\**

### I. INTRODUCCIÓN

El seguimiento de la tendencia inflacionaria subyacente de corto plazo es un elemento relevante para el diseño e implementación de la política monetaria en el marco de un esquema de metas de inflación. Por esta razón, la construcción de indicadores de inflación que representen la tendencia de la serie, y que pueden ser afectados por la política monetaria en un plazo razonable, tiene suma importancia para una correcta evaluación de este instrumental. El objetivo tras la construcción de indicadores de inflación subyacente es visualizar si los cambios que muestra la inflación en un determinado período corresponden a movimientos transitorios o de sectores específicos, o a cambios más duraderos o de tendencia. Sin embargo, la inflación subyacente es un concepto elusivo, pues no existen estándares únicos en el mundo para su medición. Es por esto por lo que la práctica más recurrente entre los distintos bancos centrales ha sido elaborar una batería de mediciones. En particular, aquí se presentan las desarrolladas por el Banco Central de Chile a partir de diversas metodologías: (1) exclusión fija por criterios ad hoc; (2) exclusión fija según volatilidad; y (3) ajuste estadístico de la distribución de precios.

En las siguientes secciones se presentan estas distintas metodologías, para luego someterlas a un proceso de evaluación de acuerdo con criterios estándares.

### II. MÉTODOS DE EXCLUSIÓN FIJA

El enfoque más simple, y también el más utilizado, define la inflación subyacente a partir de la exclusión de ciertas categorías de precios del índice total, que exhiben una volatilidad de corto plazo muy alta e independiente de los movimientos de la oferta o demanda agregada. Las exclusiones más comunes corresponden a alimentos y energía. Asimismo, también es habitual que se descuenta el impacto de cambios de los impuestos indirectos o modificaciones en la regulación de tarifas administradas sobre los precios, aspectos que no dependen de las condiciones de demanda. Además, se excluyen las variaciones de precios vinculados directamente a la política monetaria y a las tasas de interés, como ocurre con el pago de los créditos de vivienda en países donde es normal que la deuda hipotecaria se pacte a una tasa de interés flotante.

Dentro de este marco, se encuentran el IPCX y el IPCX1 que el Banco Central de Chile utiliza como las principales medidas de inflación subyacente.<sup>1</sup> El IPCX es el índice que se deriva de la eliminación de productos perecibles y de energía. El grupo de los perecibles se compone de todas las frutas y verduras frescas consideradas en la canasta, y el de energía corresponde a gasolina, querosene y gas. Este índice es calculado por el INE desde enero de 1999. Sobre la base de este indicador se construyen índices de inflación subyacente para los grupos de productos

\* *Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile.*

<sup>1</sup> *Una primera presentación de estos índices se encuentra en el Informe de Política Monetaria del Banco Central de Chile, Mayo 2000.*

transables (IPCTX) y no transables (IPCNX), los que eliminan las categorías de perecibles y de energía que corresponden a cada uno.

La utilidad principal del IPCX1 es su mayor vinculación con las condiciones de demanda que prevalecen en la economía, por lo que entrega una visión más cercana de los determinantes subyacentes de la inflación. Además, el proceso de proyección de la inflación de mediano plazo se basa en la relación de largo plazo entre el nivel de costos, los márgenes de comercialización y los precios finales medidos por el IPCX1.<sup>2</sup> Es así como el cálculo y seguimiento de este indicador forma parte importante del conjunto de información que el Consejo del Banco Central tiene a su disposición al momento de analizar el cumplimiento de las metas propuestas y la instancia de política monetaria.

La mayor ventaja de esta clase de indicadores es la fácil comprensión de los criterios de exclusión que se utilizan, lo que valida sus resultados para el público en general. En contraposición, la principal crítica es que, pese a que elimina los elementos que a priori aparecen como más fluctuantes, no considera la posibilidad de que los restantes precios muestren movimientos fuera de la tendencia global de la inflación, pudiendo llevar a errores en el análisis.

<sup>2</sup> Una explicación más detallada de este modelo se encuentra en el volumen Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile 2003.

CUADRO 1

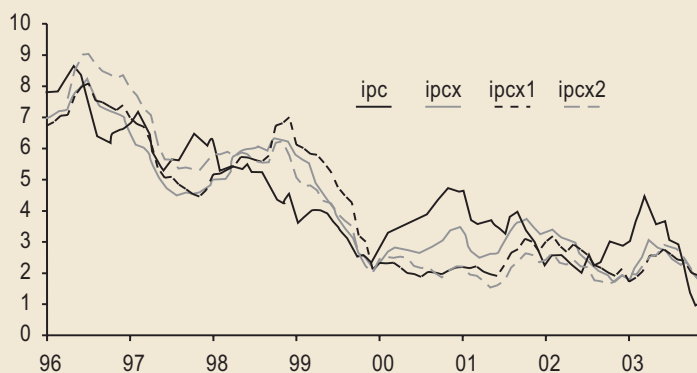
### Composición del IPC, del IPCX y del IPCX1 (%) Canasta diciembre 1998=100

Ítems	IPC	IPCX	IPCX1
Pan, harina y cereales	4.6	5.0	6.6
Carnes y pescados	5.3	5.7	-
Alimentos varios	6.0	6.5	8.6
Bebidas	3.6	3.9	5.1
Alimentos fuera del hogar	4.0	4.4	5.8
Frutas y verduras frescas	3.8	-	-
Accesorios de la vivienda	4.7	5.1	6.8
Muebles	1.8	2.0	2.6
Ropa de cama	0.7	0.8	1.1
Electrodomésticos	2.5	2.7	3.6
Loza	0.5	0.6	0.7
Servicios personales	3.6	3.9	5.2
Ropa de hombre	1.6	1.7	2.3
Ropa de mujer	2.4	2.6	3.4
Ropa de niño	0.8	0.8	1.1
Accesorios de vestuario	0.9	1.0	1.3
Calzado	2.0	2.1	2.8
Transporte	6.7	7.2	9.6
Servicios médicos	3.7	4.1	5.4
Productos médicos	2.2	2.4	3.2
Cuidados personales	3.4	3.7	4.9
Servicios de educación	6.0	6.5	8.6
Artículos de educación	1.5	1.6	2.2
Servicios de recreación	2.3	2.5	3.3
Artículos de recreación	1.3	1.4	1.9
Varios	1.6	1.7	2.3
Tabaco	1.1	1.2	1.6
Indexados	7.1	7.7	-
Servicios públicos	5.5	6.0	-
Micro	2.7	3.0	-
Combustibles	4.0	-	-
Gasto financiero	1.9	2.1	-
<b>Total</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>

Fuentes: INE y Banco Central de Chile.

GRÁFICO 1

### Inflación Anual IPC, IPCX, IPCX1 e IPCX2 (porcentaje)



Fuentes: INE y Banco Central de Chile.

### III. MÉTODOS DE EXCLUSIÓN POR VOLATILIDAD

Una forma alternativa de calcular la inflación subyacente es no hacer la exclusión fija de componentes del IPC sobre criterios definidos a priori, sino hacerla de acuerdo con la volatilidad relativa de sus componentes. Para ello, se reorganizó la canasta del IPC en 32 ítems, para luego verificar la desviación estándar de la inflación anual de cada uno de ellos entre diciembre de 1999 y abril del

2003.<sup>3</sup> Luego se eliminó todo grupo cuya desviación estándar fuera mayor o igual a tres veces la del IPC, distribuyendo su ponderación entre los grupos restantes. A partir de esta información, se construyó una medida de inflación subyacente a la que se llamó IPCX2 (cuadro 2).

Esta medida contiene cerca del 60% de la canasta del IPC, y elimina prácticamente todos los ítems que excluye el IPCX1, exceptuando los indexados, además de excluir los productos médicos. En general, esta medida muestra un comportamiento similar al IPCX y al IPCX1, y no reproduce las tasas máximas de inflación que indica el IPC asociadas al impacto de las variaciones del precio de los combustibles (gráfico 1 y cuadro 3).

### IV. MÉTODOS DE AJUSTE ESTADÍSTICO

Otras formas alternativas de obtener una medida de inflación subyacente se concentran en criterios estadísticos. El objetivo de este tipo de indicadores es recuperar los criterios de normalidad de la distribución, y que son aquellos en los que se basan las propiedades de “insesgamiento” y varianza finita. Un elemento común a los IPC de diversos países es la forma no normal de la distribución de las variaciones de precios. En Chile, la medición del IPC, el IPCX y el IPCX1 experimenta el mismo problema. El estadístico de asimetría (*skewness*)<sup>4</sup> muestra valores en general distintos de cero, indicando

<sup>3</sup> Esto se debe al efecto que tiene el cambio de canasta del IPC (diciembre de 1998) en la medición del índice y a la mayor inestabilidad de la inflación en la década de los noventa.

<sup>4</sup> Este mide la simetría de la distribución, e indica si sus valores se agrupan más hacia la izquierda o la derecha. Un valor positivo indica que se concentran a la derecha (aumentos de precios), uno negativo señala que se agrupan más a la izquierda (disminuciones de precios) y uno cercano a cero indica que la distribución es simétrica.

**CUADRO 2**

**IPCX2: Volatilidad de ítems del IPC<sup>a</sup> y Ponderadores  
Canasta diciembre 1998=100**

Ítems	Desviación estándar (%)	Respecto del IPC	Ponderadores IPCX2 (canasta dic. 98=100)
Pan, harina y cereales	1.8	2.4	7.7
Carnes y pescados	3.1	4.1	-
Alimentos varios	1.8	2.3	10.0
Bebidas	1.8	2.4	5.9
Alimentos fuera del hogar	0.7	1.0	6.7
Frutas y verduras frescas	7.9	10.5	-
Accesorios de la vivienda	0.8	1.1	7.9
Muebles	0.4	0.5	3.0
Ropa de cama	0.8	1.1	1.2
Electrodomésticos	2.5	3.3	-
Loza	0.4	0.5	0.9
Servicios personales	1.4	1.8	6.0
Ropa de hombre	1.5	2.0	2.7
Ropa de mujer	1.3	1.7	4.0
Ropa de niño	2.3	3.0	-
Accesorios de vestuario	1.7	2.2	1.5
Calzado	2.6	3.4	-
Transporte	2.3	3.0	-
Servicios médicos	0.8	1.1	6.2
Productos médicos	4.4	5.8	-
Cuidados personales	1.6	2.2	5.7
Servicios de educación	1.0	1.3	10.0
Artículos de educación	0.5	0.7	2.5
Servicios de recreación	1.5	2.0	3.9
Artículos de recreación	0.7	1.0	2.2
Varios	2.3	3.0	-
Tabaco	4.3	5.7	-
Indexados	0.9	1.2	11.9
Servicios públicos	3.4	4.4	-
Micro	11.8	15.5	-
Combustibles	14.8	19.5	-
Gasto Financiero	4.2	5.6	-
<b>IPC total</b>	<b>0.8</b>	<b>1.0</b>	<b>100.0<sup>b</sup></b>

Fuente: Banco Central de Chile.

a. La desviación estándar es calculada a partir de la variación anual de los componentes del IPC en el período diciembre 1999-abril 2003 debido al efecto que el cambio de canasta en diciembre de 1998 produjo sobre la estructura del IPC.

b. Los ítems que permanecen corresponden al 59,9% de la canasta original..



la asimetría de la distribución. Al mismo tiempo, el estadístico de curtosis,<sup>5</sup> siempre mayor que tres, señala la no-normalidad<sup>6</sup> (gráficos 2 y 3). La asimetría, en promedio positiva, indica colas más grandes hacia la derecha de la distribución. Esto refleja que, en un mes cualquiera, una parte importante de los precios incluidos en el IPC muestra variaciones que difieren significativamente de la inflación promedio (variación mensual del IPC) [gráficos 4a, b y c]. Se plantean dos métodos para ajustar la distribución de las variaciones mensuales de precios: la mediana de la distribución de precios del IPCX1 y un indicador de medias podadas.

### 1. Mediana del IPCX1

Un primer paso es considerar la mediana de la distribución de las variaciones mensuales ponderadas de los precios del IPCX1. Aquí, se presume que la mediana de la distribución de precios del IPC es el valor “verdadero” de la inflación. En general, esta medición muestra tasas de variación anual muy por debajo de la inflación medida por otros indicadores (IPC, IPCX, IPCX1), porque la asimetría de la distribución de precios es en promedio positiva (gráfico 5). Así, es mucho más común encontrar variaciones ponderadas de precios más altas que más pequeñas, y como la mediana no considera los extremos, su valor siempre tiende a ser menor que el de la media de la inflación. Lefort (1997) realiza un ejercicio similar,

<sup>5</sup> El coeficiente de curtosis indica la normalidad y forma de la distribución. En general, si curtosis es igual a 3 se presume que la distribución es normal. Si es mayor que tres, indica que las variaciones se concentran al centro de la distribución (distribución leptocurtica). De ser menor que tres, la distribución es platocurtica, es decir, con variaciones dispersas.

<sup>6</sup> Pueden también considerarse los resultados del test de normalidad de Jarque-Bera, el que arroja conclusiones similares.

GRÁFICO 2

### Asimetría: Variaciones Ponderadas de Ítems del IPC

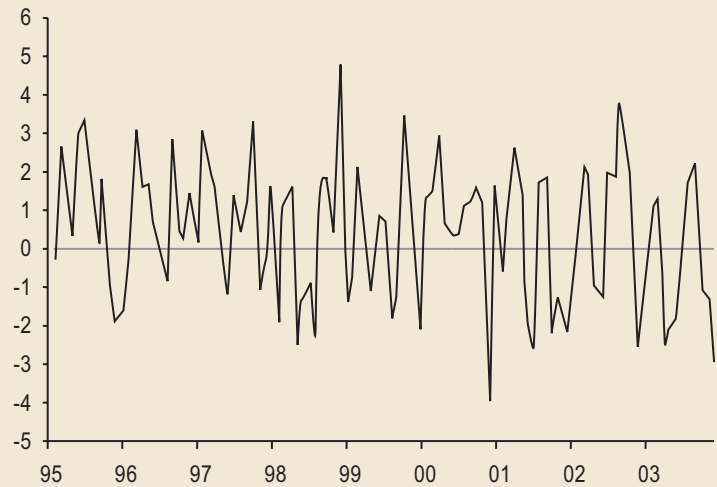
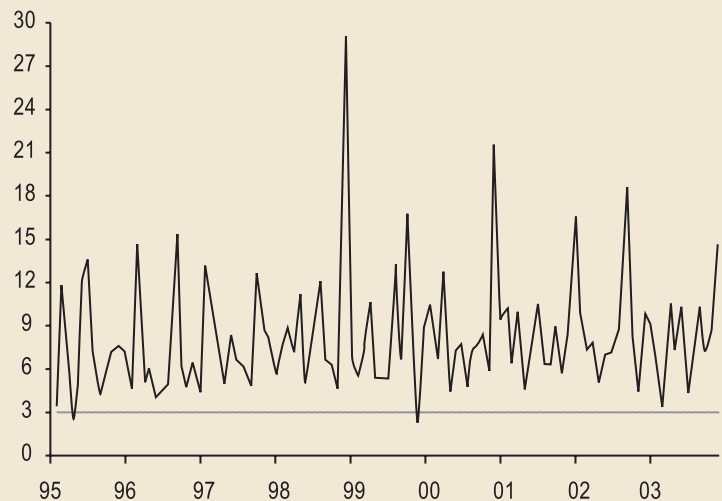


GRÁFICO 3

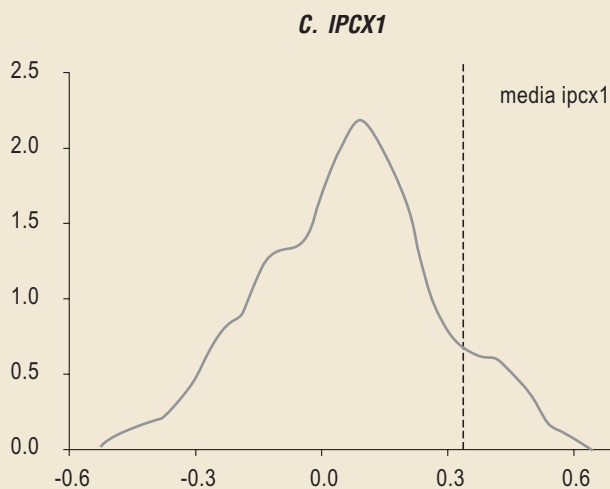
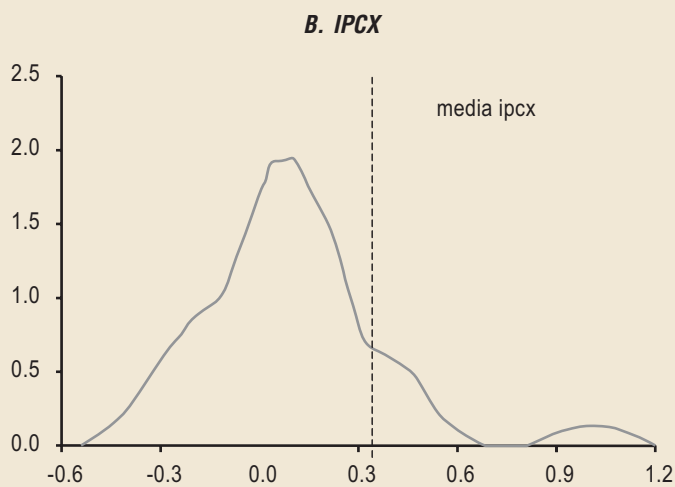
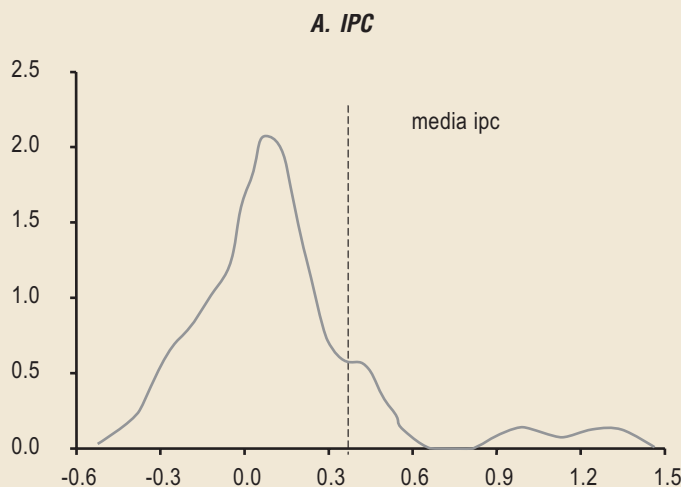
### Curtosis: Variaciones Ponderadas de Ítems del IPC



encontrando sistemáticamente tasas de variación anual menores que las medidas por el IPC y el IPCX.

Con todo, su mayor utilidad proviene de la información respecto de la posición de la distribución de precios. En general, una mediana mayor (menor) indica un aumento (caída) generalizado de precios, o un desplazamiento a la derecha (izquierda) de la distribución. Así, la variación mensual del IPCX1 puede indicar un cambio en la tendencia de la inflación subyacente en la medida en que esté acompañada de cambios en la mediana de la distribución de precios (gráfico 6).

### Distribución de Variaciones Mensuales Ponderadas de Ítems del IPC, IPCX e IPCX1: 1996 - 2003



## 2. Medias podadas

Otra forma de obtener un indicador subyacente a través de métodos de ajuste estadístico son las medias podadas. El método consiste en eliminar los extremos de la distribución de las variaciones ponderadas de precios del IPC, reponderar las restantes y así volver a calcularla. La principal dificultad radica en decidir qué porcentaje de la distribución podar, ya que por su forma es probable que sea necesario eliminar parte importante de ella y no de forma simétrica, sino más bien concentrada hacia la porción donde se encuentra la mayoría de las observaciones.

En particular, dada la forma de la distribución del IPC, del IPCX y del IPCX1 con una media superior a la mediana, se comienza con un ejercicio que elimina un porcentaje equivalente de observaciones a la izquierda y derecha de la distribución. De allí en adelante se poda más la distribución a la izquierda que a la derecha, corriendo el centro de la misma desde el percentil 50 (el centro original de la distribución) hasta el percentil 70 (el nuevo centro, una vez hecha la poda). Adicionalmente, se prueban once distintos tamaños para la poda: 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 45, 50, 55 y 60% del total. El ejercicio se realiza para el IPC, el IPCX y el IPCX1.

Debido al alto número de medidas que se obtuvo con esta metodología (660) se estableció un primer mecanismo de selección, que consiste en aproximar la media aritmética del nuevo indicador a

la del IPC.<sup>7</sup> Seguidamente, se le exigió una volatilidad (desviación estándar/media) menor que la de la medida de inflación respectiva. De este proceso quedaron cerca de 200 series. Los resultados para las series finalmente seleccionadas a través del criterio que se explica más adelante, muestran series cuya inflación anual reproduce la trayectoria de la inflación medida, a partir de la cual fueron construidas, aunque no considera *peaks* parciales de la inflación, en especial los del IPC cuando son provocados por factores como los combustibles. En el caso del IPCX1, muestra niveles relativamente estables desde el 2000 en adelante (gráficos 7a, b y c y cuadro 3).

**V. EVALUACIÓN DE LAS MEDIDAS DE INFLACIÓN**

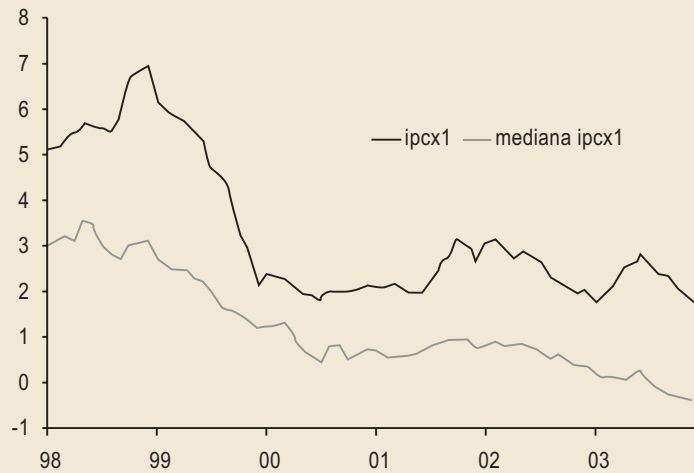
Para evaluar estas medidas, se plantean cinco condiciones que todo indicador de inflación subyacente debería cumplir para ser considerado una medida adecuada: (1) ser fácilmente comprendido por el público en general; (2) ser posible de reproducir por el resto de los agentes; (3) ser computable en tiempo real; (4) no variar ante la incorporación de nueva información; y (5) ser una adecuada reproducción de la tendencia inflacionaria. De los aquí planteados, todos cumplen con ser —en mayor o menor grado— entendibles para el público en general, reproducibles, computables en tiempo real e invariantes ante nueva información.

El quinto criterio, reproducir adecuadamente la tendencia inflacionaria, es más difícil de testear.

<sup>7</sup> Se consideró como criterio de eliminación el que el promedio de las variaciones mensuales de cada medida no fuera +/-7% distinto al del IPC, IPCX o IPCX1 según correspondiera.

**GRÁFICO 5**

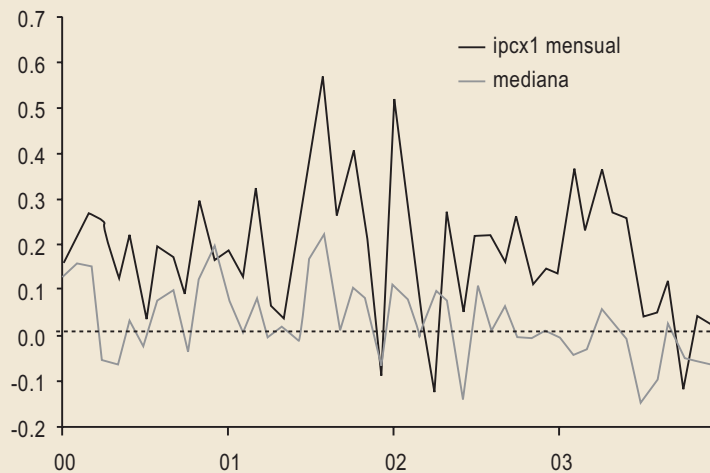
**IPCX1 y Mediana IPCX1 (porcentaje variación anual)**



Fuente: Banco Central de Chile.

**GRÁFICO 6**

**IPCX1: Variación Mensual y Mediana<sup>a</sup> (porcentaje)**



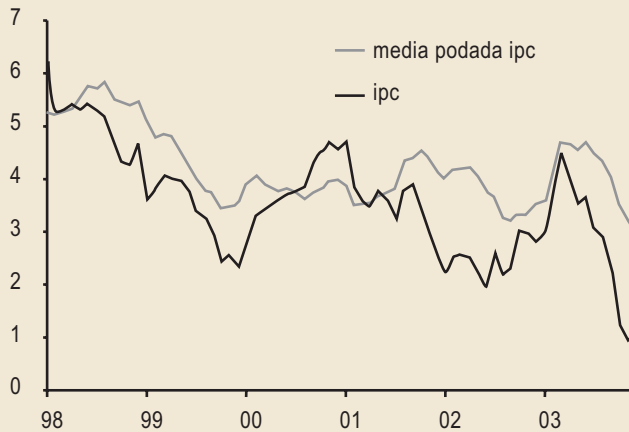
Fuente: Banco Central de Chile.  
a. Series desestacionalizadas.

Roger, S (1998) y Mankikar et al. (2002) presentan diversas alternativas para evaluar las bondades de las distintas medidas de inflación.

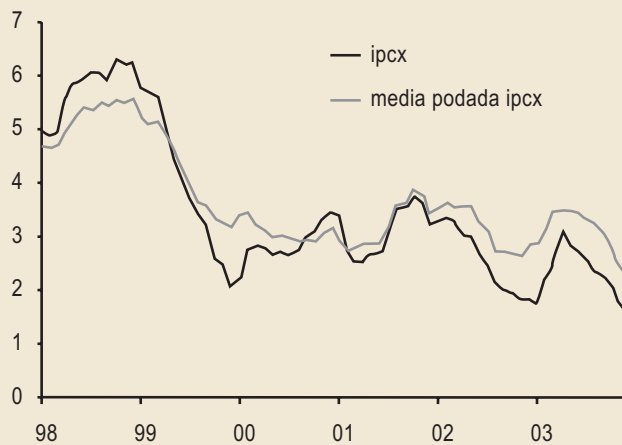
En este trabajo, siguiendo a Marques et al. (2000) se plantean tres condiciones para determinar cuán buen aproximador de la inflación es cada uno de los indicadores planteados. En primer lugar, se busca determinar si la diferencia entre la inflación efectiva y la subyacente particular responde a un

### Inflación Medida y Medias Podadas (porcentaje variación anual)

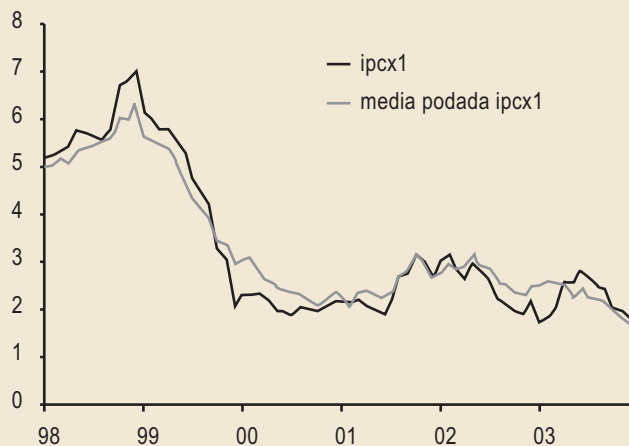
#### A. IPC



#### B. IPCX



#### C. IPCX1



Fuentes: INE y Banco Central de Chile.

proceso integrado de orden cero, lo que indicará ausencia de error sistemático entre ambas mediciones.<sup>8</sup> Segundo, a través de un test de causalidad, se busca definir la relación existente entre la inflación anual de las series subyacentes y el indicador original. Por un lado, se requiere que sea la serie subyacente la que adelante a la serie original, de modo de contar con un indicador de la tendencia futura de la inflación. Por otro, se exige que la serie subyacente no sea causada (o anticipada) por la serie original.<sup>9</sup>

En general, los indicadores de IPCX e IPCX1 no representan un adelanto de la inflación del IPC, aunque no existe una diferencia sustancial entre sus niveles de inflación y los del total. De los indicadores propuestos, cuatro cumplen los tres requisitos planteados. El IPCX2 cumple con ser un predictor de la inflación tanto del IPC como del IPCX y del IPCX1. La mediana del IPCX1 también cumple esta condición, pero su diferencia con la inflación medida del IPCX1 no aprueba el

<sup>8</sup> Se aplicó el test de Phillips-Perron debido a que hay un cambio estructural a partir de 1999, luego del cambio en la composición de la canasta del IPC.

<sup>9</sup> Para realizar las pruebas correspondientes, se realizó un test de causalidad a la Granger, determinando en cuáles se rechaza la hipótesis nula de no-causalidad sobre IPC, IPCX e IPCX1, y a la vez no se rechaza la hipótesis donde IPC, IPCX e IPCX1 no causan las medidas subyacentes, es decir, se buscó "causalidad unilateral". En el caso de la serie IPCX2 los test se hicieron sobre tasas de variación anual, puesto que la serie se construyó a partir de observaciones anuales. La mediana del IPCX1 y las medias podadas se testearon a partir de tasas de variación mensual. El test se realizó partiendo desde t-2, t-3 y t-4. Además se hizo para 6, 9 y 12 rezagos, respectivamente.

CUADRO 3

Indicadores de Inflación  
(porcentaje)

		variación doce meses						var. mes IPCX1		
		ipc	ipcx	ipcx1	ipcx2	mp_ipc	mp_ipcx	mp_ipcx1	original	mediana
	2001	4.7	3.4	2.2	2.2	3.8	3.0	2.2	0.1	0.0
feb		3.8	2.7	2.2	2.0	3.5	2.7	2.1	0.2	0.0
mar		3.5	2.5	2.2	1.9	3.5	2.8	2.3	0.9	0.2
abr		3.5	2.5	2.0	1.7	3.6	2.9	2.4	0.1	0.0
may		3.7	2.7	2.0	1.5	3.7	2.9	2.3	0.0	0.1
jun		3.6	2.7	1.9	1.6	3.7	2.9	2.2	0.1	0.0
jul		3.2	3.1	2.2	1.8	3.8	3.1	2.4	0.2	0.0
ago		3.8	3.5	2.7	2.2	4.3	3.6	2.6	0.4	0.2
sep		3.9	3.6	2.8	2.4	4.4	3.6	2.8	0.3	0.1
oct		3.4	3.7	3.1	2.6	4.5	3.9	3.1	0.4	0.2
nov		3.1	3.6	3.0	2.6	4.4	3.8	3.0	0.0	0.1
dic		2.6	3.2	2.7	2.3	4.1	3.5	2.6	-0.1	-0.1
	2002	2.2	3.3	3.0	2.4	4.0	3.5	2.8	0.4	0.1
feb		2.5	3.3	3.2	2.6	4.2	3.6	2.9	0.4	0.1
mar		2.6	3.3	2.9	2.3	4.2	3.6	2.8	0.6	0.1
abr		2.5	3.0	2.7	2.3	4.2	3.6	2.9	-0.1	0.1
may		2.1	3.0	2.9	2.4	4.1	3.6	3.1	0.2	0.1
jun		2.0	2.7	2.8	2.2	3.7	3.3	2.9	0.0	-0.2
jul		2.6	2.5	2.6	2.2	3.7	3.1	2.8	0.1	-0.1
ago		2.2	2.1	2.3	1.8	3.2	2.7	2.6	0.0	-0.1
sep		2.3	2.0	2.2	1.7	3.2	2.7	2.5	0.2	0.2
oct		3.0	2.0	2.0	1.7	3.4	2.7	2.3	0.2	0.0
nov		3.0	1.8	1.9	1.7	3.3	2.6	2.3	-0.1	0.0
dic		2.8	1.9	2.1	1.9	3.5	2.8	2.5	0.2	0.0
	2003	3.0	1.7	1.7	2.0	3.6	2.9	2.5	0.0	0.0
feb		3.8	2.2	1.9	1.9	4.0	3.1	2.6	0.5	-0.1
mar		4.5	2.5	2.1	2.2	4.7	3.4	2.6	0.8	0.1
abr		4.0	3.1	2.6	2.5	4.7	3.5	2.5	0.4	0.1
may		3.5	2.8	2.6	2.6	4.6	3.4	2.3	0.2	0.1
jun		3.6	2.7	2.8	2.9	4.7	3.5	2.4	0.2	0.0
jul		3.1	2.5	2.6	2.8	4.5	3.3	2.2	-0.1	-0.3
ago		2.9	2.3	2.4	2.8	4.3	3.2	2.2	-0.1	-0.2
sep		2.2	2.3	2.4	2.5	4.0	3.0	2.1	0.2	0.2
oct		1.2	2.1	2.0	2.1	3.5	2.7	1.9	-0.1	0.0
nov		1.0	1.8	1.9	1.8	3.2	2.5	1.8	-0.2	-0.1
dic		1.1	1.6	1.8	1.6	3.0	2.2	1.7	0.1	-0.1

Fuentes: INE y Banco Central de Chile.

test. Del total de medidas de medias podadas se seleccionaron las que, cumpliendo con los requisitos señalados, mostraron un mejor desempeño en los tests (cuadro 4).<sup>10</sup>

<sup>10</sup> Estas corresponden a la media podada del IPC que elimina el 40% de la muestra y se centra en el percentil 65 (se elimina 35% a la izquierda y 5% a la derecha). Para el IPCX e IPCX1, se elige la que elimina el 35% de la muestra y se centra en el percentil 62 (se elimina 32,5% a la izquierda y 2,5% a la derecha).

## VI. CONCLUSIONES

Las medidas de inflación subyacente planteadas: exclusión fija, exclusión por volatilidad y de ajuste estadístico muestran en general tasas de variación anual en línea con el rango meta, y trayectorias similares a las de las medidas de inflación a partir de las que son construidas.

La evaluación de su utilidad como indicadores adelantados de la inflación medida, arroja resultados

CUADRO 4

## Evaluación de Medidas de Inflación Subyacente

	Raíz unitaria ( $\pi = \pi^*$ )	Causalidad		Aprueba test
		$\pi^*$ causa a $\pi$	$\pi$ causa a $\pi^*$	
IPCX	sí	no	no	no
IPCX1	sí	no	no	no
IPCX2	sí	sí	no	sí
mediana ipcx1	no	sí	no	no
media podada ipc	sí	sí	no	sí
media podada ipcx	sí	sí	no	sí
media podada ipcx1	sí	sí	no	sí

positivos para el IPCX2 y las medias podadas, no así para el IPCX y el IPCX1. Esto último, sin embargo, no invalida el uso de estos indicadores, por cuanto proveen una corrección fácilmente comprensible de los elementos que afectan a la inflación y son ajenos a la marcha de la política monetaria.

## REFERENCIAS

- Banco Central de Chile (2003). *Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile 2003*. Diciembre.
- Lefort, F. (1997). "Shocks de Precios Relativos e Inflación: La Mediana Ponderada como Medida de Inflación Subyacente en Chile." Documento de Trabajo N°1, Banco Central de Chile.
- Mankikar A. y J. Paisley (2002). "What Do Measures of Core Inflation Really Tell Us?" *Quarterly Bulletin Bank of England* (invierno): 373-83.
- Marques C., P. Duarte y L. Morais (2000). "Evaluating Core Inflation Indicators." Documento de Trabajo N°3, Banco de Portugal.
- Roger, S. (1998). "Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement." Reserve Bank of New Zealand. Discussion Paper N°G98/9.



## MEDICIÓN DE LA MINERÍA EN EL IMACEC Y EL ÍNDICE DEL INE

*Jorge Cantalloppts A.\**

### I. INTRODUCCIÓN

El objetivo de esta nota es explicar las diferencias metodológicas que existen entre el índice de actividad minera del INE y el indicador de corto plazo de minería del Banco Central (Imacec de minería). Asimismo, busca cuantificar la incidencia de estas diferencias metodológicas en la evolución de ambos indicadores para el período enero 2002 - diciembre 2003. Los resultados obtenidos son antecedentes útiles para los analistas que realizan proyecciones de actividad de corto plazo a partir de la información del INE.

### II. ANÁLISIS ESTADÍSTICO DE LAS DIFERENCIAS

Las series analizadas en esta nota son las que se publican inicialmente, sin incorporar correcciones posteriores o versiones definitivas (gráficos 1 y 2).

Al calcular el coeficiente de correlación entre el índice de producción minera del INE y el indicador de Imacec de minería del Banco Central, en tasas de crecimiento en doce meses, se obtiene: 81% para el mensual, 85% para el trimestral y 89% para el anual. La media del indicador del INE es 0.5% superior a la del indicador del Banco Central y la desviación estándar de la diferencia es 4.5%.

Si bien en el largo plazo ambos indicadores muestran comportamientos similares, existen diferencias sistemáticas a causa del uso de metodologías distintas. Como se explica a continuación, algunas de estas diferencias se pueden cuantificar para ser incorporadas en modelos predictivos.

### III. PRINCIPALES DIFERENCIAS METODOLÓGICAS

Con el objeto de analizar las diferencias metodológicas y luego su incidencia en las cifras, estas se agrupan en: diferencias de concepto, de base y de cobertura.

### 1. Diferencias de Concepto

#### *Producción y valor agregado*

El indicador del INE es un índice de producción, en tanto que el del Banco Central mide el valor agregado de la actividad minera. Es decir, el INE considera la suma simple de las producciones; en cambio, el Banco Central consolida al interior de cada empresa, buscando la mejor aproximación al valor agregado. Este concepto de producción es el que se utiliza en Cuentas Nacionales para la elaboración de las cuentas de producción anuales, ya que es la información que está asociada a los costos de las empresas.

Un caso particular, pero significativo, de este tratamiento diferente se refiere al cobre producido por Codelco. La información básica que usa el INE es distinta de la que utiliza el Banco Central. El INE considera la suma de la producción de cada división, mientras que el Banco Central resta de ese total lo que envía una división para ser procesado en otra como blíster y concentrados, principalmente, y suma lo que retorna como producto final en forma de cátodos (concepto conocido como “envíos y retornos”), obteniendo así la producción corporativa.

#### *Producción atípica*

El INE suma la producción de minerales —oro y molibdeno, específicamente— de todas las empresas del sector minero, ya sea como producción principal o como producción atípica de empresas del cobre. En el Imacec de minería, el valor agregado específico del oro se calcula sobre la base de las empresas que se dedican solamente a la extracción directa de oro. El resto se estima como producción atípica de las empresas del cobre, al igual que la producción de molibdeno.

\* Gerencia de División Estudios, Banco Central de Chile.



## 2. Diferencias de Base

Esta diferencia se refiere al año base de los indicadores. El INE usa 1990; el Banco Central, 1996. Además, para el cobre, el INE utiliza un precio promedio sin distinguir entre calidades (por ejemplo, concentrados, cátodos, RAF); al contrario, el Banco Central utiliza un precio diferenciado por producto y empresa, lo que se traduce en ponderaciones distintas (cuadro 1).

Si consideramos solamente la variación de los precios del cobre entre 1990 y 1996, las ponderaciones del INE serían las cifras que muestra la tercera columna del cuadro 1. Por tanto, se observa que las diferencias de ponderación no tienen su origen solo en la variación de los precios del cobre —difieren de las ponderaciones del Banco Central— sino también en diferencias de concepto, cobertura, cantidad física y precio relativo de los productos.

## 3. Diferencias de Cobertura

El INE incorpora en su indicador mensual información individualizada de producción de zinc, plomo, calizas y carbonato de litio. En el indicador mensual del Banco Central, en cambio, estos productos se registran como un agregado dentro de “Resto de minería”, presumiéndose que siguen el comportamiento de los productos individualizados de la línea, tales como salitre, oro, plata, piedras, arenas, arcillas, molibdeno y las producciones secundarias industriales.<sup>1</sup>

El Imacec de minería del Banco Central incorpora las producciones industriales de refinado de petróleo, gas licuado, ácido sulfúrico o *pellets* de hierro, que

<sup>1</sup> Para estos efectos se calcula un indicador ponderado por las producciones valoradas de salitre, oro, plata, piedras, arenas, arcillas y molibdeno.

GRÁFICO 1

Indice de Producción Minera del INE e Imacec de Minería del Banco Central 1997- 2003

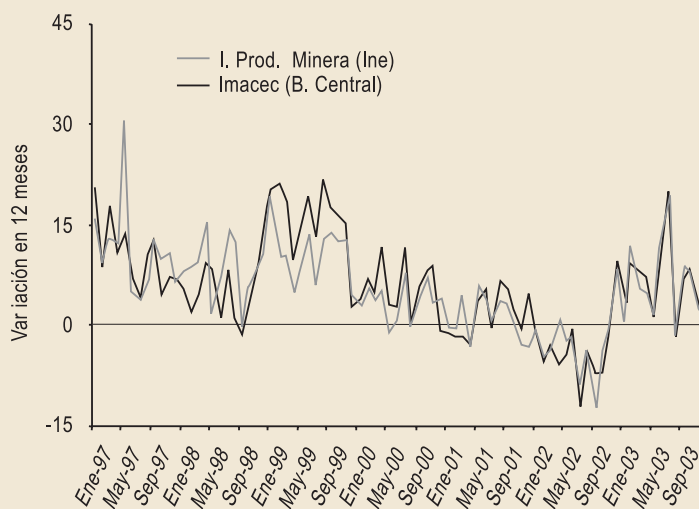
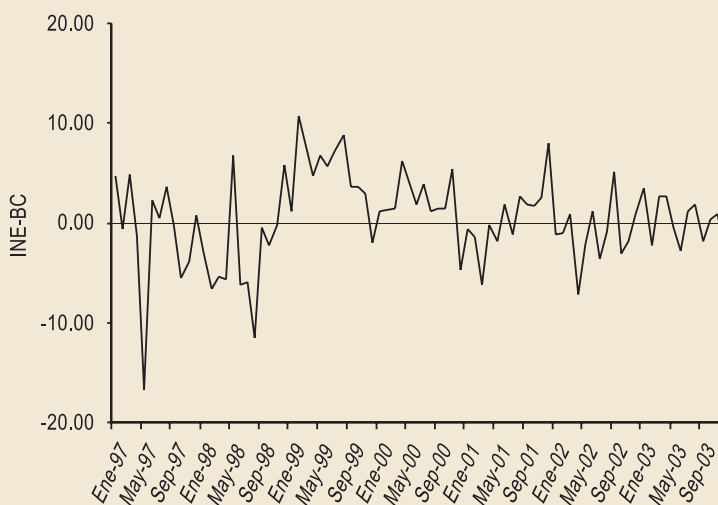


GRÁFICO 2

Diferencia entre el Índice de Producción Minera del INE y el Imacec de Minería del Banco Central



CUADRO 1

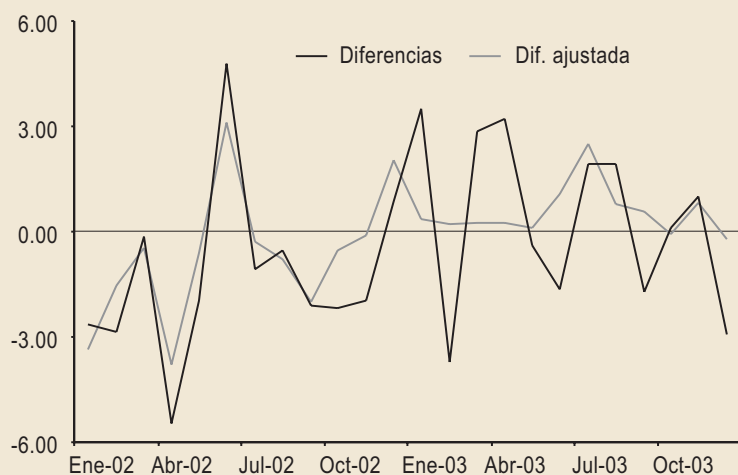
Resumen de Ponderaciones Iniciales<sup>a</sup> INE – Banco Central

	INE 1990	Banco Central 1996	Ponderación teórica INE 1990 con precios del cobre en 1996
Cobre <sup>b</sup>	77.0%	83.5%	74.2%
Resto	23.0%	16.5%	25.8%
Total	100.0%	100.0%	100.0%

a. Se habla de ponderaciones iniciales, ya que ambas instituciones encadenan sus índices año a año, por lo que existen ponderaciones implícitas para los años siguientes.

b. La producción de cobre aumentó 96% y su precio cayó 14% entre 1990 y 1996.

### Diferencia de Tasas entre el Imacec de Minería del Banco Central y el Índice de Producción Minera del INE, Original y Ajustada



- Diferencia de base: para ajustar la serie del INE se utilizan los ponderadores implícitos del Banco Central con las variaciones del INE para cada mes.

En general, la serie ajustada presenta menor diferencia con la cifra del Banco Central respecto de la serie original. Particularmente entre los meses de enero y abril del 2003 y en diciembre del 2003 la diferencia se reduce considerablemente. La explicación de este mejor ajuste está dada por la diferencia de conceptos, ya que en esos meses la cifra de Envíos y Retornos fue muy significativa (gráfico 3).

son producciones secundarias de la actividad (no consideradas en el índice del INE).

#### IV. IMPACTO DE LAS DIFERENCIAS METODOLÓGICAS

La importancia de las diferencias metodológicas analizadas en el punto anterior se ilustra mediante un ejercicio que considera la información de los últimos 24 meses (enero 2002- diciembre 2003).

A partir de la información existente, las únicas diferencias que se pueden cuantificar aisladamente son dos (cuadro 2):

- Diferencia de concepto: se incorpora la cantidad física neta resultante de los envíos y retornos de Codelco al índice del INE en cada período.

Por otra parte, se observa que en los meses de abril y junio del 2002, en que las diferencias de las series originales son más grandes, los ajustes no permiten acercar la serie del INE a la del Banco Central de manera significativa. En esos meses, la diferencia de conceptos resulta ser poco relevante, por lo que se puede concluir que las discrepancias remanentes tienen su origen en las diferencias de cobertura entre ambos indicadores.

#### V. CONCLUSIONES

Los indicadores del INE y del Banco Central para minería no coinciden, debido a una serie de diferencias metodológicas que en esta nota se agruparon como diferencias de concepto, base y cobertura.

Con el fin de acercar ambos indicadores, la serie del INE se pudo ajustar eliminando diferencias

CUADRO 2

#### Ajuste de la Serie del INE (promedio tasas mensuales, enero 2002-diciembre 2003)

	Tasas originales		Tasas INE ajustadas		
	INE	Banco Central	Ajustada por diferencia de conceptos <sup>a</sup>	Ajustada por diferencia de base <sup>b</sup>	Ajustada por diferencias de conceptos y base
Minería del cobre	1.8	2.2	2.1	1.8	2.1
Resto	-0.2	0.4	-0.2	-0.2	-0.2
Total	1.4	1.9	1.5	1.6	1.7

a. Se modifica la serie original del INE por envíos y retornos.

b. Se modifica la serie original usando ponderadores implícitos del BCCh.

metodológicas cuantificables directamente. No obstante, aun después de los ajustes persisten ciertas disparidades, por diferencias de cobertura entre los productos incluidos en uno y otro indicador.

La correlación de las series en el largo plazo mejora en relación con el ajuste de corto plazo, lo que indica que algunas de las diferencias se anulan en períodos más largos. Además, el signo de las diferencias no es estable, como queda de manifiesto al ver que el

indicador del INE en el período 2002-2003 está por debajo del indicador del Banco Central, pero está por sobre este al tomar el período 1997-2003. Estas últimas características de los indicadores podrían tener algún comportamiento sistemático, lo que permitiría explorar modelos de predicción de estas diferencias, las que, de acuerdo con la clasificación que se hizo, corresponden a la diferencia de *concepto* ya que estarían principalmente explicados por los envíos y retornos de Codelco.

## COMPARACIÓN DE LA VARIACIÓN INDUSTRIAL DE LAS CUENTAS NACIONALES CON UN INDICADOR DE MERCADO

Francisco Ruiz A.  
Felipe Stanger V.\*

### I. INTRODUCCIÓN

En el cálculo de la variación mensual del Valor Agregado Industrial de Cuentas Nacionales (CCNN) se utiliza principalmente información de las tasas de variación de las ramas de actividad del Índice de Producción y Venta Física (IPVF) del INE. La información pública de este índice tiene un mayor nivel de agregación. El INE hace públicas las tasas de variación de las ramas industriales del IPVF a tres dígitos CIU. En general, se utilizan estos índices a tres dígitos para 68% del valor agregado de CCNN, a cuatro dígitos CIU para 28,8% y fuentes distintas al IPVF para el 3,2% restante.

El objetivo de esta nota es comparar las tasas de crecimiento del sector Industria del Imacec con las que comúnmente estiman los analistas económicos utilizando la información a su alcance, esto es, con un nivel mayor de agregación y con ponderaciones diferentes a las disponibles en CCNN.

Se analizan tres métodos alternativos para aproximarse a la evolución de la actividad industrial presente en el Imacec. El análisis permite ver la bondad de ajuste de cada una de las alternativas, con el objeto de determinar la magnitud de los errores y eventuales sesgos que cometerían los analistas por no contar con toda la información necesaria para hacer los cálculos coyunturales de CCNN.

El ejercicio se realizó para el período enero 1997 - diciembre 2003, y los resultados indican una alta correlación entre las estimaciones, con diferencias absolutas mensuales que en el extremo nunca superan un punto porcentual. Este resultado demuestra que los analistas están en condiciones de aproximarse satisfactoriamente a las estimaciones de CCNN con métodos de cálculo relativamente simples.

### II. CÁLCULO DEL IMACEC INDUSTRIAL

El Banco Central estima la actividad industrial de acuerdo con la variación del valor agregado mensual de los diferentes subsectores, para lo que usa un índice de Laspeyres con base 1996. El valor agregado de la actividad industrial se determinó para la matriz insumo-producto (MIP) del año 1996, desagregado en 37 agrupaciones (líneas) industriales.<sup>1</sup> Por lo tanto, a partir de ese año estos valores se van proyectando a través de indicadores económicos que representan de la manera más fidedigna posible la realidad de cada subsector. Las principales características del índice calculado son las siguientes:

- Año base: 1996
- Para las subactividades de alimentos y bebidas, 14 líneas utilizan las tasas de variación del IPVF a cuatro dígitos CIU. Este nivel de desagregación, cuatro dígitos CIU, no es público para los analistas económicos, debido a una política de representatividad y secreto estadístico de parte del INE. Por otro lado, dos de estas líneas incorporan información adicional al índice (aceites y pesca).
- Las líneas que utilizan las tasas de variación del IPVF a tres dígitos CIU<sup>2</sup> son 23.

La construcción del índice agregado (índice de cuántum de Laspeyres) es la siguiente:

$$I_t = \sum_i I_{i,t} \cdot \alpha_i \quad ; \quad i = 1, \dots, 37$$

donde

$I_t$ : índice agregado del mes "t"

$I_{i,t}$ : índice línea "i" del mes "t"

$\alpha_i$ : ponderación de la línea "i" en la matriz de insumo-producto de 1996

\* Departamento de Cuentas Nacionales, Gerencia de Información e Investigación Estadística, División de Estudios, Banco Central de Chile.

<sup>1</sup> La matriz insumo-producto se presenta en su versión "ampliada", que incluye 73 actividades desagregadas, de las cuales 37 corresponden a líneas industriales. Para referencia ver:

<http://www.bcentral.cl/esp/estudiospublicaciones/publicaciones/cuentasnacionales/xls/matriz/tablas73x73.xls>

<sup>2</sup> Tres de estas 23 líneas resultan de reponderaciones del IPVF a tres dígitos CIU.

Este índice de Laspeyres se valora a precios promedio del año 1996, y bajo el supuesto de productividad constante. Para el cálculo de la actividad industrial implícita del Imacec, se extrapola usando indicadores de producción. Sin embargo, una vez que se tienen las cuentas anuales, provisionales o revisadas, se corrigen estos niveles mensuales. Por este motivo, la forma de actualizar el crecimiento en doce meses de cada línea y del agregado, para el análisis de la coyuntura, es la siguiente:

donde

$$\left(\frac{I_t}{I_{t-12}} - 1\right) = \sum_i \left(\frac{I_{i,t}}{I_{i,t-12}} - 1\right) \cdot \left(\frac{\alpha_i \cdot I_{i,t-12}}{I_{t-12}}\right) \Leftrightarrow$$

$$\left(\frac{I_t}{I_{t-12}} - 1\right) = \sum_i \left(\frac{I_{i,t}}{I_{i,t-12}} - 1\right) \cdot \alpha_{i,t-12} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, 37$$

$\alpha_{i,t-12}$ : nueva ponderación base, una vez actualizada la evolución de las líneas en el mismo mes del año anterior con respecto al total de ese mes.

En síntesis, se actualizan las ponderaciones de cada mes por el valor agregado del mismo mes del año anterior sobre el valor agregado total del respectivo mes.

### III. ESTIMACIÓN DE ANALISTAS

El propósito de los siguientes ejercicios es revisar distintas formas de construir una aproximación a las variaciones de la actividad industrial entregada por CCNN, con la información disponible en el mercado (con un menor nivel de agregación). Las estimaciones se realizan para el período enero 1997 – diciembre 2003.

La primera opción consiste en utilizar directamente la tasa del IPVF como *proxy* de la estimación del Imacec. Una segunda aproximación consiste en construir una tasa agregada a partir de los índices a tres dígitos CIU del INE, ahora ponderados por la participación fija obtenida en la MIP del año 1996. La tercera opción —y la más similar a la que emplea actualmente el Banco Central para la elaboración de dicha cifra— consiste en agregar los índices a tres dígitos CIU del INE usando el método de Laspeyres con las ponderaciones de la MIP del año 1996, vale decir, permitiendo una actualización de ponderaciones implícita propia de este tipo de

índices. Tanto la alternativa segunda como la tercera utilizan información a tres dígitos CIU, pues este es el nivel de desagregación del que se dispone públicamente (28 líneas CIU a tres dígitos). Sin embargo, es importante destacar que las variaciones de algunas de estas 28 líneas no coinciden con las variaciones de CCNN, a este nivel de desagregación, por lo expuesto en el punto II.

#### 1. Resultados con el Método 1 (uso directo de la tasa del IPVF)

Al comparar la evolución del índice agregado del INE (variaciones) con la del Imacec, se observa una diferencia promedio entre ambas estimaciones que fluctúa en torno a 1.2% con un coeficiente de variación de 0.77. El coeficiente de correlación entre ambas series es de 0.95, lo que refleja un movimiento de tasas muy similar. Mirando los percentiles, se extrae que 90% de las diferencias se encuentra en el rango entre -2.5% y 2.2% (cuadro A1). Los resultados se presentan en el gráfico 1.

Una de las ventajas de mirar este indicador radica en que la información del INE tiene una metodología clara y de libre acceso para los analistas, además de ser de carácter oficial. Sin embargo, las ponderaciones de ambos índices son diferentes, por lo que se procede, en una segunda aproximación, a reponderar los índices a tres dígitos CIU del INE con la matriz de 1996.

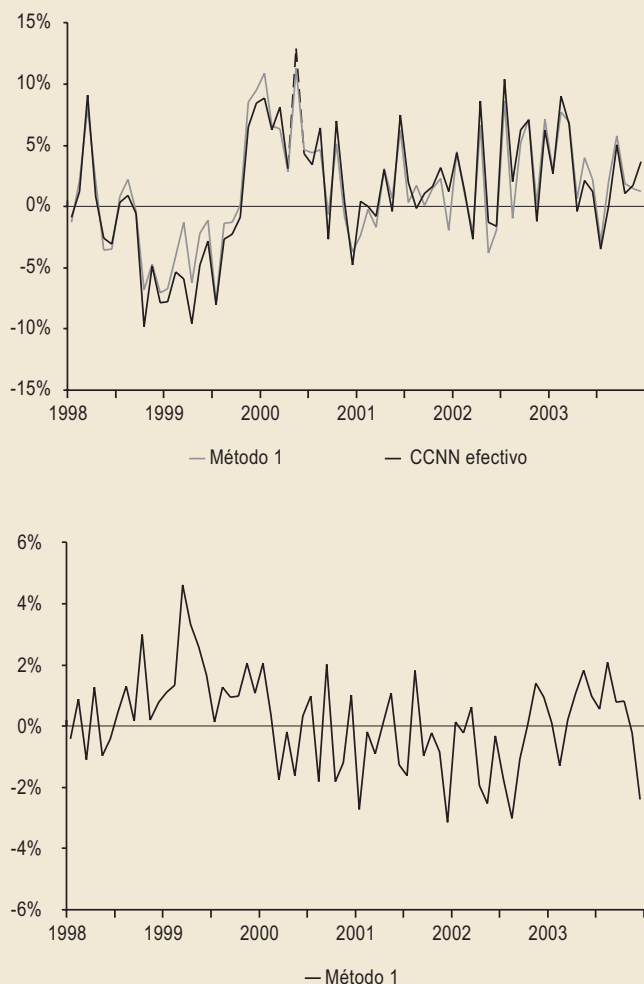
#### 2. Resultados con el Método 2 (reponderando los índices con la MIP 96)

En este método se utilizan los valores agregados de la MIP del año 1996, y luego se extrapolan a través de los índices (a tres dígitos CIU) del INE, manteniendo las ponderaciones de dichos valores agregados en el año base. La forma de estimar la variación del índice es la siguiente:

$$\left(\frac{I_t}{I_{t-12}} - 1\right) = \sum_i \left(\frac{I_{i,t}}{I_{i,t-12}} - 1\right) \cdot \alpha_i \quad ; \quad i = 1, \dots, 28$$

En este caso, la diferencia promedio (en valores absolutos) está en torno a 1.1% con un coeficiente de variación de 0.99. La correlación entre ambas series, para el período antes especificado, es de 0.96.

### Tasas de Variación en 12 Meses y Diferencias Respecto de la Tasa Efectiva



En cuanto a los percentiles, el rango para 90% de las diferencias es de  $-2.7\%$  a  $2.1\%$ , dejando ver un leve sesgo negativo a las diferencias, ya que tiende a subestimar la cifra efectiva (cuadro A1). Los resultados se presentan en el gráfico 2.

Al comparar este método con el anterior, se observa que no hay mejoras sustanciales en algunos estadísticos (y un leve deterioro en otros). Ello puede obedecer a que el procedimiento para construir una aproximación de la variación del índice de producción industrial presume que la estructura productiva no ha sufrido modificaciones, por lo que no incorpora las actualizaciones implícitas en un índice de Laspeyres, lo que es poco realista. Dada

esta deficiencia, se elabora un tercer indicador con ponderaciones actualizadas obtenidas a partir de la MIP de 1996.

### 3. Resultados con el Método 3 (ponderación actualizada)

Con este método también se utilizan los valores agregados de la matriz insumo-producto del año 1996 (ponderación) y se extrapolan a través de los índices (a tres dígitos CIU) del INE. La variante radica en que las ponderaciones resultantes se actualizan según la metodología implícita en un índice de Laspeyres. De este modo, el método 3 es equivalente a lo que se realiza en CCNN, salvo el nivel de desagregación con que se trabaja la información. En efecto, en el caso de CCNN se dispone de información para las 37 líneas entregadas en la MIP, mientras que la información disponible para los analistas externos es solamente de 28 líneas.

La forma en que los analistas externos estiman la variación del índice con la información disponible, a un nivel de 28 líneas, es la siguiente:

$$\left( \frac{I_t}{I_{t-12}} - 1 \right) = \sum_i \left( \frac{I_{i,t}}{I_{i,t-12}} - 1 \right) \cdot \left( \frac{\alpha_i \cdot I_{i,t-12}}{I_{t-12}} \right); i = 1, 2, \dots, 28$$

Los resultados para este caso muestran una mejora relativa, ya que la diferencia promedio (en valores absolutos) es  $0.9\%$  (menor que los casos anteriores) con un coeficiente de variación de  $0.99$ . La correlación entre ambas series, para el período antes especificado, es de  $1.03$ , la más alta entre las alternativas. Respecto de los percentiles, el 90% de las diferencias se encuentran acotadas entre  $-2.5\%$  y  $1.7\%$  con un sesgo promedio aún inclinado hacia la subestimación aunque de menor amplitud que las

otras opciones (cuadro A1). Los resultados se presentan en el gráfico 3.

En este tercer caso, podemos decir que la precisión ha mejorado. Si bien no se observan diferencias sustanciales entre los resultados de las tres opciones, parecería ser que esta última es más precisa, ya que el promedio es el menor y la correlación es la más alta. Respecto de las diferencias, la amplitud de la serie al 90% es menor que las otras disyuntivas aunque, en promedio, en los extremos tiende a subestimar el valor efectivo.

Adicionalmente, a modo de ejercicio, se realizó una sofisticación a este método 3, consistente en suponer que a los analistas se les entregan los valores agregados actualizados a tres dígitos del año anterior, lo que les permitiría tener los ponderadores correctos a ese nivel. Los resultados muestran que dicha información no mejora significativamente los resultados ya obtenidos a través de los métodos expuestos (ver los resultados en el apéndice, bajo el título “Método 4”).

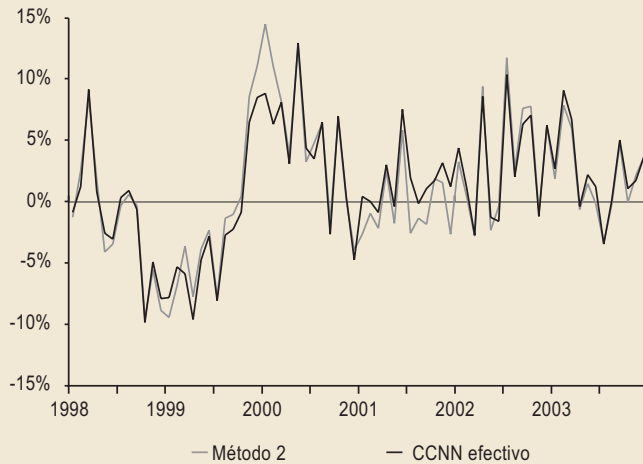
**IV. PREVISIÓN DE LOS ERRORES**

Adicionalmente, se revisó el comportamiento de los errores en los que se incurre al estimar la variación de la industria con la mejor metodología utilizable con los datos disponibles (método 3). La revisión consistió en determinar si los errores presentan algún patrón, que permita descartar o no la hipótesis de “ruido blanco”, con el propósito de evaluar la capacidad predictiva del modelo seleccionado.

Para realizar este ejercicio, se revisaron las diferencias entre los datos efectivos y los datos estimados para el período comprendido entre enero 1997 y agosto 2003. La serie seleccionada no presenta una raíz unitaria, y se procedió a identificar una representación Sarma.

**GRÁFICO 2**

**Tasas de Variación en 12 Meses y Diferencias Respecto de la Tasa Efectiva**



El modelo seleccionado fue:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_3 L^3) \eta_t = \mu + (1 - \theta_{12} L^{12}) v_t$$

donde

$\eta_t$ : son las diferencias entre las tasas estimadas y las tasas efectivas;

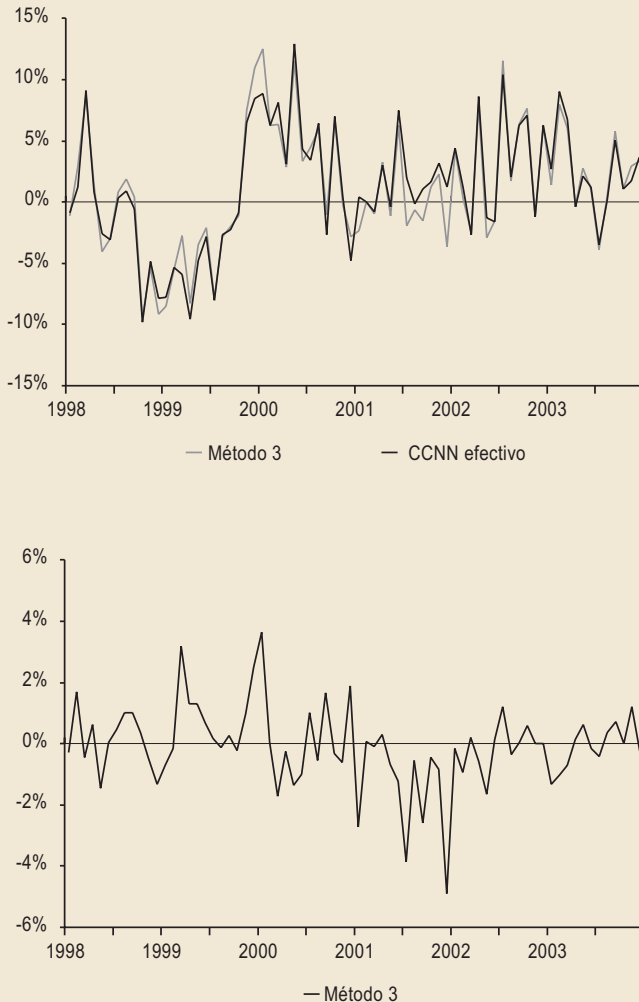
$v_t \sim \text{Ruido Blanco } (0, \sigma^2)$ : son errores estimados a partir de la especificación anterior.

$$\eta_t = -0.001 + 0.341 * \eta_{t-1} + 0.216 * \eta_{t-5} + v_t - 0.718 * v_{t-12}$$

(0.0010)            (0.0976)            (0.0995)            (0.1327)

(los valores entre paréntesis corresponden a las desviaciones estándar).

### Tasas de Variación en 12 Meses y Diferencias Respecto de la Tasa Efectiva



Al comparar los valores estimados según el método 3, corregidos por la proyección de los errores, con las tasas efectivas de Cuentas Nacionales, se encuentra que no habría una mejora sustancial. Este resultado no sorprende, ya que la evaluación cubrió los últimos dos años, para los que la aproximación del método 3 a las variaciones efectivas es especialmente buena. En efecto, los errores de estimación se encuentran, en promedio, en torno a 0.5% durante ese período. Sin embargo, en los períodos previos, la diferencia promedio llega a sobrepasar el punto y medio porcentual. Es para esos períodos que la estimación de errores ayuda a tener una mejor aproximación del IPFV del INE al valor agregado del Imacec de industria, reduciendo

la diferencia promedio prácticamente a la mitad.

Finalmente, si bien cabe la duda respecto de para qué períodos la proyección del error permitirá hacer una mejor proyección de la variación de la actividad industrial, en el peor de los casos, esta estimación de las diferencias no deteriorará la aproximación del método 3.

## V. CONCLUSIONES

Una vez revisados los resultados, se puede concluir que:

- Es posible obtener una aproximación razonable de la evolución de la actividad industrial con la información disponible. Las alternativas de cálculo descritas se correlacionan con la variación del índice efectivo, en promedio, en 0.96; las diferencias entre una tasa y otra se mueven en torno al 1% con una desviación estándar de 1% y, en promedio para el 90% de la muestra, no son superiores a 2.6%. Esto último resulta útil a la hora de analizar las variaciones, ya que si bien un error de 2.5% puede acarrear cambios de signo, en el escenario probable no alterará la tendencia.
- Aunque las diferencias no son exageradas, pueden incluso tener signo distinto cuando son muy bajas. En términos agregados, las tasas arrojan diferencias debido a que difieren las ponderaciones, la apertura y el tratamiento que se da a actividades como aceites y pesca.
- Las diferencias remanentes entre las variaciones de la actividad industrial utilizada en el cálculo del Imacec y las que se pueden obtener con alguno de los métodos alternativos responden principalmente a i) el tratamiento que se da a la línea de alimentos y bebidas, la que se introduce desagregada a cuatro dígitos y con participaciones de la MIP 1996, en vez



de las ponderaciones usadas por el INE y ii) información adicional exógena al IPVF<sup>3</sup> en las líneas de aceites y pesca. Aunque no es posible

<sup>3</sup> Si bien para los últimos dos años la incidencia promedio de considerar información exógena al índice del INE ha sido menos de 0.2 punto porcentual, la mayor de estas estuvo en torno a 1 punto en ese período. Ver gráfico A2 en el apéndice.

entregar esta información detallada a los analistas, ello no les impide realizar estimaciones bien comportadas.

## APÉNDICE

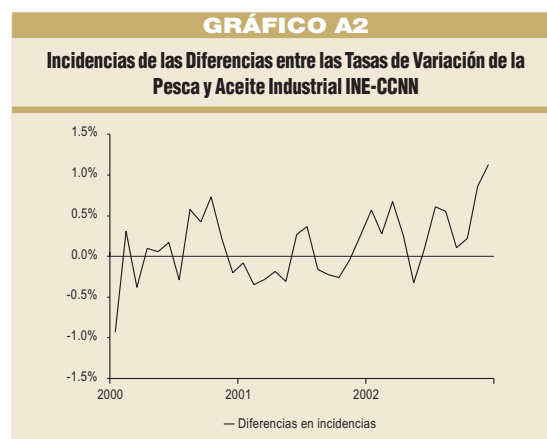
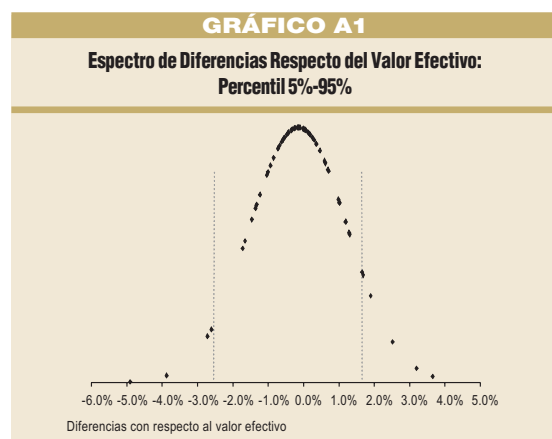
### ANÁLISIS ESTADÍSTICO DE RESULTADOS

Con el propósito de analizar la bondad de ajuste de cada uno de estos tres métodos, se construyen las diferencias de las tasas de variación resultantes de estos con respecto al valor efectivo. Las principales estadísticas de cada uno de los escenarios antes mencionados se presentan en el cuadro A1.

El cuadro muestra que la mayor diferencia (en valor absoluto) entre el valor efectivo y el valor estimado corresponde al método 2 (5,3%). Las diferencias mínimas son prácticamente nulas para los tres métodos. En cuanto a los promedios, se desprende que en términos generales no son muy diferentes de

1% en cada método. La mediana nos muestra que la mitad de las diferencias absolutas no supera el 1%. Por su parte, las desviaciones estándar fluctúan en torno a 1%.

Por otro lado, para analizar las correlaciones que existen entre ambos métodos, se utilizan las diferencias efectivas (al igual que para el cálculo de los percentiles). Las correlaciones son prácticamente las mismas para los tres métodos, aunque para el método 3 arroja el mejor resultado, con un ajuste de 0,97. De los percentiles se puede extraer que el método 1 está centrado, en cambio los métodos 2 y 3 muestran un sesgo negativo (el método, en promedio, subestima la tasa efectiva). El gráfico A1 (distribución de las diferencias de los valores obtenidos a través del método 3) ilustra este sesgo.



**CUADRO A1**

### Diferencias con Respecto a la Tasa Efectiva

	Método 1 INE	Método 2 INE CCNN (fija)	Método 3 INE CCNN (Lasp.)	Método 4 INE CCNN (Lasp. - Act.)
Max*	4.6%	5.6%	4.9%	4.8%
Min*	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%
Promedio*	1.2%	1.1%	0.9%	1.0%
Mediana*	1.0%	0.8%	0.6%	0.7%
D.S.*	0.9%	1.1%	0.9%	1.0%
Correlación	0.95	0.96	0.96	0.97
Percentil 5	-2.5%	-2.7%	-2.5%	-2.6%
Percentil 10	-1.8%	-1.5%	-1.4%	-1.5%
Percentil 25	-0.9%	-0.9%	-0.6%	-1.0%
Percentil 75	1.1%	0.7%	0.6%	0.2%
Percentil 90	2.0%	1.3%	1.3%	1.0%
Percentil 95	2.2%	2.1%	1.7%	1.3%

Fuente: elaboración propia basada en información pública.

\* diferencias en valor absoluto



**COMENTARIO AL LIBRO  
“WHEN ALL ELSE FAILS: GOVERNMENT AS THE ULTIMATE RISK MANAGER”**

**de David A. Moss  
Harvard University Press, 2002**

*Edgardo Barandiarán M.\**



**E**l análisis de los riesgos siempre ha sido preocupación principal en la gestión de los negocios privados, y hoy ocupa un lugar prioritario en la investigación académica y la gestión de los gobiernos. Los avances en el conocimiento científico de los fenómenos naturales y sociales en un mundo cada vez más complejo e incierto han sido un incentivo fuerte para buscar fórmulas que permitan enfrentar mejor los riesgos. El conocimiento científico, sin embargo, está lejos de dar respuestas adecuadas a los desafíos que plantean muchos riesgos del mundo moderno y de generar consensos que faciliten su consideración en las decisiones públicas. El libro de David A. Moss sobre cómo el gobierno de Estados Unidos ha intervenido —desde un principio y de manera creciente— en la gestión de los riesgos nos ayuda a comprender la poca recepción del conocimiento científico en las decisiones públicas. Aunque la intención manifiesta del autor es mostrar que hoy esta intervención es extensiva y

*Intervención estatal y gestión  
de los riesgos: análisis histórico*

En los capítulos 3 a 9, Moss presenta un análisis histórico de algunos casos de políticas públicas en apoyo de su tesis central sobre la necesidad de la intervención estatal, debida a los fracasos frecuentes de la gestión privada de los riesgos. Su visión de esa historia es que desde la Independencia la intervención ha sido consistente y extensiva —en un primer periodo para apoyar la expansión de las actividades empresariales, luego ampliada a la protección de los trabajadores y más recientemente extendida a la protección de los consumidores— además de eficaz en lograr una importante reasignación y distribución de los riesgos (y quizá también en reducir estos riesgos, aunque esto último ocupa un lugar menor en su análisis). En el capítulo 10, Moss analiza las conclusiones del análisis histórico como indicativas de tendencias generales. Por cierto, el estudio de casos —aunque se haya acertado en la elección y sobresalido en el análisis— no permite hacer extrapolaciones a realidades complejas y cambiantes, especialmente si la intención es sacar conclusiones generales sobre estas realidades.

El punto de partida para comprender el origen y la legitimidad de los gobiernos es reconocer la protección de los gobernados como su función esencial, en sus dos dimensiones: la defensa contra fuerzas externas y el mantenimiento de un orden interno. En el segundo párrafo del capítulo 10, Moss recuerda a Cicerón, Hobbes y J. Stuart Mill para ese reconocimiento. Por lo tanto, no debe sorprender que las capacidades necesarias para esa función —en particular, la capacidad para movilizar recursos y para hacer cumplir las normas sociales— luego hayan servido de base para proteger a los gobernados de

Cualquiera sea la posición ideológica sobre las funciones de los gobiernos, su existencia siempre ha estado condicionada a su eficacia en la protección de los gobernados. En el prefacio, Moss recuerda que terminó de escribir su libro meses antes del 11 de septiembre de 2001, pero se publicó un par de meses después, y dice que las respuestas inmediatas a la tragedia fueron muy familiares. Y lo fueron porque el gobierno respondió como los gobernados esperaban que lo hiciera. Sorprende, entonces, que en ese mismo prefacio y a lo largo de todo el capítulo 10, Moss tome como punto de referencia para evaluar la intervención estatal la ilusión de mercados completos capaces de reasignar o distribuir todos los riesgos.

La primera conclusión que destaca Moss se refiere a la gestión de los riesgos como una herramienta flexible de las políticas públicas. Esta flexibilidad se define por la variedad de problemas y los diversos objetivos que esa gestión permite solucionar e intentar lograr. Su discusión, sin embargo, deja la duda sobre si la conclusión es tautológica o no: en el concepto de gestión de riesgos quedan incluidos varios instrumentos que pueden asignarse a objetivos específicos distintos, esto es, lo mismo que se supone de las políticas públicas por definición. Moss tiene un buen punto cuando se pregunta por qué el legislador no se planteó la gestión de riesgos como una función general del gobierno, a pesar de que continuamente sus iniciativas estaban precipitadas por la necesidad de hacer frente a un riesgo. Moss no da una respuesta, pero puede argumentarse que la preferencia por hablar de políticas públicas en relación con áreas definidas por el bien o servicio que se provee a los ciudadanos —pero no por los riesgos comunes a varias áreas— se debe a la importancia de otros objetivos que no dicen relación con los riesgos sino con el valor del bien o servicio y con el conocimiento especializado en esas áreas.

En el análisis de la primera conclusión, Moss analiza los objetivos finales (o las preferencias sociales) de la gestión de riesgos y la importancia relativa de la reducción, la reasignación y la distribución de los riesgos como objetivos instrumentales. Con respecto a los objetivos

principalmente a los mayores niveles de ingreso. Las limitaciones de su análisis histórico no le permiten reconocer otros factores que también pueden haber sido importantes, tales como los fuertes cambios demográficos a partir de 1800 en todo el mundo (esto es, desde el inicio de la transición demográfica que se proyecta termine en la segunda mitad de este siglo XXI) y sus consecuencias para la organización económica y social (en particular la formación de grandes centros urbanos); los fuertes cambios en las instituciones políticas que han aceptado una mayor influencia de las mayorías en las decisiones públicas y en las instituciones jurídicas que han permitido derribar barreras de exclusión social al interior de los países y entre países; los grandes cambios tecnológicos causantes de *shocks* que demandaron fuertes ajustes económicos y sociales; y también las continuas y, por momentos, graves amenazas de ataques externos. Cualquiera de estos factores podría explicar una parte significativa de los cambios en los objetivos finales durante los dos siglos considerados por Moss.

En relación con los objetivos instrumentales de la gestión de riesgos, Moss es muy reticente a expandirse sobre las relaciones entre estos objetivos. En el estudio de sus casos no hizo referencia sistemática a la reducción de los riesgos como objetivo instrumental, pero ahora reconoce su importancia, especialmente en el tercer período de su análisis. Este reconocimiento no se traduce, sin embargo, en una comparación sistemática con la reasignación y la distribución de los riesgos. Más importante, dado que su análisis sí se centró en ellos, sorprende que no haya intentado sacar conclusiones específicas sobre las situaciones en que la reasignación de riesgos sería preferible y viable en relación con su distribución. Aparentemente, el potencial de la reasignación de riesgos es bastante limitado en relación con su distribución, porque está condicionada por la evolución de principios jurídicos —en Estados Unidos esto se manifiesta eventualmente en la jurisprudencia— de los que el gobierno se puede apartar solo de manera excepcional.

En los tres casos analizados por Moss donde el

responsabilidad por daños al medio ambiente—su presentación plantea quiebres más o menos abruptos cuando decisiones anteriores y cambios en los objetivos finales podían hacer presumir una aceleración de su evolución. Por mucho tiempo, la distribución de los riesgos pudo parecer una solución apropiada —a través de seguros obligatorios y también de seguros y garantías públicas y de asistencia después de desastres— pero desde hace ya un tiempo la restricción presupuestaria del gobierno ha estado limitando su potencial (más aún si se incluyen las obligaciones contingentes en la deuda pública).

En lugar de profundizar el análisis de los objetivos instrumentales, Moss centra el resto del capítulo 10 en otras dos conclusiones. Según Moss, su estudio de casos muestra que el análisis económico de los legisladores habría sido sofisticado porque sospechaban que muchos riesgos no podían ser reasignados o distribuidos por los mercados: su entendimiento de las imperfecciones de los mercados habría anticipado las contribuciones de Arrow.<sup>1</sup> (Moss repite argumentos del capítulo 2, donde había presentado su marco teórico, ilustrándolos con citas que apoyan su conclusión). Por supuesto, estas ilustraciones poco ayudan a entender cómo los legisladores (o cualquier otra persona que tomó decisiones privadas o públicas sobre riesgos) percibían el funcionamiento de una economía de mercado. La articulación de sus posiciones no estaba dirigida a argumentar con los teóricos de la economía del bienestar, sino con opositores que por convicciones o intereses distintos defendían el status quo y viceversa (debe tomarse en cuenta que Moss limitó el estudio de los casos a los argumentos de los legisladores, sin hacer referencia sistemática al debate entre los economistas contemporáneos).

En su última conclusión, Moss se aventura a afirmar que la intervención en la gestión de riesgos habría sido la forma elegida por los “antiestatistas” para resolver los problemas apremiantes derivados de los fracasos privados en la gestión de riesgos: “*To put it simply, public risk management seems to have constituted a peculiarly attractive form of statism for anti-statists*”.<sup>2</sup> Si en la conclusión anterior Moss

la inclinación pragmática de los legisladores para resolver problemas (aunque siempre a la sombra de profundos sentimientos antiestatistas). Quizá desde Europa se pueda ver un sesgo antiestatista, pero desde Estados Unidos ese mismo sesgo se ve estatista (Moss compara superficialmente la gestión pública de los riesgos en Estados Unidos y Europa, pero en realidad su análisis es una defensa del estado del bienestar de la vieja Europa).

Moss concluye el capítulo 10 planteando la pregunta de William Sombart sobre por qué no ha habido socialismo en Estados Unidos. Por supuesto, este tipo de pregunta solo se puede contestar con otra pregunta más relevante; así, Moss se pregunta cómo se han resuelto los problemas sociales sin socialismo, y su respuesta es que en buena medida por la gestión pública de los riesgos, ya que el legislador prefirió ‘redistribuir’ riesgos en lugar de riqueza. Pero si la palabra clave para definir el socialismo es redistribución de algo sobre lo que no necesitamos ponernos de acuerdo, entonces todos somos socialistas. Para mí la pregunta relevante supone un giro ‘clintoniano’: ¿es el socialismo un orden socioeconómico?

### *Intervención estatal y gestión de los riesgos: prospectiva*

Yendo más lejos que Moss, no tengo duda de que la gestión de los riesgos continuará siendo parte importante de la gran mayoría de las políticas públicas, y la razón misma de por lo menos la política de defensa. En el futuro inmediato, el legado de las incertidumbres pendientes y el cuestionamiento de los medios usados para controlar los riesgos serán desafíos difíciles, pero además debemos afrontar los nuevos riesgos originados en cambios demográficos, sociales, políticos y económicos. Algunos de ellos podrán ser gestionados individualmente, pero muchos otros tenderán que ser decididos y ejecutados colectivamente y en particular por los gobiernos. En todos los casos, el conocimiento científico será crítico para decidir

<sup>1</sup> Ver páginas 294 y 302.

su libro, Moss reconoce la importancia del conocimiento, pero sus preocupaciones parecen no estar bien encaminadas.

Moss se refiere primero a algunos problemas pendientes, extensiones de los casos analizados en capítulos anteriores. Si bien hay motivo para celebrar que reformas pasadas todavía estén rindiendo frutos —Moss cita el caso de la reasignación de la responsabilidad por fraude en el uso de las tarjetas de crédito, que ha facilitado el desarrollo de los pagos por Internet—, en otros casos las reformas no son adecuadas para enfrentar nuevas realidades —Moss argumenta que no se puede tener un sistema internacional de seguros de depósitos como los sistemas nacionales—, y en otros las deficiencias de los programas existentes de distribución de riesgos no deben llevar a su abandono —Moss menciona el ejemplo del programa de pensiones y las propuestas para su privatización. En oposición a los argumentos de Moss, se puede decir que el caso de las tarjetas de crédito es un buen ejemplo de los incentivos que las empresas tienen para tomar riesgos cuando nuevas tecnologías prometen beneficios extraordinarios sin importar la asignación de la responsabilidad por fraude; que su suposición de que las recientes crisis monetarias y financieras de México y Asia son casi idénticas a las corridas bancarias del siglo XIX se contradice con su idea de que la solución radica en monitorear a los gobiernos nacionales de igual manera que estos monitorean a los bancos; y que su idea sobre el programa de pensiones de mantener el propósito inicial de redistribuir riesgos —punto muy discutible ya que estrictamente se lo puede considerar un programa de ahorro— supone atarse al pasado convirtiendo un objetivo instrumental en objetivo final.

Más importante, en esos tres ejemplos, el conocimiento es decisivo para evaluar opciones que permitan progresar sobre el status quo. El caso de las tarjetas de crédito es ilustrativo del permanente debate sobre los nuevos riesgos que plantean los cambios tecnológicos. Los cambios son precipitados por nuestro mayor conocimiento científico, mientras que los nuevos riesgos se orientan en los límites

responsabilidades, pero hoy su eficacia no es suficiente para satisfacer la mayor demanda por protección, y se exige la intervención estatal para, al menos, prevenir catástrofes. El caso de las crisis financieras es similar cuando su origen está en la expansión del crédito en respuesta a nuevas oportunidades de inversión: los acreedores confían en el conocimiento que los deudores tienen de estas oportunidades, sabiendo que este conocimiento es siempre limitado y que por lo tanto están asumiendo riesgos. La diferencia entre los dos casos es que en el primero la integridad física de las personas puede estar en juego, mientras que en el segundo lo está solo el patrimonio de las personas. Por supuesto, esta diferencia se refleja en la intensidad de las demandas por protección y justifica posiciones más ‘permissivas’ de los riesgos financieros. El caso del programa de pensiones refuerza esta idea sobre la permisividad relativa de los riesgos financieros. En cuanto mecanismo obligatorio de ahorro de personas de ingresos medios y bajos, el programa de pensiones es exitoso si a una edad predeterminedada (que no significa necesariamente el retiro) la acumulación de las contribuciones obligatorias ayuda a generar una renta vitalicia coherente con el nivel de vida que se había tenido hasta ese momento. Los riesgos financieros originados en la inversión del fondo acumulado pueden ser excesivos, pero esto justifica restricciones a la toma de riesgos y no la garantía estatal de una renta vitalicia. Estas restricciones necesariamente tienen que reflejar el conocimiento sobre las oportunidades de inversión y los límites de este conocimiento. En los tres casos, las dificultades para decidir a priori cuándo y cómo debe intervenir el gobierno para reducir los riesgos justifican el diseño de órganos y procesos administrativos eficaces para decidir situaciones concretas, aunque sabemos que por las limitaciones de todos los órganos y procesos públicos, la intervención estatal jamás podrá ‘completar’ los mercados.

El otro tema que Moss analiza en el epílogo se refiere a las consecuencias negativas de un mayor conocimiento científico para los seguros de salud. Moss acepta que la investigación científica sobre el genoma humano puede cambiar la medicina lo

cada uno con unos pocos demandantes homogéneos en sus riesgos y así cobrar primas distintas según la predisposición a enfermarse. Si bien esta discriminación concebida para aprovechar el conocimiento disponible tendría sentido económico, Moss considera que quitaría apoyo social a los seguros privados; en otras palabras, la discriminación sería insidiosa. Moss aprueba la primera reacción del gobierno de Estados Unidos de prohibir a las compañías de seguros el uso del conocimiento del genoma humano, al punto de considerar esta prohibición una aplicación afortunada de la teoría de John Rawls sobre la elección de los principios de justicia detrás de un velo de ignorancia. Su argumento decisivo para aprobar la prohibición, sin embargo, es que la imposibilidad de hacerla cumplir llevará a un programa público de seguro obligatorio, su primer mejor.

La pretensión de que el gobierno podrá manejar apropiadamente el mayor conocimiento científico recuerda las buenas intenciones de Oskar Lange cuando volvió desde la Universidad de Chicago (sí, de Chicago) a su Polonia natal después de la Segunda Guerra para implementar el socialismo de mercado. Si la investigación sobre el genoma humano lleva algún día a que podamos conocer nuestras diferencias en la propensión a caer enfermos, las respuestas privadas serán muy distintas de las que en este momento estamos pensando y discutiendo. Si podemos estar ciertos de que las respuestas privadas no serán perfectas y que las presiones por nuevas acciones colectivas serán importantes, pero como siempre las respuestas públicas en regímenes democráticos estarán atemperadas por otros valores, en particular la libertad, y porque pocos esperan gobiernos perfectos: Como ha ocurrido otras veces, la reacción inicial de miedo a lo que la investigación sobre el genoma humano pueda producir probablemente será seguida por regulaciones dirigidas a lograr un

tener confianza en que las nuevas generaciones de legisladores estarán inclinadas a compromisos prácticos, como sus antecesores de los siglos XIX y XX si aceptamos su juicio, algo que no hicieron Oskar Lange y los gobiernos polacos durante el régimen comunista.

En resumen, el libro de David A. Moss es un trabajo pionero en el análisis sistemático de la gestión pública de los riesgos, y debemos celebrar su disponibilidad como punto de partida para la investigación en un tema amplio y complejo y por cierto de suma importancia. Sus limitaciones deben apreciarse en el contexto de lo que hemos avanzado en ese análisis y en lo mucho que queda por delante. Su marco teórico toma en cuenta los elementos centrales desarrollados en las últimas cuatro décadas y por supuesto el problema principal es cómo aplicarlo en la investigación empírica. Su opción por el análisis histórico es apropiada porque otras alternativas no pueden darnos una perspectiva global de esa gestión, aunque sí sean adecuadas para estudiar riesgos específicos. Sus casos son interesantes y solo podemos lamentar que no haya podido incluir otros más. Su análisis está limitado a la reasignación y la distribución de riesgos, pero en este momento difícilmente se pueda intentar un análisis comparativo con la reducción de riesgos y el ahorro en un estudio global de la gestión pública de riesgos. A lo largo de mi revisión he apuntado limitaciones que espero sirvan de guía a futuros trabajos en esta área. Algunos juicios críticos responden a mi percepción de sesgos por una mayor intervención estatal en la forma de seguros, a su vez reflejo de una inclinación por redistribuir riesgos como objetivo final de la gestión pública. Ojalá estos juicios sirvan para continuar discutiendo la racionalidad de la gestión pública de los riesgos.







de Richard Lyons  
(MIT Press 2001)

Jorge Selvaie C. \*



Las contribuciones originales e influyentes de Meese y Rogoff (1983a, 1983b) evidencian un limitado o más bien nulo rol de los fundamentos macroeconómicos —principalmente tasas de interés, dinero y producto— en la predicción de movimientos del tipo de cambio luego del colapso del sistema de Bretton Woods a principios de los setenta.<sup>1</sup> La poca capacidad predictiva de los fundamentos macroeconómicos se ha transformado en un verdadero desafío para los economistas contemporáneos que han buscado las más variadas formas y variables para mejorar las predicciones realizadas con un simple proceso aleatorio (Mark, 1995). Este desafío se ha visto limitado por la disponibilidad de información y, al mismo tiempo, se ha beneficiado de las más sofisticadas técnicas econométricas (Sarno y Taylor, 2002).

¿Qué hacer en un contexto en que los fundamentos macroeconómicos cumplen un rol limitado? Pues bien, el autor de este libro ofrece una alternativa: una

de su amplio conocimiento del mercado cambiario a nivel empírico y teórico. Lo que hace del libro una buena herramienta para economistas interesados en el tema, así como para agentes financieros que busquen una exposición detallada de los flujos de información en el mercado cambiario.

La literatura de microestructura está interesada en aspectos como la transmisión de información entre los agentes del mercado, el comportamiento de dichos agentes y la heterogeneidad en la formación de sus expectativas. Bajo la perspectiva macroeconómica tradicional, toda información relevante es pública y los sistemas de formación de precios son centralizados, existiendo un limitado espacio para asignar a los flujos y a los mecanismos de intercambio, particularmente relevantes para el mercado cambiario.<sup>2</sup>

En el primer capítulo, Lyons clarifica el concepto de *order flow* (flujo de órdenes) el que, básicamente, se transforma en el centro de la exposición en este libro.<sup>3</sup> Aunque el autor reconoce el sesgo que introduce al limitar su enfoque de microestructura al poder explicativo de dicha variable y su capacidad para resolver gran parte de los *puzzles*, no deja de decepcionar el que el libro finalice sin una respuesta convincente sobre qué determina dicha variable.

\* Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile.

<sup>1</sup> La conferencia de Bretton Woods de 1944, reflejando el pensar y sentir del mundo político y académico de la época, dio origen al Fondo Monetario Internacional y estableció un sistema de tipos de cambio fijos en los principales países industrializados.

<sup>2</sup> El sistema de formación de precios de los mercados cambiarios es por naturaleza descentralizado. Las transacciones ocurren por teléfono o fax. Llevando a que los precios no sean públicamente anunciados, y a que no todos los agentes tengan las mismas oportunidades de transar, disminuyendo la transparencia respecto a otros mercados financieros.

que permiten vislumbrar el importante rol que cumple la información y lo dispersa que esta se encuentra en la economía. Asimismo, aunque obvio para muchos, clarifica la heterogeneidad de la información que administran y procesan distintos agentes, y lo esencial que dicha heterogeneidad resulta en la determinación de los tipos de cambio. De paso, entrega una esquemática —y a veces demasiado detallada— descripción del funcionamiento de dicho mercado, pero que en definitiva termina entusiasmando al lector, quien cree haber encontrado una respuesta alternativa a la del enfoque tradicional. Sin embargo, no debemos confundirnos: el enfoque de microestructura cumple un rol más complementario que alternativo.

El quinto y el séptimo capítulo resumen gran parte de la investigación empírica que el autor ha realizado en sus contribuciones previas. Discuten algunas limitantes en la obtención de los datos necesarios para testear su enfoque y los modelos alternativos ya implementados (Evans y Lyons, 2002). Tiendo a pensar que estos capítulos resultan de gran interés para aquellos economistas financieros interesados en implementar, corregir o generar contribuciones empíricas en esta línea. Sin embargo, a pesar de lo robusto de la exposición, extraña la falta de tratamiento del mercado de derivados. En un contexto en que el crecimiento relativo de dicho mercado con respecto al mercado *spot* es superior a 30% entre los años 1998 y 2001, es una omisión que resulta difícil de perdonar (BIS, 2002). Asimismo, entrando en un terreno mucho más técnico, Lyons nos sugiere que la variable flujo de órdenes es capaz de predecir el tipo de cambio en horizontes en que los fundamentos fracasan rotundamente ¿Cómo interpretar estos prometedores hallazgos? Creo que sus resultados en primera instancia no son definitivos, y él, con total franqueza, así lo reconoce. Basta recordar los venturosos hallazgos de Mark (1995), que apuntaban, casi sin temor a equivocarse, a fundamentos macroeconómicos predicciendo extraordinariamente bien los tipos de cambio de Suiza v Japón (en menor medida, Alemania).

analizado y la particular técnica econométrica.

En el octavo capítulo, Lyons incluye en su enfoque de microestructura las intervenciones del Banco Central. El Banco Central es un participante del mercado cuyas intervenciones se caracterizan por dar una señal informativa potente y percibida de distinta manera por otros agentes del mercado. Así entonces, no es de extrañar que ellas caigan ensalzadas en la microestructura de la información y sean un excelente ejemplo de la heterogeneidad de las señales informativas en el mercado cambiario. Se levanta entonces —y es difícil no concordar con esa postura— una prometedora y fructífera avenida de investigación que puede ayudar a entender mejor la relación entre las intervenciones de los bancos centrales y las fluctuaciones del tipo de cambio. Cabe preguntarse, fraseando a Tapia y Tokman (2003) en su estudio de las intervenciones cambiarias del Banco Central de Chile, ¿podría ser esta la variable “faltante” que conduce el movimiento del tipo de cambio?

Los últimos dos capítulos pueden considerarse magníficas contribuciones para economistas que se han convencido de la relevancia del enfoque de microestructura en la determinación del tipo de cambio. Hasta ahora, Lyons se había concentrado en flujos de órdenes entre intermediarios (*dealers*), principalmente porque los flujos de órdenes entre *dealers* y clientes son más difíciles de obtener, dado su mejor contenido de información y, por lo mismo, más atesorados por los *dealers*. Sin embargo, recientes bases de datos referenciadas por Lyons están permitiendo distinguir y cuantificar los efectos de los flujos de órdenes entre distintos agentes del mercado.

¿Está el enfoque de microestructura restringido a la determinación del tipo de cambio? Lyons no aborda este aspecto aunque, sin duda, las extensiones a otros activos resultan tentadoras. En particular, aunque las acciones de sociedades anónimas se transan en mercados que tienden a ser más transparentes que los mercados de divisas, la literatura de microestructura también ha asignado un rol fundamental a los flujos de órdenes en dichos mercados (Easley, Kiefer y O'Hara, 1996).

microestructura del tipo de cambio: ¿Qué información refleja la variable flujo de órdenes?, ¿Qué mecanismo explica que las órdenes de distintos agentes afecten de forma diversa el tipo de cambio? ¿Qué pasos deben seguir las instituciones para coleccionar información de flujos de órdenes del mercado cambiario? Así termina una exposición que, sin duda, deja al lector con variadas inquietudes respecto a este novedoso enfoque. Para los convencidos solo cabe decir: *manos a la obra*.

## REFERENCIAS

Bank of International Settlements BIS (2002). *Triennial Central Bank Survey: Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in 2001*.

*Dynamics, Journal of Political Economy* 110(1): 170-80.  
Easley, D., N. Kiefer y M. O'Hara (1996). "Cream-skimming or Profit-sharing: The Curious Role of Purchased Order Flow." *Journal of Finance* 51: 811-33.

Mark, N. (1995). "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability." *American Economic Review* 85: 201-18.

Meese, R. y K. Rogoff (1983a). "Empirical Exchange Rate Models of the 1970s: Do They Fit out of Sample?" *Journal of International Economics* 14: 3-24.

Meese, R. y K. Rogoff (1983b). "The Out of Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models". En *Exchange Rate and International Macroeconomics*, editado por J. Frenkel. Chicago, IL: University of Chicago Press.

Sarno, L. y M. Taylor (2002). *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press.

Tapia, M. y A. Tokman (2003). "Efectos de las Intervenciones en el Mercado Cambiario: El Caso de Chile." Documento de Trabajo N°206, Banco Central de Chile.



# REVISIÓN DE PUBLICACIONES

ABRIL 2004

Esta sección tiene por objetivo presentar las más recientes investigaciones publicadas sobre diversos tópicos de la economía chilena. La presentación se divide en dos partes: una primera sección de listado de títulos de investigaciones y una segunda sección de títulos y resúmenes de publicaciones. Las publicaciones están agrupadas por área temática, considerando la clasificación de publicaciones del *Journal of Economic Literature (JEL)*, y por orden alfabético de los autores.

## CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

Los resúmenes de los artículos indicados con (\*) se presentan en la siguiente sección.

### Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

\* Bustos, A., E. Engel y A. Galetovic (2004). “Could Higher Taxes Increase the Long-Run Demand for Capital? Theory and Evidence for Chile.” *Journal of Development Economics* 73(2): 675-97.

\* Cerda, R., H. González y L.F. Lagos (2003). “¿Es Efectiva la Política Fiscal? Evidencia para una Economía Emergente.” Documento de Trabajo N° 249. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Noviembre.

De Gregorio, J. (2003). “Mucho Dinero y Poca Inflación: Chile y la Evidencia Internacional.” *Cuadernos de Economía* 121: 716-24.

\* Fernández, V. (2004). “The Credit Channel in an Emerging Economy.” Serie Economía N° 175. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

García, P. y R. Valdés (2003). “Dinero y Conducción de la Política Monetaria con Metas de Inflación.” *Cuadernos de Economía* 121: 698-706.

Lüders, R. y G. Wagner (2003). “Early 1930’s: A Unique Period in Fiscal Evolution?” *Cuadernos de Economía* 121: 792-5.

Vergara, R. (2003). “El Dinero como Indicador de Política Monetaria en Chile.” *Cuadernos de Economía* 121: 707-15.

### Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

\* Baffes, J. y B. Gardner (2003). “The Transmission of World Commodity Prices to Domestic Markets Under Policy Reforms in Developing Countries.” *The Journal of Policy Reform* 6(3): 159–80.

- \* Benavente, J.M., C.A. Johnson y F.G. Morandé (2003). “Debt Composition and Balance Sheet Effects of Exchange Rate Depreciations: a Firm-Level Analysis for Chile.” *Emerging Markets Review* 4(4): 397-416.
- \* De Menil, G. (2003). “Why Should the Portfolios of Mandatory Private Pension Funds be Captive? (The Foreign Investment Question).” Delta Working Paper N° 2003-12.
- \* Forbes, K.J. (2004). “Capital Controls: Mud in the Wheels of Market Discipline.” NBER Working Paper N° 10284, Febrero.
- Harrison, G.W., T.F. Rutherford y D.G. Tarr (2003). “Rules of Thumb for Evaluating Preferential Trading Arrangement: Evidence from CGE Assessments.” *Cuadernos de Economía* 121: 460-8.
- \* Hertel, T.W., P.V. Preckel, J.A.L. Cranfield y M. Ivanic (2003). “Multilateral Trade Liberalization and Poverty in Brazil and Chile.” *Économie Internationale* 94-95(2-3): 201-34.
- \* Liang, W.-J. y C.-C. Mai (2003). “Capital Flows, Vertical Multinationals, Wage Inequality, and Welfare.” *Review of Development Economics* 7(4): 599-608.
- \* Martínez-Zarzoso, I. y F. Nowak-Lehmann (2003). “Augmented Gravity Model: An Empirical Application to Mercosur-European Union Trade Flows.” *Journal of Applied Economics* 6(2): 291-316.
- \* Rutherford, T.F. y D.G. Tarr (2003). “Regional Trading Arrangements for Chile: Do the Results Differ with a Dynamic Model?” *Économie Internationale* 94-95(2-3).

#### **Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA**

- Cruz, J.M. (2003). “Risk Management in the Chilean Banking Industry: The VaR Revolution.” *Cuadernos de Economía* 121: 752-9.
- \* Gregoire, J. y S. Zurita (2003). “Desarrollo y Perspectivas de la Securitización en Chile.” *Estudios Públicos* 92: 167-204.
- \* Halac, M. y S. Schmukler (2003). “Distributional Effects of Crises: The Role of Financial Transfers.” World Bank Policy Research Working Paper N° 3173, Noviembre.

#### **Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO**

- \* Bergoeing, R., A. Hernando y A. Repetto (2003). “Idiosyncratic Productivity Shocks and Plant-Level Heterogeneity.” Serie Economía N° 173. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- Jones, G.A. (2003). “Chile: Political Economy of Urban Development.” *Journal of Economic Geography* 3(4): 453-5.
- Lüders, R. y G. Wagner (2003). “The Great Depression: A Defining Moment in Chile’s Development?” *Cuadernos de Economía* 121: 786-91.
- \* Pérez-Alemán, P. (2003). “Decentralized Production Organization and Institutional Transformation: Large and Small Firm Networks in Chile and Nicaragua.” *Cambridge Journal of Economics* 27(6): 789-805.
- \* Tironi, E. (2003). “Las PYMES en las Exportaciones Chilenas y los Acuerdos con Europa y EE.UU.” *Estudios Públicos* 92: 143-66.

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**

- Beyer, H. (2003). "Education in Chile: Looking for Better Institutional Design." *Cuadernos de Economía* 121: 539-46.
- Cerda, R. (2003). "Labor Demand: Chile 1986-2001." *Cuadernos de Economía* 121: 478-84.
- \* Cerda, R. (2003). "Endogenous Social Security Financial Crises." Documento de Trabajo N° 250. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.
- \* Chay, K.Y., P.J. McEwan y M. Urquiola (2003). "The Central Role of Noise in Evaluating Interventions that Use Test Scores to Rank Schools." NBER Working Paper N° 10118, Noviembre.
- \* Engel, E., R. Fischer y A. Galetovic (2004). "Soft Budgets and Highway Franchising." Serie Economía N° 176. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- \* Fischer, R. y A. Galetovic (2003). "Regulatory Governance and Chile's 1998-1999 Electricity Shortage." *The Journal of Policy Reform* 6(2): 105-25.
- \* Fischer, R. y A. Repetto (2003). "Método de Selección y Resultados Académicos: Escuela de Ingeniería de la Universidad de Chile." *Estudios Públicos* 92: 229-50.
- Gómez-Lobo, A., J. Núñez y C. Ruiz-Tagle (2003). "Choice Complexity in a Stated Choice Experiment: Valuing Environmental Resources in Chile." Documento de Trabajo N° 206. Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- \* Gómez-Lobo, A., C. Pantaleón, H. Frigolett, S. García y P. Valenzuela (2003). "Los Beneficios Sociales y Ambientales de Limitar la Entrada de Vehículos Diesel Livianos en la Ciudad de Santiago." *Estudios Públicos* 92: 205-28.
- Lüders, R. y G. Wagner (2003). "Nitrate Export Collapse and the Great Depression: Trigger or Chance?" *Cuadernos de Economía* 121: 796-802.
- \* Meller, P. y D. Rappoport (2003). "Comparaciones Internacionales de la Dotación de Profesionales y la Posición Relativa Chilena." Serie Economía N° 174. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- O'Ryan, R., M. Díaz y A. Ulloa (2003). "Algunas Aplicaciones de Economía Ambiental en Chile." Serie Economía N° 172. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- \* Paredes, R.D. y J.M. Sánchez (2003). "Government Concession Contracts in Chile: The Role of Competition in the Bidding Process." Documento de Trabajo N° 258. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.
- Sánchez, J.M. y J. Coria (2003). "Using a Hypothetical-Efficient Firm to Benchmark Water Utilities in Chile." *Cuadernos de Economía* 121: 566-75.
- Sapelli, C. (2003). "The Chilean Voucher System: Some New Results and Research Challenges." *Cuadernos de Economía* 121: 530-8.
- \* Sapelli, C. (2003). "Ecuaciones de Mincer y las Tasas de Retorno a la Educación en Chile: 1990-1998." Documento de Trabajo N° 254. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.
- \* Sapelli, C. (2003). "Chile: Effects of Old Age on Health Services Utilization and Consequences on System Design." Documento de Trabajo N° 255. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.



Sapelli, C. (2003). “The Political Economics of Import Substitution Industrialization.” Documento de Trabajo N° 257. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.

\* Sapelli, C. y A. Torche (2003). “Deserción Escolar y Trabajo Juvenil: ¿Dos Caras de una Misma Decisión?” Documento de Trabajo N° 259. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.

\* Sapelli, C. y B. Vial (2003). “Peer Effects and Relative Performance of Voucher Schools in Chile.” Documento de Trabajo N° 256. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.

\* Wang, L. y O.A. Davis (2003). “Freedom and Other Variables in the Choice of Public Pension Systems.” *Public Choice* 114(3-4): 361-85.

## RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

### Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

Bustos, A., E. Engel y A. Galetovic (2004). “Could Higher Taxes Increase the Long-Run Demand for Capital? Theory and Evidence for Chile.” *Journal of Development Economics* 73(2): 675-97.

On theoretical grounds alone, there is no a priori reason why higher taxes should reduce the desired capital stock, since a tax increase reduces marginal returns but also increases depreciation and interest payment allowances. Using a panel of Chilean corporations, this paper estimates a long-run demand for capital valid for a general adjustment-cost structure. Changes in the corporate tax rate are found to have no effect on the long-run demand for capital. Furthermore, when making investment decisions, firms ignore the marginal rates paid by their stockholders, suggesting the presence of a corporate veil.

Cerda, R., H. González y L.F. Lagos (2003). “¿Es Efectiva la Política Fiscal? Evidencia para una Economía Emergente.” Documento de Trabajo N° 249. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Noviembre.

Este trabajo evalúa los impactos de la política fiscal sobre la evolución de la actividad económica (PIB) en Chile. Los resultados del análisis dinámico con la metodología de VAR estructural indican efectos no keynesianos de la política fiscal. Un aumento (reducción) en el gasto fiscal puede tener efectos recesivos (expansivos) si se asocia con mayores (menores) impuestos futuros; un aumento (disminución) de impuestos puede ser expansivo (recesivo) si permite anticipar menores (mayores) impuestos de manera permanente en el futuro. Los resultados empíricos indican que un aumento del gasto fiscal tiene efectos negativos sobre el PIB en el corto plazo, que se deshacen después de 24 trimestres. El aumento de impuestos tiene inicialmente un efecto positivo sobre el producto para generar posteriormente un efecto negativo sobre este. La dinámica, en este último caso, está relacionada inicialmente con un superávit fiscal que se revierte, produciéndose un déficit fiscal después de 12 trimestres. La expansión del PIB coincide con el superávit fiscal, mientras que la caída en el PIB coincide con el déficit fiscal.

Fernández, V. (2004). “The Credit Channel in an Emerging Economy.” Serie Economía N° 175. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

To date, there is no consensus about how frictions in the credit market affect the transmission of the monetary policy to the real economy. The traditional money channel states that when the Central Bank reduces its reserves, commercial banks are forced to reduce their demand for deposits. If prices are sticky, in the short-run a decrease in real monetary holdings should lead to higher real interest rates and should translate into a contraction of interest-sensitive components of aggregate spending. The most recent literature has focused on the role of the credit channel. This states that the direct effect of monetary policy on interest rates is amplified by changing the terms and availability of bank loans. Given that firms and consumers lack perfect substitutes for bank loans, they will be unable to offset the reduced supply of loans.

This article focuses on testing the existence of a credit channel in Chile. Our sample comprises 19 banks that operated in Chile over January 1999-December 2002. Over that period, banks primarily offered loans to firms in the manufacturing and the financial services sectors (13 and 26 percent of total loans, respectively), and to individuals through consumption and mortgage loans (9 and 10 percent of total loans, respectively). Our estimation results show that the loans supply and the deposits demand are affected by bank characteristics—such as liquidity, size, past-due loans share, and capitalization—economic activity, the level of interest rates, real exchange depreciation, and by the Santiago Stock Exchange trading. Our results support the existence of a credit channel in the Chilean economy.

### Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

Baffes, J. y B. Gardner (2003). “The Transmission of World Commodity Prices to Domestic Markets Under Policy Reforms in Developing Countries.” *The Journal of Policy Reform* 6(3): 159–80.

This paper examines the degree to which world price signals have been transmitted into domestic prices for eight countries and ten commodities, a total of 31 country/commodity pairs. The main characteristic of these countries was that they all undertook substantial policy reforms during the mid-1980s to early 1990s. The paper investigates the effect of reforms on the speed at which signals were transmitted to domestic markets and on the extent of price transmission. We find that Chile, Mexico, and Argentina are the only countries whose domestic commodity markets were integrated with world markets. For the remaining cases (Ghana, Madagascar, Indonesia, Egypt, and Colombia) in only a few country/commodity pairs is there some passthrough of world price changes. In terms of the effects of policy reforms, in the majority of the cases the hypothesis of a structural break following the reform year is rejected.

Benavente, J.M., C.A. Johnson y F.G. Morandé (2003). “Debt Composition and Balance Sheet Effects of Exchange Rate Depreciations: a Firm-Level Analysis for Chile.” *Emerging Markets Review* 4(4): 397-416.

By studying the behavior of foreign currency borrowing, maturity, sales and the investment decisions of firms listed in the Chilean Stock Exchange from 1994 to 2001, this paper assesses whether in the aftermath of the Asian crisis of the late 1990s the depreciation of the local currency (Chilean peso) affected these firms’ real and financial decisions. At issue is the contrast between a negative net-worth effect and a potential expansionary competitiveness effect for the tradable sector. We find that there exists little evidence that devaluations cause a positive impact on investment and sales for firms with dollar denominated debt. The maturity structure of Chilean firms is mainly explained by the size of the companies. Large firms will have a debt structure biased to higher maturities. Analyzing

dollar denominated debt composition the evidence shows that larger firms maintained a higher proportion of dollar denominated debt reflecting the development of the financial sector in Chile.

De Menil, G. (2003). "Why Should the Portfolios of Mandatory Private Pension Funds be Captive? (The Foreign Investment Question)." Delta Working Paper N° 2003-12.

Should the portfolios of mandatory, private pension funds in developing countries be invested exclusively in the home country? Or should their managers be free to make prudent investments anywhere in the world? Traditional portfolio analysis gives a clear answer from the point of view of the beneficiaries of the funds: Lifting geographic restraints expands the riskreward frontier, and unequivocally enhances their welfare. However, if the balance of payments is constrained, capital outflows must be offset by compensating inflows. We assume that, when pension funds purchase foreign securities, the State is constrained to borrow an equal amount on international markets. We then use a simple model to analyze the resulting trade-offs. Chile, Argentina, Poland and Kazakhstan provide concrete examples of some of the issues discussed.

Forbes, K.J. (2004). "Capital Controls: Mud in the Wheels of Market Discipline." NBER Working Paper N° 10284, Febrero.

Widespread support for capital account liberalization in emerging markets has recently shifted to skepticism and even support for capital controls in certain circumstances. This sea-change in attitudes has been bolstered by the inconclusive macroeconomic evidence on the benefits of capital account liberalization. There are several compelling reasons why it is difficult to measure the aggregate impact of capital controls in very different countries. Instead, a new and more promising approach is more detailed microeconomic studies of how capital controls have generated specific distortions in individual countries. Several recent papers have used this approach and examined very different aspects of capital controls from their impact on crony capitalism in Malaysia and on financing constraints in Chile, to their impact on US multinational behavior and the efficiency of stock market pricing. Each of these diverse studies finds a consistent result: capital controls have significant economic costs and lead to a misallocation of resources. This new microeconomic evidence suggests that capital controls are not just sand', but rather mud in the wheels' of market discipline.

Hertel, T.W., P.V. Preckel, J.A.L. Cranfield y M. Ivanic (2003). "Multilateral Trade Liberalization and Poverty in Brazil and Chile." *Économie Internationale* 94-95(2-3): 201-34.

This paper combines results from a newly available international, cross-section consumption analysis, with earnings data from household surveys from Brazil and Chile, to analyze the implications of multilateral trade liberalization for impoverished households in these two countries. Emphasis throughout this paper is on the short run, during which capital and self-employed labor are sector-specific, with wage labor being the only mobile factor of production. We find aggregate poverty is reduced in both Brazil and Chile. However, while the agriculture-specialized populations in both countries experience a large reduction in poverty, the non-agriculture profits-specialized and wage-labor households experience increases in poverty.

Liang, W.-J. y C.-C. Mai (2003). "Capital Flows, Vertical Multinationals, Wage Inequality, and Welfare." *Review of Development Economics* 7(4): 599-608.

Wage inequality between skilled and unskilled labor in the US and its trading partners, Mexico and Chile, has increased since 1980, while Taiwan's wage inequality has decreased since the mid-1980s. The authors provide a new explanation for the latter, involving a rise in capital flows from Taiwan to

less-developed countries (LDCs) in the form of vertical multinationals (MNEs), and a corresponding rise in intermediate-good exports from the MNEs to subsidiaries in LDCs. Moreover, national income in both countries definitely improves.

Martínez-Zarzoso, I. y F. Nowak-Lehmann (2003). "Augmented Gravity Model: An Empirical Application to Mercosur-European Union Trade Flows." *Journal of Applied Economics* 6(2): 291-316.

This paper applies the gravity trade model to assess Mercosur-European Union trade, and trade potential following the agreements reached recently between both trade blocs. The model is tested for a sample of 20 countries, the four formal members of Mercosur plus Chile and the fifteen members of the European Union. A panel data analysis is used to disentangle the time invariant country-specific effects and to capture the relationships between the relevant variables over time. We find that the fixed effect model is to be preferred to the random effects gravity model. Furthermore, a number of variables, namely, infrastructure, income differences and exchange rates added to the standard gravity equation, are found to be important determinants of bilateral trade flows.

Rutherford, T.F. y D.G. Tarr (2003). "Regional Trading Arrangements for Chile: Do the Results Differ with a Dynamic Model?" *Économie Internationale* 94-95(2-3).

Starting from our earlier multi-region trade model, we develop two new 24 sector small open economy (SOE) computable general equilibrium models (CGE) of Chile. One is comparative static and the other is dynamic. We evaluate the impact of Chile forming free trade agreements with either NAFTA or MERCOSUR. Our principal result is that the dynamic SOE model does not produce welfare estimates significantly different from the comparative static SOE model. Our second result is that, although the difference is small, it is possible for a fully dynamic model to produce welfare estimates for a preferential trade area that are welfare inferior than those from a comparative static model. Finally, we develop two classes of comparative steady-state models and show that it is necessary to properly calibrate these models to the dynamic steady-state equilibrium path in order to produce estimates that are not significantly biased relative to the true dynamic estimates.

### Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

Gregoire, J. y S. Zurita (2003). "Desarrollo y Perspectivas de la Securitización en Chile." *Estudios Públicos* 92: 167-204.

En este artículo se analizan el desarrollo y las perspectivas futuras de la actividad securitizadora en Chile. Se concluye que la securitización en Chile tiene amplio espacio por crecer, pero que sólo es una alternativa más de financiamiento y, por lo tanto, su desarrollo futuro dependerá mayoritariamente de la evolución de los costos relativos de financiamiento alternativos, influidos también por los equilibrios macroeconómicos que pueden afectar el riesgo país, entre otros factores.

Halac, M. y S. Schmukler (2003). "Distributional Effects of Crises: The Role of Financial Transfers." World Bank Policy Research Working Paper N° 3173, Noviembre.

Financial crises affect income distribution via different channels. In this paper, we argue that financial transfers are an important channel, which has been overlooked by the literature. We study the role of financial transfers by analyzing some of the most severe Latin American crises during the last decades (Chile 1981-1983, Mexico 1994-1995, Ecuador 1998-2000, Argentina 2001-2002, and Uruguay 2002). First, we investigate transfers to the financial sector, which are

those from non-participants to participants of the financial sector. Second, we explore who receives these financial transfers by identifying the winners and losers within the financial sector. Our analysis suggests that financial transfers during crises are large and expected to increase income inequality.

**Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO**

Bergoeing, R., A. Hernando y A. Repetto (2003). “Idiosyncratic Productivity Shocks and Plant-Level Heterogeneity.” Serie Economía N° 173. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile. Using plant-level data on Chilean manufacturing firms for the 1980-99 period, we estimate and characterize disaggregate total factor productivity. We show that idiosyncratic productivity shocks are a quantitatively relevant source of the observed heterogeneity in the behavior of plants. Both exit and input demand decisions are correlated with our estimates of plant level productivity. We then use these estimates to study the microeconomic sources of aggregate growth. We decompose productivity dynamics into production reallocation and within plant efficiency changes. We find that both sources of productivity growth have significantly contributed to efficiency gains in Chile during the last two decades. Although reallocation effects are always positive, the magnitude of their contribution is larger during periods of negative or low growth. Within-plant productivity growth contributes positively only during the 1990s, consistently with the existence of a lag between the implementation of major market oriented structural reforms - mostly undertaken during the late 1970s and early 1980s - and their complete effect on the economy. Once reforms were consolidated, unbounded within-plants efficiency gains driven by technology adoption and innovation occurred.

Pérez-Alemán, P. (2003). “Decentralized Production Organization and Institutional Transformation: Large and Small Firm Networks in Chile and Nicaragua.” *Cambridge Journal of Economics* 27(6): 789-805.

This paper analyses changing production organization and new governance that contribute to productive upgrading in developing economies. It discusses research conducted in Chile and Nicaragua, focused on agroindustrial clusters. Recent analyses of small firms in developing countries highlight the important presence of clusters, and local factors in building global competitiveness. This paper argues for an approach that focuses on the institutional arrangements to coordinate decentralized production networks. It emphasizes the role of learning-by-monitoring as the key to successful adjustment in the face of liberalization and globalization. It identifies the institutional reshaping of relations between firms, and between the state and the economy.

Tironi, E. (2003). “Las PYMES en las Exportaciones Chilenas y los Acuerdos con Europa y EE.UU.” *Estudios Públicos* 92: 143-66.

En este trabajo se analizan las características de las pequeñas y medianas empresas exportadoras chilenas, procurando responder a las siguientes interrogantes: ¿Hacia qué mercados exportan predominantemente? ¿Ha crecido el número de pequeñas empresas que exportan? ¿Hay un mayor número de pequeñas y medianas empresas vendiendo a Europa o a EE.UU.? ¿Son las mismas empresas que venden en ambos mercados? ¿Cuáles son los principales productos que exportan? ¿Tienden a vender los mismos productos en ambos lados del Atlántico? ¿Las pequeñas y medianas empresas exportadoras se concentran más en Santiago o en las regiones del país? Y, finalmente, ¿qué medidas convendría tomar para expandir más las exportaciones del país y especialmente aprovechar las oportunidades que abren los acuerdos comerciales con la UE y EE.UU.?

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**

Cerda, R. (2003). "Endogenous Social Security Financial Crises." Documento de Trabajo N° 250. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.

This paper addresses the causes and dynamics of pay-as-you-go social security financial crises. Its main hypothesis is there exists a self-reinforcing vicious circle between the social security system, the fertility rate and labor supply. We argue that changes in the pay-as-you-go social security tax rate may induce a subsequent demographic transition and a decline in supply of labor. These effects cause the system to be unsustainable, as fewer individuals pay social security taxes but more individuals receive social security benefits over time. A direct policy implication is that governments are required to adjust either the tax rate and/or the benefits of the social security system. Further, we show that when the government maintains its promised payments of benefits, the social security tax rate will follow a unit-root process that grows through time. We test our predictions concerning the fertility rate and labor supply by using the case of Chile as an experiment. The empirical analysis shows support for our hypotheses concerning fertility rate and labor supply. Later, we show evidence of a unit-root process in the social security tax rate by using data from a number of OECD countries.

Chay, K.Y., P.J. McEwan y M. Urquiola (2003). "The Central Role of Noise in Evaluating Interventions that Use Test Scores to Rank Schools." NBER Working Paper N° 10118, Noviembre.

Several countries have implemented programs that use test scores to rank schools, and to reward or penalize them based on their students' average performance. Recently, Kane and Staiger (2002) have warned that imprecision in the measurement of school-level test scores could impede these efforts. There is little evidence, however, on how seriously noise hinders the evaluation of the impact of these interventions. We examine these issues in the context of Chile's P-900 program a country-wide intervention in which resources were allocated based on cutoffs in schools' mean test scores. We show that transitory noise in average scores and mean reversion lead conventional estimation approaches to greatly overstate the impacts of such programs. We then show how a regression discontinuity design that utilizes the discrete nature of the selection rule can be used to control for reversion biases. While the RD analysis provides convincing evidence that the P-900 program had significant effects on test score gains, these effects are much smaller than is widely believed.

Engel, E., R. Fischer y A. Galetovic (2004). "Soft Budgets and Highway Franchising." Serie Economía N° 176. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Latin American governments progressively substituted build-operate-and-transfer (BOT) contracts for government-provided highways during the nineties. Because under BOT a private franchise holder finances and operates the road in exchange for tolls, it is often claimed that BOT represents a privatization of highways. We argue that, as currently applied, the BOT model is an imperfect and incomplete privatization, because the franchise holders' budget constraint has been soft, with losses being shifted to tax payers via minimum income guarantees and contract renegotiations. Soft budget constraints are inconsistent with the standard arguments in favor of BOT contracts and call into question their avowed advantages. Moreover, both renegotiations and minimum income guarantees allow governments to finance current expenditures with future tax receipts, sidestepping the normal budgetary process.

We propose various changes to the current model aimed at correcting its defects. First, franchises should be awarded through Present-Value-of-Revenue auctions rather than fixed-term franchises. Second, the agency in charge of monitoring contract compliance and regulating franchises should

differ from the agency that plans and auctions projects. Third, franchises should be subject to hard budget constraints, so that both profits and losses are privatized.

Fischer, R. y A. Galetovic (2003). “Regulatory Governance and Chile’s 1998-1999 Electricity Shortage.” *The Journal of Policy Reform* 6(2): 105-25.

We study regulatory incentives and governance during the 1998-1999 electricity shortage in Chile. We argue that it was feasible to manage the shortage with no outages. The outages can be blamed on the rigid price system and deficiencies in regulatory governance, which led to a weak regulator unable to make the price system work. The shortage shows the limitations of a rigid price system requiring regulatory intervention. It suggests that countries where governance structures are weak should rely as much as possible on market rules that clearly allocate property rights and leave contract terms to be freely negotiated by private parties.

Fischer, R. y A. Repetto (2003). “Método de Selección y Resultados Académicos: Escuela de Ingeniería de la Universidad de Chile.” *Estudios Públicos* 92: 229-50.

En este trabajo se estudia la capacidad predictiva de rendimiento académico que tienen los distintos componentes del sistema de admisión a la Escuela de Ingeniería de la Universidad de Chile que se utilizó durante el período 1994 y 2002. Los resultados del estudio indican que las notas de educación media y las pruebas específicas de física y matemáticas tienen una capacidad predictiva importante y estable a lo largo de los estudios de ingeniería, y que el efecto conjunto de las pruebas específicas es aproximadamente el doble del efecto de las notas. La prueba de aptitud matemática (PAM) no exhibe un poder predictivo independiente, lo que aparentemente se puede explicar por el restringido rango de puntajes entre quienes ingresan a la Escuela de Ingeniería. Por otro lado, los resultados en la prueba Simce obtenidos por el colegio de origen son significativos, lo que parece indicar que la capacidad predictiva de las notas de la enseñanza media depende de los resultados del colegio en la prueba Simce.

Gómez-Lobo, A., C. Pantaleón, H. Frigolett, S. García y P. Valenzuela (2003). “Los Beneficios Sociales y Ambientales de Limitar la Entrada de Vehículos Diesel Livianos en la Ciudad de Santiago.” *Estudios Públicos* 92: 205-28.

En este estudio se hace una valoración económica de los costos y beneficios sociales de imponer una restricción que impida la entrada de nuevos vehículos diesel livianos en Santiago. Los resultados del estudio muestran que esta medida está asociada a un aumento significativo en el bienestar social de entre US\$11 y US\$66 millones para los primeros cinco años de su aplicación, dependiendo del escenario considerado. Tomando un horizonte más largo, el valor presente de los beneficios puede aumentar hasta alcanzar entre US\$45 y US\$426 millones. La mayor parte de estos beneficios se debe a los impactos positivos en la salud de las personas como consecuencia de las menores emisiones de precursores de material particulado fino.

Meller, P. y D. Rappoport (2003). “Comparaciones Internacionales de la Dotación de Profesionales y la Posición Relativa Chilena.” Serie Economía N° 174. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

El objetivo de este trabajo es aportar evidencia comparativa internacional para contribuir a dilucidar el tópico sobre la existencia de un déficit o superávit de profesionales (y técnicos) en Chile. Si bien el aspecto cuantitativo de la dotación de profesionales (y técnicos) es relevante, uno de los resultados centrales de este artículo plantea que el foco central para la competitividad de Chile en un mundo globalizado está asociado al nivel cualitativo (relativo) de los profesionales (y técnicos) chilenos; en este sentido, los resultados observados son preocupantes.

La conclusión central revela que Chile tiene una dotación relativamente baja de profesionales (y técnicos), específicamente cuando se controla por el nivel de ingreso per cápita de los países. Además los profesionales (y técnicos) chilenos exhiben un pobre desempeño en comparación con los profesionales (y técnicos) de otros países (principalmente países desarrollados) respecto a su nivel de comprensión para desempeñarse en la “sociedad de la información y el conocimiento”.

Paredes, R.D. y J.M. Sánchez (2003). “Government Concession Contracts in Chile: The Role of Competition in the Bidding Process.” Documento de Trabajo N° 258. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.

Over the last 12 years, Chile has been very successful in attracting private participation into the provision of Public Infrastructure. Private capital has gone into road infrastructure, ports and airports all over the country in the form of Concessions. The aim of the 1991 Concession Law, and that of the specific contracts associated with each project, has been to provide much-needed infrastructure efficiently and without committing government resources better employed elsewhere. Using the contracts of four infrastructure projects involving the private sector in Chile, we show that even though these projects and the Concessions Program are positively evaluated, design flaws in the auction setup directly or indirectly reduced competition in the bidding process, negatively affected performance, created incentives for ex-post renegotiation and precluded welfare maximization.

Sapelli, C. (2003). “Ecuaciones de Mincer y las Tasas de Retorno a la Educación en Chile: 1990-1998.” Documento de Trabajo N° 254. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.

Este trabajo, utilizando las encuestas CASEN de 1990 y 1998, investiga la evolución de la tasa de retorno a la educación según los supuestos tradicionales de Mincer y su robustez al cumplimiento de varios de los supuestos detrás de las ecuaciones de Mincer. Los resultados muestran la conveniencia de levantar el supuesto de linealidad en escolaridad de las ecuaciones de Mincer y modelar en forma más desagregada el nivel de escolaridad alcanzado. Se observa que la tasa de retorno es creciente con el nivel de escolaridad y se observan también marcados premios a la obtención de títulos (efecto sheepskin), en particular para la educación media y terciaria. Esta evidencia resalta la función de la educación como fuente de señales para el mercado laboral y viene a complementar la tesis básica de la teoría del capital humano. También se observa una varianza en el tiempo según la calidad de la educación (medida por el gasto total en educación), aunque el efecto es pequeño.

A su vez se verifican diferencias de considerar cohortes sintéticas a partir de información en corte transversal (tal como la que usualmente se tiene y que se utiliza en la estimación de ecuaciones de Mincer), respecto al seguimiento de cohortes a través del tiempo. El supuesto de expectativas estáticas implícito en el método de Mincer es particularmente engañoso en períodos de grandes cambios, cuando dichos cambios son a su vez, predecibles. En el caso de los noventa en Chile, un período de alto crecimiento, el supuesto de expectativas estáticas contribuye a imputar una tasa de retorno con una sustancial subestimación a la tasa de retorno obtenida efectivamente.

Sapelli, C. (2003). “Chile: Effects of Old Age on Health Services Utilization and Consequences on System Design.” Documento de Trabajo N° 255. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.

This paper analyzes the relationship between age and health services utilization in Chile, using the CASEN survey of 1994. Logistic analysis is performed to determine how age utilization profiles differ by income, location and system affiliation (private or public insurance). The results are used to



discuss the consequences of population aging on the health system, detect problems and suggest possible solutions. In Chile, older persons have both a higher probability of being ill, and a higher probability of seeking care if they are ill. Expected utilization is more than three times higher for older persons than for persons 18-34 years old. Most old people currently are affiliates of the public health system. Hence the aging of the population could be expected to be mainly a problem for the public sector. However, this would be so only if the pricing system of both the private and public insurance systems is not reformed. Moreover, without such a change, a large injection of funds into the public sector could result in an unexpected shift of affiliates from the public and into the private sector, generating under capacity in the public sector and over capacity in the private sector.

Sapelli, C. y A. Torche (2003). “Deserción Escolar y Trabajo Juvenil: ¿Dos Caras de una Misma Decisión?” Documento de Trabajo N° 259. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.

En Chile, prácticamente todos los niños asisten a la escuela hasta la edad de 13 años. Sin embargo, de allí en adelante comienza un proceso de deserción que es el objeto de estudio de este trabajo. Se estudiará el grupo de edad de 14 a 17 años, que debería asistir a la educación media. En dichas edades un 10% de la población no asiste a la escuela (dicho porcentaje va de 4% a los 14 años a 16% a los 17 años). Estudiaremos las decisiones de desertar o asistir y la de participar en la fuerza laboral conjuntamente, en parte con la intención de determinar si son como dos caras de un mismo proceso de decisión. Los jóvenes que desertan del sistema educacional, no sólo tienen como opción trabajar en una empresa, sino también hacerlo en la casa, o permanecer inactivos. En efecto, sólo un 44% de los que desertaron en 1996 se incorporaron a la fuerza de trabajo.

Este trabajo, como otros trabajos empíricos para otros países, encuentra que cambios en el ingreso tienen efectos marginales muy pequeños sobre las decisiones de desertar y trabajar.

Se concluye que efectivamente es necesario analizar conjuntamente la decisión de estudiar, o desertar y la de trabajar. En muchos aspectos ambas decisiones pueden considerarse dos caras de un mismo proceso de decisión, no lo son completamente ya que hay jóvenes que desertan y no trabajan en el mercado, ya que se quedan en el hogar.

Sapelli, C. y B. Vial (2003). “Peer Effects and Relative Performance of Voucher Schools in Chile.” Documento de Trabajo N° 256. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Diciembre.

The assessment of the advantages and disadvantages of vouchers has been hindered by the lack of sufficient empirical evidence. The Chilean education voucher system was established at a national scale and has data for more than 15 years. The empirical literature developed to evaluate the voucher system in Chile faced methodological and/or data limitations up until late 1999, since there was no individual data available, and papers used the school as a unit of study. Additionally, the studies lacked good information on the socioeconomic characteristics of the students. The most recent literature uses individual data and introduces the correction for selection bias, but do not take into account that some public schools receive additional resources from the government.

In the first section of this paper we control for the amount of per capita funds received by the public schools from the government, and find that when public and private voucher schools receive similar per capita subsidies, the effect of treatment on the treated (where treatment is attendance to a private voucher school) is large in magnitude and statistically significant. Some fear that this result may be the consequence of sorting and peer effect, and not of the effectiveness of private voucher schools. To

analyze the importance of peer effects on the previous results, in the second section we estimate new treatment parameters controlling for peer group characteristics. If the positive treatment effect estimated earlier were exclusively the result of the sorting process and peer effect, this new treatment parameter should be zero. This hypothesis is rejected. Even when we condition on peer group characteristics, we find a treatment parameter that is positive, large in magnitude and statistically significant, when public and private voucher schools receive similar per capita subsidies. Hence, papers that have asserted that positive treatment effects are due to the peer effect and/ or sorting are proved wrong.

Wang, L. y O.A. Davis (2003). "Freedom and Other Variables in the Choice of Public Pension Systems." *Public Choice* 114(3-4): 361-85.

There are three types of public pension systems popular throughout the world: Pay-As-You-Go (defined benefit), Funded (defined contribution), and Mixed. The latter two systems were largely adopted in the 1990s after Chile successfully built its Funded system. In this paper we analyze the choice of these types of pension system, identifying factors that affect countries' choice. Several measures of freedom-economic and political -are associated with these choices. The estimated effects of the two freedoms on pension choice and percent elderly are quite interesting and intuitive.





## BANCO CENTRAL DE CHILE

### PUBLICACIONES

- Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera.** 1980.
- Anuario de Cuentas Nacionales.** Publicación anual.
- Aplicación de la Ley N°19.396 sobre Obligación Subordinada.** 1996.
- Aspectos Relevantes de la Inversión Extranjera en Chile.** Decreto Ley N°600. 1984.
- Balanza de Pagos de Chile.** Publicación anual.
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas.** Volúmenes I al VII.
- Banco Central de Chile.** 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria.** 2000.
- Boletín Mensual.** Publicación mensual.
- Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional.** 1994.
- Catálogo de Monedas Chilenas.** 1991.
- Catálogo de Publicaciones Académicas 1996-2001.** 2001.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas.** 1994.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. Antecedentes Estadísticos.** 1981-2002. 2003 (edición en español y en inglés).
- Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N°18.840.** 2002.
- Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000).** 2001.
- Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996.** 2001.
- Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990.** 1995.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1960-1983.** 1984.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1985.** 1990.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. Síntesis Anticipada.** 1993.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992.** 1994.
- Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983.** 1983.
- Chile: Crecimiento con Estabilidad.** 1996.
- Deuda Externa de Chile.** Publicación anual. (edición bilingüe).
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa.** 1990.
- Documentos de Política Económica.** 1 al 10.
- Documentos de Trabajo.** 1 al 235.
- Economía Chilena.** Publicación cuatrimestral.
- Economic and Financial Report.** (Publicación mensual discontinuada a partir de enero de 2004).
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600.** 1993.
- Estudios Monetarios.** I al XII.
- Evolución de Algunos Sectores Exportadores.** 1988.
- Evolución de la Economía y Perspectivas.** 1990 a 1999.
- Evolución de las Principales Normas que Regulan el Mercado Financiero Chileno. Período: Septiembre 1973-Junio 1980.** 1981.
- Evolución de los Embarques de Exportación.** 1988.
- General Overview on the Performance of the Chilean Economy: The 1985-1988 Period.** 1989.
- Guía de Estilo en Inglés.** 2001
- Indicadores de Comercio Exterior.** (Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004).
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000.** 2001. (ediciones en español y en inglés).
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989.** 1991.
- Índices de Exportación: 1986-1999.** 2000.
- Informativo Diario.** Publicación diaria.
- Informe de Política Monetaria.** Publicación cuatrimestral. (ediciones en español y en inglés).
- Informe Económico de Chile.** 1981 a 1984.
- Informe Económico y Financiero.** (Publicación quincenal discontinuada a partir de enero de 2004).
- Invirtiendo en Chile.** 1991.
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional.** 1982.
- Legislación Económica y Financiera.** 1994.
- Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile.** 2000.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986.** 1992.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996.** 2001.
- Memoria Anual del Banco Central de Chile.** Publicación anual. (ediciones en español y en inglés).
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile.** 2003.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión.** 2000. (ediciones en español y en inglés).
- Políticas del Banco Central de Chile.** 1997-2003. 2003.
- Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile.** 1989.
- Principales Exportaciones y Países de Destino.** 1982.
- Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile.** 1988.
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena.** 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981.** 1982.
- Serie de Estudios Económicos.** 1 al 42.
- Series Monetarias.** 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales.** 1987.
- Síntesis Estadística de Chile.** Publicación anual. (ediciones en español y en inglés).
- Síntesis Monetaria y Financiera.** Publicación anual.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

**Departamento de Publicaciones y Extensión / Banco Central de Chile**  
**Huérfanos 1175 - Santiago / Fono: 6702888 - Fax: 6702231**

## DOCUMENTOS DE TRABAJO

Esta publicación del Banco Central de Chile da a conocer trabajos de investigación en el ámbito económico, teórico o empírico. Su contenido es de exclusiva responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco. La versión PDF de los documentos puede obtenerse gratis en la dirección electrónica <http://www.bcentral.cl/Estudios/DTBC/doctrab.htm>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa contactando al Departamento Publicaciones del Banco o a través del correo electrónico [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl), con un costo de \$500 dentro de Chile y de US\$12 al extranjero.

<b>DTBC-235</b> Heterogeneidad de la Transmisión Monetaria: Efectos Sectoriales y Regionales Héctor F. Bravo, Carlos J. García, Verónica Mies y Matías Tapia	Octubre 2003	<b>DTBC-221</b> Retail Bank Interest Rate Pass-Through: Is Chile Atypical? Marco A. Espinosa-Vega y Alessandro Rebucci	Agosto 2003
<b>DTBC-234</b> Must Original Sin Cause Macroeconomic Damnation? Luis Felipe Céspedes, Roberto Chang y Andrés Velasco	Octubre 2003	<b>DTBC-220</b> The Effects of Nominal and Real Shocks on the Chilean Real Exchange Rate during the Nineties Claudio Soto	Agosto 2003
<b>DTBC-233</b> Stock de Capital de la Economía Chilena y su Distribución Sectorial Josué Pérez Toledo	Octubre 2003	<b>DTBC-219</b> Monetary Policy, Job Flows, and Unemployment in a Sticky Price Framework Claudio Soto	Agosto 2003
<b>DTBC-232</b> Pricing Policies and Inflation Inertia Luis Céspedes, Michael Kumhof y Eric Parrado	Octubre 2003	<b>DTBC-218</b> Is there Lending Rate Stickiness in the Chilean Banking Industry? Solange Berstein y Rodrigo Fuentes	Agosto 2003
<b>DTBC-231</b> Banking Concentration: Implications for Systemic Risk and Safety Net Design Rodrigo Cifuentes	Octubre 2003	<b>DTBC-217</b> Macroeconomic Policies and Performance in Latin America César Calderón y Klaus Schmidt-Hebbel	Junio 2003
<b>DTBC-230</b> The Effect of Cross-Industry Ownership on Pricing: Evidence from Bank-Pension Fund Common Ownership in Chile Luis Antonio Ahumada y Nicola Cetorelli	Octubre 2003	<b>DTBC-216</b> Openness and Imperfect Pass-through: Implications for the Monetary Policy Claudio Soto y Jorge Selaive	Junio 2003
<b>DTBC-229</b> Foreign Bank Entry and Business Volatility: Evidence from U.S. States and Other Countries Donald P. Morgan y Philip E. Strahan	Octubre 2003	<b>DTBC-215</b> Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-Span Study for Chile César Calderón y Roberto Duncan	Junio 2003
<b>DTBC-228</b> Financial Markets and Financial Leverage in a Two-Country World-Economy Simon Gilchrist	Octubre 2003	<b>DTBC-214</b> Non-traded Goods and Monetary Policy Trade-offs in a Small Open Economy Claudio Soto	Junio 2003
<b>DTBC-227</b> Deposit Insurance: Handle with Care Asli Demirgüç-Kunt y Edward J. Kane	Octubre 2003	<b>DTBC-213</b> Do Free Trade Agreements Enhance the Transmission of Shocks Across Countries? César Calderón	Junio 2003
<b>DTBC-226</b> Concentration, Hold-Up and Information Revelation in Bank Lending: Evidence from Chilean Firms Álvaro García, Andrea Repetto, Sergio Rodríguez y Rodrigo Valdés	Octubre 2003	<b>DTBC-212</b> Crisis Financieras Internacionales, Prestamista de Última Instancia y Nueva Arquitectura Financiera Internacional Esteban Jadresic, Klaus Schmidt-Hebbel y Rodrigo Valdés	Junio 2003
<b>DTBC-225</b> Alternative Approaches to Taxing the Financial Sector: Which is Best and Where Does Chile Stand? Patrick Honohan	Octubre 2003	<b>DTBC-211</b> Reserves over the Transitions to Floating and to Inflation Targeting: Lessons from the Developed World Fernando Aportela, Francisco Gallego y Pablo García	Mayo 2003
<b>DTBC-224</b> Efectos de Cambios en Impuestos Indirectos en la Inflación Carlos García, Pablo García, M. Carolina Grünwald, Felipe Liendo, I. Igal Magendzo y Enrique Orellana	Septiembre 2003	<b>DTBC-210</b> Trade Reforms and Manufacturing Industry in Chile Roberto Alvarez y Rodrigo Fuentes	Mayo 2003
<b>DTBC-223</b> Bank Lending Channel and the Monetary Transmission Mechanism: The Case of Chile Rodrigo Alfaro, Helmut Franken, Carlos García y Alejandro Jara	Agosto 2003	<b>DTBC-209</b> Corporate Governance in Chile Manuel R. Agosin y Ernesto Pastén	Mayo 2003
<b>DTBC-222</b> Denying Foreign Bank Entry: Implications for Bank Interest Margins Ross Levine	Agosto 2003	<b>DTBC-208</b> Indicadores Líderes del Imacec Luis Firinguetti y Hernán Rubio	Abril 2003
		<b>DTBC-207</b> El Embrague Financiero: Un Mecanismo Alternativo de Amplificación Bancaria Elias Albagli	Marzo 2003

*Serie de Libros sobre*

# Banca Central, Análisis y Políticas Económicas

La serie publica trabajos inéditos sobre banca central y economía en general, con énfasis en temas y políticas relacionados con la conducción económica de los países en desarrollo.

*“Es un deber para los encargados de las políticas, en todas partes, estar abiertos a las lecciones que puedan obtener de sus colegas en otros países, y aceptar que las respuestas que fueron correctas en un momento pueden no serlo bajo nuevas circunstancias. En la búsqueda de respuestas correctas, los análisis y perspectivas contenidos en esta serie serán de gran valor para Chile y para todos los restantes países”.*

Anne Krueger,  
Fondo Monetario Internacional



**Banco Central de Chile**

**Para ordenar:**

<http://www.bcentral.cl/books/serie.htm>

[bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl)

Teléfono: (562) 670-2888

Fax: (562) 670-2231

Los precios incluyen costos de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo.

## **BANKING MARKET STRUCTURE AND MONETARY POLICY**

Luis Antonio Ahumada y J. Rodrigo Fuentes, eds.

*“...This is a timely and highly policy-relevant collection of papers on the role of banks in the economy. It should be of great interest to banking specialists, as well as to those with an interest in broader macroeconomic issues—especially since the authors include some of the leading researchers in both fields”.*

Jeremy Stein, Universidad de Harvard

**Tapa dura, 386 pp. Ch\$15.000, US\$40.**

## **ECONOMIC GROWTH: SOURCES, TRENDS, AND CYCLES**

Norman Loayza y Raimundo Soto, eds.

*“An outstanding collection of research articles by leading growth specialists on one of the most significant questions in economics - the sources of variations in growth rates across countries.”*

Oder Galor, Brown University

**Tapa dura, 650 pp. Ch\$15.000, US\$40.**

## **INFLATION TARGETING: DESIGN, PERFORMANCE, CHALLENGES**

Norman Loayza y Raimundo Soto, eds.

*“This book provides a wide-ranging review of the state of knowledge in this area, including theoretical aspects as well as specific policy issues.... For anybody interested in monetary policy issues the reading of this book is a must!”*

Francisco Rosende, Pontificia Universidad Católica de Chile

**Tapa dura, 650 pp. Ch\$15.000, US\$40.**

## **MONETARY POLICY: RULES AND TRANSMISSION MECHANISMS**

Norman Loayza y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.

*“...This book is a must read for anyone interested in understanding the contribution of monetary policy to stability, growth and prosperity.”*

Sebastián Edwards, Universidad de California, Los Angeles

**Tapa dura, 475 pp. Ch\$15.000, US\$40.**

## **BANKING, FINANCIAL INTEGRATION, AND INTERNATIONAL CRISES**

Leonardo Hernández y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.

*“...The articles in this book offer an unusually rich and informative perspective on the perils of financial integration, along with the policies and institutions that work and do not work in this process.”*

Ricardo J. Caballero, Massachusetts Institute of Technology

**Tapa dura, 452 pp. Ch\$15.000, US\$40.**

## **INDEXATION, INFLATION AND MONETARY POLICY**

Fernando Lefort y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.

*“...The volume provides a state-of-the-art analysis of the macroeconomic causes and consequences of indexation... A very useful book”.*

Andrés Velasco, Universidad de Harvard

**Tapa dura, 316 pp. Ch\$15.000, US\$40.**

