

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.¹

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.

¹ 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 periodos. 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).²

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

² 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

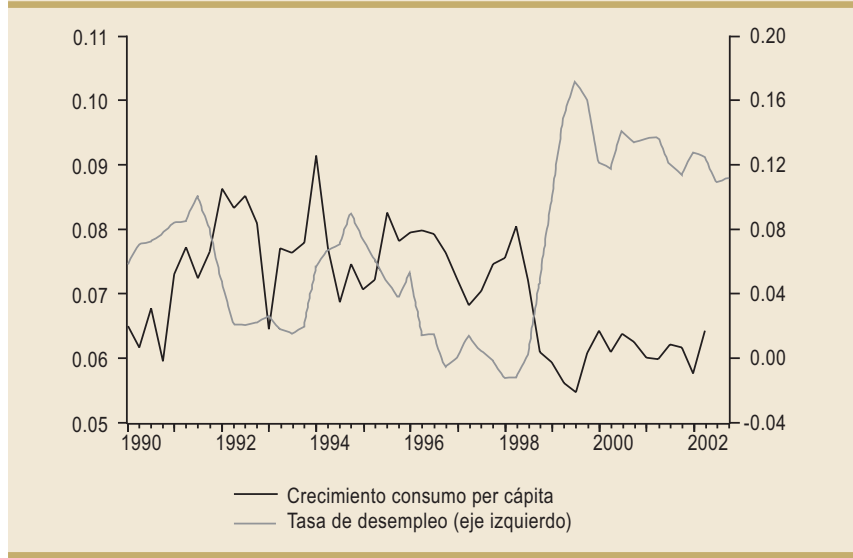
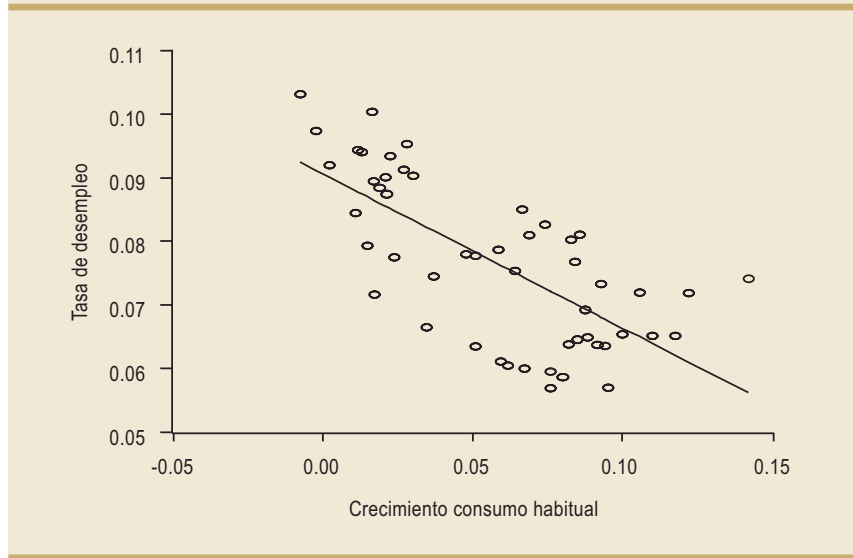


GRÁFICO 2

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 ₀
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:³

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

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 β 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 1990:1-2002:4.⁴ 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.

³ 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.

⁴ 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).⁵

El valor del coeficiente β 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).

⁵ 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 β 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**			
ΔU_{-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%.⁶ 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.

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

⁷ El coeficiente de correlación entre ambas variables es cercano a 0.5

⁸ 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.⁷

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.⁸ 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)).⁹ Más abajo se discuten las implicancias de este último resultado.

⁹ 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.

CUADRO 4					
Especificaciones Alternativas para el Crecimiento del Consumo^a					
Variable Dependiente: $\Delta \ln C_t$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<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. ^aEspecificaciones (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.¹⁰

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).¹¹ 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

¹⁰ 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.

¹¹ 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					Δ 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 ₋₁	0.829** (0.143)	0.828** (0.144)	0.828** (0.139)	0.829** (0.146)	0.828** (0.146)					
ln YD ₋₂	-0.260 (0.185)	-0.262 (0.187)	-0.257 (0.208)	-0.259 (0.217)	-0.265 (0.191)					
ln YD ₋₃	0.383** (0.143)	0.386** (0.144)	0.382** (0.149)	0.383** (0.156)	0.385** (0.146)					
Δ ln YD ₋₁						-0.097 (0.145)	-0.097 (0.146)	-0.100 (0.131)	-0.098 (0.125)	-0.092 (0.150)
Δ ln YD ₋₂						-0.350** (0.148)	-0.351** (0.150)	-0.340* (0.188)	-0.354* (0.190)	-0.349** (0.153)
<i>U</i> ₋₁	-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> ₋₂			-0.168 (0.398)					-0.440 (0.311)		
<i>TPM</i> ₋₁		0.098 (0.201)	0.057 (0.237)		0.076 (0.204)		0.041 (0.209)	-0.014 (0.252)		0.023 (0.214)
				-0.05 (0.828)					0.249 (0.839)	
<i>D931</i>					-0.029 (0.032)					-0.021 (0.033)
<i>D932</i>					-0.023 (0.032)					-0.013 (0.033)
R ²	0.981	0.981	0.981	0.981	0.981	0.122	0.123	0.130	0.126	0.134
R ² 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 ₀	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 ⁺	0.887	0.846	0.610	0.864	1.077
prob H ₀	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 ⁺	5.139 ⁺⁺	2.557 ⁺	3.911 ⁺⁺	4.925 ⁺⁺	1.333	2.071 ⁺	1.335	1.834	1.737
prob H ₀	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 H₀ 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.¹² 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.¹³

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).

¹² 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.

¹³ 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.¹⁴

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

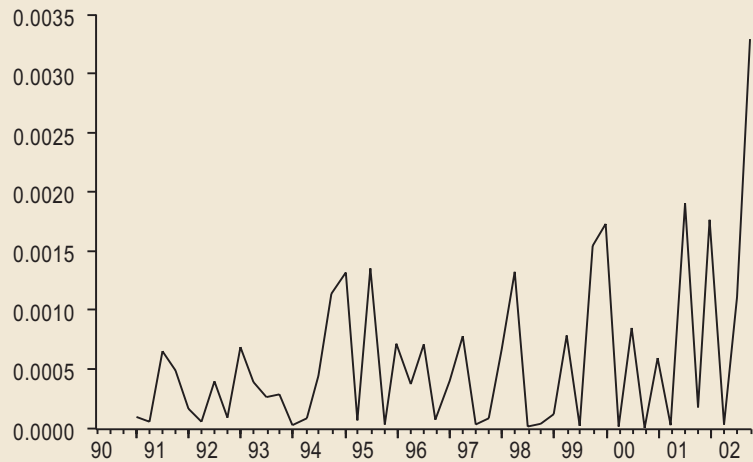
Una hipótesis alternativa a las anteriores, que podría relacionar el consumo con el desempleo, se basa en la idea de que distintos grupos sociales (p. ej. trabajadores y capitalistas) tienen distintas

¹⁴ 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.

¹⁵ 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.¹⁵

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.¹⁶

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

¹⁶ 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.¹⁷ Sin embargo, este efecto no es robusto a cambios en la especificación de la ecuación. En particular, el desempleo deja de tener

¹⁷ 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> ₋₁	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> ²	0.452	0.442	0.416	0.373	0.475	0.454	0.566
<i>R</i> ² 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> ²	3.155	1.911	3.140	3.431	2.756	3.793	2.555
prob <i>H</i> ₀	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> ₀	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> ₀	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*₋₁, *ln YDpc*₋₁, *U*₋₁, *TPM*₋₁, *IGPAR*₋₁, *INFL*₋₁, *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*₀ 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.¹⁸

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.

¹⁸ 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.¹⁹

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.

¹⁹ 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**

Variable	Descripción	Fuente
<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