

LA TEORÍA DEL INGRESO PERMANENTE: UN ANÁLISIS EMPÍRICO*

Dr. José D. Liquitaya Briceño**

Resumen

En este artículo se efectúa un análisis somero de las teorías que resuelven la aparente contradicción de las estimaciones relativas a la función de consumo con datos de encuestas, de series de mediano plazo y de largo plazo halladas por S. Kuznets; y centramos nuestra atención en la teoría del ingreso permanente de Milton Friedman. Enseguida se detallan los aspectos concernientes a la información utilizada, al modelo de análisis y se realiza el análisis econométrico y las pruebas estadísticas pertinentes. Por último, se presentan las conclusiones.

Palabras clave: teoría del ingreso permanente, transformación de Koyck y variables instrumentales.

Abstract

This article makes a brief analysis of the theories that resolves the apparent contradiction of the consumption function estimates between survey data in cross section, medium term series and long term time series found by S. Kuznets. We focus attention on Milton Friedman's permanent income theory. Next, issues concerning the information and model analysis are detailed; the econometric analysis with supplementary statistical tests is carried out. Finally, conclusions are presented.

Keywords: Permanent income theory, Koyck transformation and instrumental variables.

Clasificación JEL: C12, C13 y E21

* El artículo fue recibido el día 20 de junio y aceptado el 29 de agosto de 2011.

** Jefe del Área de Teoría Económica, Departamento de Economía, Universidad Autónoma Metropolitana – Iztapalapa. E-mail: jdlib30@yahoo.com.mx

1. Introducción

La obra de J. M. Keynes (1936) marcó el inicio de la Macroeconomía como una rama de la ciencia económica, con sus propios postulados,¹ y en ella el gasto de consumo se erigió como el pilar de su teoría de las fluctuaciones económicas. Al respecto, formuló cuatro conjeturas: 1) que la propensión marginal a consumir (PMgC) es positiva, pero menor a la unidad²; 2) que la propensión media al consumo (PMeC) es decreciente; 3) que el ingreso es el principal determinante del consumo, y 4) que la tasa de interés real no desempeña un papel relevante en su comportamiento, discordando con la presunción clásica de que los aumentos en dicha tasa fomentan el ahorro y reducen los incentivos para consumir.

La idea de que la PMeC decrece en el tiempo fue motivo de preocupación para los economistas de la época, porque implicaba que el propio crecimiento económico traería aparejado una brecha creciente entre el producto y el consumo, con el riesgo de que se suscite una depresión económica si solo se vendía parte de los bienes y servicios producidos. Siendo la demanda de inversión un elemento inestable debido al *espíritu animal* de los capitalistas³ parecía imperiosa la instrumentación de una política activa de gasto público a fin de incentivar la demanda efectiva.

Las conjeturas de Keynes fueron adoptadas rápidamente en el ámbito de la academia y la política económica, pero se suscitó una aparente paradoja: con base en promedios móviles de cinco años del gasto de consumo, Kuznets (1942) demostró que en la economía norteamericana las series de tiempo de largo plazo generaban una PMeC relativamente constante, a pesar del aumento significativo del ingreso; al mismo tiempo, las series de tiempo cortas del consumo y las distintas estima-

¹ Sin embargo, el trabajo teórico ulterior de la mayoría de los economistas keynesianos se orientó a compatibilizar el análisis macroeconómico con el microeconómico.

² "La ley psicológica fundamental, sobre la que tenemos derecho a depender con gran confianza, tanto a priori y de nuestro conocimiento de la naturaleza humana y de los hechos detallados de la experiencia, es que los hombres se disponen, por regla general y en promedio, a aumentar su consumo a medida que aumenta su ingreso, pero no tanto como el aumento de su ingreso" (p. 96).

³ "Even apart from the instability due to speculation, there is the instability due to the characteristic of human nature that a large proportion of our positive activities depend on spontaneous optimism rather than mathematical expectations, whether moral or hedonistic or economic. Most, probably, of our decisions to do something positive, the full consequences of which will be drawn out over many days to come, can only be taken as the result of animal spirits - a spontaneous urge to action rather than inaction, and not as the outcome of a weighted average of quantitative benefits multiplied by quantitative probabilities." (Keynes, 1936, pp 161-2).

ciones de corte transversal del gasto de los hogares, corroboraban la idea de que la PMeC era decreciente.

La evidencia empírica parecía indicar que había dos funciones de consumo: una de corto plazo y otra de largo plazo. Se requería explicar qué hacía que estas dos funciones pudieran ser compatibles entre sí.

En el presente artículo, nos proponemos exponer brevemente las teorías que resuelven la aparente contradicción de los datos examinados por Kuznets, pero solo como un preludio; nuestro interés se centra en el análisis y la verificación empírica para México de una de ellas: la Teoría del Ingreso Permanente de M. Friedman (1957), una obra maestra por la que, en parte, le fue concedido el Premio Nobel de Economía en 1976.⁴ Aún hoy en día sigue siendo la más influyente en el ámbito de la academia y la política económica por considerar que explica de modo más satisfactorio el enigma del consumo. De hecho, el enfoque más reciente que incorpora la hipótesis de las Expectativas Racionales (Hall, 1978), se basa en el análisis de Friedman.

El trabajo se organiza de modo simple: en la segunda sección examinamos las teorías más importantes desde el punto de vista de su consistencia interna, compatibilidad con los fundamentos microeconómicos⁵ y originalidad de sus proposiciones. En la tercera, desarrollamos el modelo de análisis que da pábulo a que la variable inobservable *ingreso permanente* pueda aproximarse con variables observables. Seguidamente, estimamos la función de consumo bajo la hipótesis del ingreso permanente y realizamos análisis suplementarios para conjurar dos violaciones al Modelo Clásico de Regresión Lineal: la existencia de errores autocorrelacionados y la presencia de la variable dependiente retrasada como regresor. Por último, presentamos nuestras conclusiones.

⁴ En efecto, el dictamen del premio señala (citamos textualmente): "...for his achievements in the fields of consumption analysis, monetary history and theory and for his demonstration of the complexity of stabilization policy".

⁵ Sin embargo, los fundamentos microeconómicos de la Teoría del Ingreso Relativo son distintos a los de tipo neoclásico que conocemos.

2. Las teorías que resuelven el enigma del consumo

2.1 La teoría del ingreso relativo

La primera explicación que concilió los resultados aparentemente contradictorios de Kuznets fue dada por J. Duesenberry (1949) en el marco de su *Hipótesis del Ingreso Relativo* (HIR). Según ésta y debido a “la tendencia psicológica a mantenerse a la altura del vecino”, la fracción del ingreso que consume una familia depende no tanto del nivel absoluto de las rentas familiares sino de la posición relativa que ocupa en la distribución del ingreso. La HIR se basa en dos proposiciones: 1) el efecto demostración, y 2) el *efecto trinquete*.⁶

Con base en el análisis de corte transversal de la información para los Estados Unidos, Duesenberry halló que los grupos de elevados ingresos ahorran, con mucho, una mayor proporción que los de bajos ingresos. Esto le llevó a colegir que el consumo no solo depende del ingreso absoluto, sino también del ingreso relativo: los que obtienen mayores ganancias pueden mantener el mismo o mejor nivel de vida que sus vecinos y aún así ahorrar una mayor porción de sus ingresos. Por su lado, los grupos de rentas relativamente bajas, intentando mantenerse “al nivel de los vecinos” gastan más y en algunos casos desahorran. Los grupos más ricos demuestran un mayor estándar de vida que los pobres tratan de copiar. Este sería el *efecto demostración*, que implica interdependencia de los sistemas de preferencia. En el curso del tiempo, al subir el ingreso medio per cápita, los grupos de bajos ingresos tienen oportunidad de “alcanzar a los vecinos,” pero éstos también pueden elevar su gasto para continuar “más arriba”. De ese modo, el nivel de gasto de todos los grupos se eleva y la función de consumo en corte transversal se desplaza hacia arriba.

El *efecto trinquete*, a su vez, se basa en la idea de que para las personas es más difícil disminuir que aumentar sus gastos. Una vez que un hogar alcanza cierto nivel de consumo, se resiste a reducirlo cuando el ingreso cae. El patrón de gasto en consumo a largo plazo -la misma porción del ingreso- no se revierte. Al caer el ingreso la P_{MeC} aumenta ya que el consumo baja en menor proporción. Formalmente, esto significa que la P_{MeC} depende del nivel máximo alcanzado en el pasa-

⁶ Este desafortunado término es una traducción de ratchet. A veces se traduce como ‘retén’ o como ‘matraca’.

do, por lo que en los períodos de depresión se suscita el *efecto trinquete* (el modelo que ‘captura’ este efecto se expone en el anexo 1).

2.2. La teoría del ciclo vital

La segunda explicación, establecida por Modigliani y Brumberg (1954) y Ando y Modigliani (1963) bajo el nombre de Teoría del Ciclo de Vida (TCV), concilia el análisis macroeconómico del consumo con la teoría microeconómica de la elección intertemporal de I. Fisher (1930). Esta teoría sostiene que una persona planifica su consumo y ahorro para distribuirlos de la mejor manera posible a lo largo de su existencia -maximiza su función de utilidad de toda la vida sujeta a su restricción presupuestaria de toda su vida- administrando su ingreso para mantener un nivel de consumo estable hasta la hora de su muerte. Por tanto, acumula ahorros durante su vida laboral activa para utilizarlos después de jubilarse, y espera que dichos ahorros iguallen el requerimiento de fondos durante la parte que le resta vivir como jubilado.

De acuerdo con la TCV, un cambio en el ingreso corriente de un individuo afecta a su consumo actual en proporción directa a la incidencia sobre su riqueza física y financiera; no tiene mucho efecto cuando es joven y trabaja; pero, a medida que va acercándose al fin de su vida, su gasto de consumo responderá cada vez más a dicho cambio.⁷

En el agregado, el valor de los activos físicos y financieros al inicio de un año definen el intercepto de la función consumo de corto plazo (como lo postuló Keynes); pero la función se va desplazando hacia arriba a medida que aumenta el valor de los activos. Esto impide que la PMeC de largo plazo disminuya al aumentar el ingreso y resuelve el enigma del consumo que plantearon los datos de Kuznets: que la PMeC de corto plazo es decreciente, pero a largo plazo es constante y cercana a la unidad (para una explicación formal y más extensa, véase el anexo 2).

⁷ Esto constituye una crucial diferencia con la hipótesis del ingreso absoluto del análisis keynesiano. Para una explicación sencilla, véase en Dornbusch et al (2004) pp. 364-366.

2.3. La teoría del ingreso permanente

La teoría del ingreso permanente (TIP) de Friedman (1957) es cronológicamente la tercera contribución que resuelve la aparente contradicción entre las funciones de consumo de mediano y largo plazo y las que dimanan del análisis de corte transversal. Como la TCV, se basa en el modelo de consumo intertemporal de Fisher (1930), por lo cual se aduce que ambas se complementan, pero el estudio de este autor difiere en varios aspectos; en principio, extiende el modelo a un “horizonte de longitud indefinida”, en lugar de una vida útil corriente, y define la riqueza como una suma descontada de todos los ingresos futuros, incluyendo el ingreso de los activos no humanos. A partir de ello, realiza su contribución al análisis de la función de consumo con elementos originales, no considerados por la TCV. La exponemos enseguida.

Friedman asumió que el consumidor ajusta su gasto a variaciones en sus expectativas de ingresos a largo plazo –la hipótesis del ingreso permanente–, soslayando las variaciones transitorias de su ingreso corriente. Su modelo se resume en una relación funcional, dos definiciones y un supuesto respecto a la correlación de las variables consideradas:

$$c^p = \kappa(r, \omega, \eta)y^p \quad [1]$$

$$y = y^p + y^t \quad [2]$$

$$c = c^p + c^t \quad [3]$$

$$\rho(y^p, y^t) = \rho(c^p, c^t) = \rho(c^t, y^t) = 0 \quad [4]$$

Donde c y y representan el consumo y el ingreso observados; los superíndices p y t ‘bautizan’ los componentes permanentes y transitorios, respectivamente. La ecuación [1] especifica que el consumo permanente es una proporción κ del ingreso permanente; que el cociente entre ellos es independiente del tamaño del ingreso permanente, pero depende de otras variables; en particular, de la tasa de interés (r) o un conjunto de tasas de interés al que el consumidor puede prestar o pedir prestado; de la relativa importancia del ingreso de la propiedad y no propiedad, simbolizado por el cociente de la riqueza no humana a ingreso (ω), y de los factores representados por la variable *portmanteau*⁸ (η) que contiene los gustos y preferencias

⁸ Que se traduce como ‘baúl de viaje’, término apropiado si consideramos que η contiene varios factores. Véase Friedman (1957), pág. 26.

de consumo versus las adiciones a la riqueza. De estos factores, Friedman considera como más significativos a: i) el número de miembros del hogar y sus características, particularmente sus edades; ii) la importancia de los factores transitorios que afectan al ingreso y consumo, medidos, por ejemplo, por la brecha o desviación estándar de la distribución de probabilidad de los componentes transitorios relativos al tamaño de los correspondientes componentes permanentes.

Las ecuaciones [2] y [3] definen la conexión entre los componentes permanentes y las magnitudes medidas. El ingreso permanente sería parte del ingreso que el individuo considera normal o esperado, mientras que el ingreso transitorio es la diferencia entre el ingreso medido y el transitorio que proviene de circunstancias aleatorias o coyunturales. Dado que el consumo permanente depende del ingreso permanente, en la práctica el ingreso permanente debe ser cualquier cantidad que el consumidor considere como determinante de su consumo planeado.

A fin de otorgar cierta capacidad de predicción al modelo, Friedman establece dos supuestos adicionales que se resumen en [4]: i) Los componentes transitorios del ingreso y consumo no tienen correlación con sus respectivas contrapartes permanentes; ii) el componente transitorio del consumo tiene correlación cero con el componente transitorio del ingreso. De este modo, la única relación estable se suscita entre los dos componentes permanentes.

El primer supuesto no es controversial y proviene de la definición de componente transitorio, pero el segundo sí es debatible porque sugiere, por ejemplo, que el hallazgo de un tesoro no aumenta el consumo transitorio. Al respecto, a justificación de Friedman no es convincente, porque arguye que en la fase de una elevación transitoria del ingreso los agentes se apegan a su plan de consumo y optan por incrementar sus ahorros.

Las bajas PMgC halladas en las encuestas comparadas con las PMgC obtenidas de las series de tiempo agregadas se explican en este análisis por el fuerte componente transitorio en las diferencias de ingresos registrados en los datos de las encuestas, haciendo que la variancia del ingreso observado sea mucho mayor que la variancia del ingreso permanente, y en consecuencia, que el valor del coeficiente de regresión del consumo observado respecto del ingreso observado sea mucho menor que el resultante de aplicar las regresiones para series de tiempo, donde el componente transitorio es claramente menos importante.

La hipótesis de Friedman, además de ingeniosa, resultó consistente con los valores de los coeficientes de regresión de distintos grupos sociales y con diversas proporciones de ingreso transitorio a ingreso total; por ejemplo, de las diferencias halladas en κ para trabajadores asalariados, agricultores y empresarios no agrícolas, y entre blancos y no blancos. Su revisión de la evidencia para diferentes grupos sociales reflejó el gran conocimiento que tenía de los datos sobre ingresos y gastos debido a su experiencia en la investigación de los ingresos de profesionales independientes junto a Simon Kuznets, su supervisor doctoral.

3. Modelos de análisis

El ingreso permanente no es observable; pero además, se supone que depende de las expectativas del ingreso futuro. Cualquier modelo de la TIP que se desee someter a prueba debe encarar la labor de medirlo en alguna forma, incluyendo un proceso de formación de expectativas. Friedman asumió que las expectativas de ingreso futuro se basan en el nivel presente y los niveles pasados de ingreso. A continuación proponemos dos maneras de representar esta hipótesis y de transformar las variables inobservables (c^p , y^p) en observables (c , y).

3.1. Expectativas adaptables

La primera manera parte de [5] e indica que el ingreso permanente cambia de acuerdo con la brecha entre el ingreso medido en el período “ t ” y el ingreso permanente del período previo.

$$y_t^p - y_{t-1}^p = \lambda(y_t - y_{t-1}^p) \quad [5]$$

La magnitud del ajuste está dada por λ ($0 \leq \lambda \leq 1$). Si $\lambda=0$ no hay cambio en el ingreso permanente, de modo que $y_t^p = y_{t-1}^p$, mientras que si $\lambda=1$ el ingreso permanente es inmediatamente revisado para emparejarse con el ingreso corriente medido, de modo que $y_t^p = y_t$. Con λ menor a 1, el ingreso permanente se ajusta por una fracción a la brecha entre $y_t - y_{t-1}^p$. Arreglemos [5] para agrupar los términos del ingreso permanente:

$$y_t^p = (1-\lambda)y_{t-1}^p + \lambda y_t \quad [6]$$

La expresión [6] aún contiene y_t^p que es inobservable. Sin embargo, si la rezagamos un período y luego la sustituimos en la misma [6] obtenemos:

$$y_t^p = (1-\lambda)[(1-\lambda)y_{t-2}^p + \lambda y_{t-1}] + \lambda y_t = (1-\lambda)^2 y_{t-2}^p + \lambda \sum_{i=0}^N (1-\lambda)^i y_{t-i} \quad [7]$$

Que aún contiene el término y_t^p . Pero si seguimos sustituyendo para y_{t-2}^p, y_{t-3}^p etc., arribamos a:

$$y_t^p = (1-\lambda)^{N+1} y_{t-N-1}^p + \lambda \sum_{i=0}^N (1-\lambda)^i y_{t-i} \quad [8]$$

Si hacemos $N \rightarrow \infty$ en virtud de que Friedman asume que los individuos tienen vida infinita, el primer término de [8] tiende a cero y queda solo el segundo.

Ahora bien, sustituyendo [8] y [3] en [1], tenemos:

$$c_t = \kappa y^p + v_t = \kappa \lambda \sum_{i=0}^{\infty} (1-\lambda)^i y_{t-i} + v_t; v_t = c_t^i + \varepsilon_t \quad [9]$$

Según [9] el consumo permanente es igual a $\kappa \lambda$ de los niveles actual y anteriores del ingreso medido, con ponderaciones que declinan de acuerdo al rezago.

Para simplificar el asunto de las variables rezagadas, utilicemos la transformación de Koyck en dos pasos: 1) multiplicando [9] rezagada un período por $(1-\lambda)$, y 2) sustrayéndola de la ecuación inicial:

$$(1-\lambda)c_{t-1} = \kappa \lambda \sum_{i=0}^{\infty} (1-\lambda)^{i+1} y_{t-i-1} + (1-\lambda)v_{t-1} \quad [10]$$

Restando [10] de [9]:

$$c_t - (1-\lambda)c_{t-1} = \kappa \lambda \sum_{i=0}^{\infty} (1-\lambda)^i y_{t-i} + v_t - \kappa \lambda \sum_{i=0}^{\infty} (1-\lambda)^{i+1} y_{t-i-1} - (1-\lambda)v_{t-1} \quad [11]$$

$$c_t - (1-\lambda)c_{t-1} = \kappa \lambda y_t + \xi; \xi = v_t - (1-\lambda)v_{t-1}$$

Aparte de $\kappa\lambda y_t$ y ξ los términos de la derecha se cancelan, y la función de consumo resulta:

$$c_t = \kappa\lambda y_t + (1-\lambda)c_{t-1} + \xi_t \quad [12]$$

Por tanto, para probar la TIP usando series de tiempo y asumiendo que las expectativas son adaptables, se debe efectuar la regresión entre el consumo, el ingreso real y el consumo rezagado un período. La PMgC de corto plazo es simplemente $\kappa\lambda$, mientras que la de largo plazo es κ . En el largo plazo $PM_eC = PM_gC = \kappa$. Si $0 < \lambda < 1$ la PMgC de corto plazo será menor que la de largo plazo.

3.2. Expectativas adaptables y ajuste parcial

Una opción también prometedora consiste en estimar [1] combinando los modelos de ajuste parcial y de expectativas adaptables para hacer que las variables inobservables (c^p, y^p) sean observables (c, y).

$$c^p = \alpha + \kappa y^p \quad [1']$$

$$y_t^p - y_{t-1}^p = \lambda(y_t - y_{t-1}^p); 0 \leq \lambda \leq 1 \quad [5]$$

$$c_t - c_{t-1} = \gamma(c_t^p - c_{t-1}) + u_t, 0 \leq \gamma \leq 1 \quad [13]$$

Introducimos el coeficiente de posición α ($\alpha \geq 0$) para probar si es estadísticamente significativo. Si lo es y $\alpha > 0$, la PM_eC sería mayor a la PM_gC y decrecería en el tiempo. Al resolver el sistema obtenemos:

$$c_t = \alpha\gamma\lambda + \kappa\lambda\gamma y_t + [(1-\lambda) + (1-\gamma)]c_{t-1} - (1-\lambda)(1-\gamma)c_{t-2} + [u_t - (1-\lambda)u_{t-1}] \quad [14]$$

La ecuación [14] será nuestra segunda función de consumo a estimar bajo la hipótesis del ingreso permanente. Aquí la novedad radica en que se combinan los modelos de expectativas adaptables y de ajuste parcial. Este último postula que

el cambio observado en el consumo en cualquier momento del tiempo ' t ' es una fracción γ del cambio deseado en ese período.

4. Evidencia empírica

4.1. Información utilizada

Para el estudio, inicialmente recopilamos series de periodicidad anual del Ingreso Nacional Disponible (IND) a precios corrientes, del Gasto del Consumo privado de Bienes y Servicios (CP) a precios corrientes y del Deflactor Implícito del Producto Interno Bruto (DIPIB) para el período 1970-2009.⁹ Debido a la amplitud del período que abarcamos y al no existir series unificadas del IND y CP, debimos consultar diversas fuentes. Afortunadamente, obtuvimos datos 'traslapados' (véase Tabla A1, anexo 3), lo que nos permitió 'eslabonar' las series DIPIB de diferentes años base siguiendo el procedimiento habitual para estos casos, de modo tal que exista un único año base: 1993.

Luego de 'engazar' las series IND y CP, las dividimos entre el DIPIB; por tanto, el IND y CP que utilizamos en el análisis se expresan en millones de pesos de 1993.

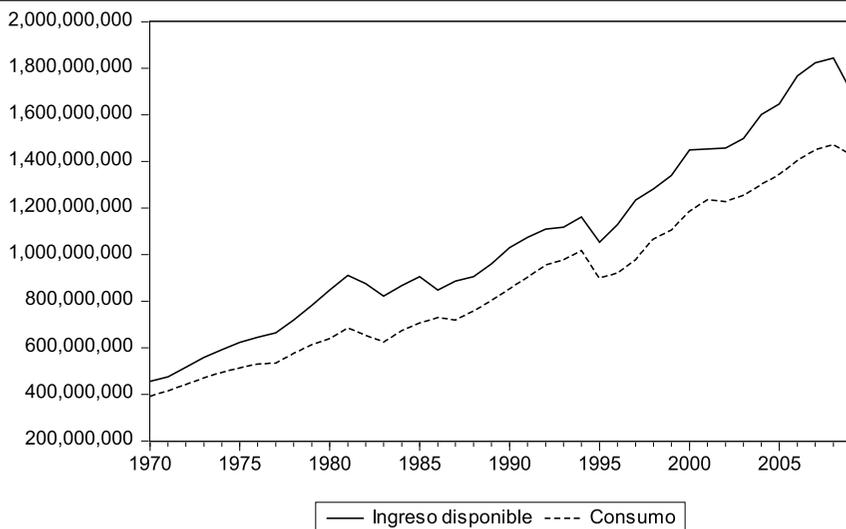
Cabe aclarar que empleamos el DIPIB y no el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) para deflactar al menos el CP porque este agregado abarca un número mucho más amplio de bienes y servicios finales que las contempladas en la canasta con la que se elabora el INPC (véase INEGI, 1992); por lo demás, los resultados serían muy similares, ya que el grado de asociación lineal entre el DIPIB y el INPC es casi perfecto (0.98).

La gráfica 1 muestra la evolución del IND real y el consumo real. Como se advierte en la misma y se corrobora técnicamente, el orden de integración de ambas es I (1) (véase cuadro A1, anexo 3) y refleja los años de crisis y depresión económica (1982-83; 1986-87; 1995; 2009). La brecha entre ambas variables parecería estar ampliándose casi sistemáticamente, pero no es así; basta señalar que la $PMcC$ –la fracción del ingreso disponible gastado en consumo– varió muy poco entre los extremos: en 1970 fue de 0.858 y en 2009 de 0.840.

⁹ Al momento de concluir este trabajo, no existía información del Ingreso Nacional Disponible para el año 2010.

Gráfica 1

Ingreso nacional disponible y consumo privado
(En millones de pesos de 1993) Período 1970 - 2009



Atendiendo a las recomendaciones metodológicas para la investigación empírica (Kennedy, 1997; Greene, 1999) y a fin de obtener los estimadores en términos de elasticidades, transformamos las series en logaritmos. En lo sucesivo las representaremos con minúsculas.

4.2. Resultados

Los resultados de las regresiones MCO correspondientes a las ecuaciones 12 y 14 se muestran en los cuadros 1 a 4. En 1 y 3 se incluye el intercepto y en 2 y 4 no. La variable dependiente es el consumo privado y las explicativas son, en los cuadros 1 y 2, el ingreso disponible y el consumo rezagado un período, y en los cuadro 3 y 4 se añade a ellas el consumo retrasado dos períodos.

El coeficiente de determinación (R^2) de los modelos indica que la bondad de ajuste es casi perfecta, lo que, en principio, valida ampliamente su pertinencia; sin

embargo, afloran dos aspectos:

1. El coeficiente de posición (o intercepto) no es estadísticamente significativo, lo que corrobora la relación funcional de la TIP y el hecho de que, en el largo plazo, la PMeC es igual a la PMgC (cuyo valor presentaremos adelante). Por tanto, podemos ignorar los cuadros 1 y 3.
2. A juzgar por el estadístico “t” y la probabilidad asociada, el consumo de dos períodos previos carece de significancia estadística y es redundante,¹⁰ lo cual torna ineluctable su exclusión. Pero este hecho nos lleva a reproducir los mismos estimadores del cuadro 2; además, desde el punto de vista económico, los coeficientes λ y γ de [14] no se ajustan a las restricciones establecidas en las ecuaciones [5] y [13].

Por las razones expuestas soslayamos el modelo 14 y circunscribimos nuestra atención a los resultados del cuadro 2 (modelo 12), cuyas elasticidades estimadas son consistentes con las restricciones y la teoría económica subyacente.

Cuadro 1

Resultado de la regresión $c_t = f(y_t, c_{t-1})$ con intercepto
Período 1970-2009

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
α	0.129155	0.282662	0.456923	0.6505
y_t	0.464458	0.089155	5.209552	0.0000
c_{t-1}	0.525579	0.086930	6.046009	0.0000
R cuadrado	0.993535	Media var. dep.		20.53684
R cuadrado ajust.	0.993176	Desv. est. var. dep.		0.370925
E. E. regresión	0.030642	Crit. de Akaike		-4.059096
Suma res. al cuad.	0.033801	Crit. de Schwarz		-3.931130
Log Máx-ver.	82.15238	Crit. de H. Quinn.		-4.013183
Estadístico F	2766.165	D-W		1.097006
Prob(Estadístico F)	0.000000			

¹⁰ Corroborado con la “prueba de variable redundante” en EViews 7

Cuadro 2

Resultados de la regresión $c_t = f(y_t, c_{t-1})$ sin intercepto
Período 1970-2009

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
y_t	0.476971	0.083933	5.682782	0.0000
c_{t-1}	0.519221	0.084886	6.116651	0.0000
R cuadrado	0.993497	Media var. dep.		20.53684
R cuadrado ajust.	0.993322	Desv. est. var. dep.		0.370925
E. E. regresión	0.030312	Crit. de Akaike		-4.104596
Suma res. al cuad.	0.033997	Crit. de Schwarz		-4.019285
Log Máx-ver.	82.03962	Crit. de H. Quinn.		-4.073987
D-W	1.070324			

Cuadro 3

Resultado de la regresión $c_t = f(y_t, c_{t-1}, c_{t-2})$ con intercepto
Período 1970-2009

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
α	-0.046338	0.300866	-0.154015	0.8785
y_t	0.491120	0.089936	5.460748	0.0000
c_{t-1}	0.644252	0.151139	4.262658	0.0002
c_{t-2}	-0.137369	0.125164	-1.097513	0.2801
R cuadrado	0.993423	Media var. dep.		20.55510
R cuadrado ajust.	0.992842	Desv. est. var. dep.		0.357710
E. E. regresión	0.030263	Crit. de Akaike		-4.058452
Suma res. al cuad.	0.031140	Crit. de Schwarz		-3.886074
Log Máx-ver.	81.11059	Crit. de H. Quinn.		-3.997121
Estadístico F	1711.747	D-W		1.356036
Prob(Estadístico F)	0.000000			

Cuadro 4

Resultados de la regresión $c_t = f(y_t, c_{t-1}, c_{t-2})$ sin intercepto
Período 1970-2009

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
α	-0.046338	0.300866	-0.154015	0.8785
y_t	0.491120	0.089936	5.460748	0.0000
c_{t-1}	0.644252	0.151139	4.262658	0.0002
c_{t-2}	-0.137369	0.125164	-1.097513	0.2801
R cuadrado	0.993423	Media var. dep.		20.55510
R cuadrado ajust.	0.992842	Desv. est. var. dep.		0.357710
E. E. regresión	0.030263	Crit. de Akaike		-4.058452
Suma res. al cuad.	0.031140	Crit. de Schwarz		-3.886074
Log Máx-ver.	81.11059	Crit. de H. Quinn.		-3.997121
Estadístico F	1711.747	D-W		1.356036
Prob(Estadístico F)	0.000000			

Expresemos la función de consumo (cuadro 2) como ecuación:

$$c_t = 0.476971y_t + 0.519221c_{t-1} \quad [15]$$

De acuerdo con [15] la elasticidad del consumo respecto al ingreso corriente en el corto plazo ($\kappa\lambda$) es 0.47697 y la de largo plazo (κ) respecto al ingreso permanente es 0.99208. Como el coeficiente de ajuste de las expectativas (λ) se estima en 0.48078 podemos aducir que cerca del 50% de las expectativas de los consumidores se realiza en un período dado.

Los resultados apoyan la función de consumo bajo hipótesis del ingreso permanente y el modelo de expectativas adaptables; sin embargo, por construcción¹¹ y porque la prueba “h” de Durbin lo hace patente, en nuestro modelo se violan dos supuestos del Modelo Clásico de Regresión Lineal (MCRL) que afectan a su eficiencia asintótica y lo desvirtúan como instrumento de pronóstico: contiene simultáneamente errores autocorrelacionados y una variable dependiente rezagada

¹¹ Ya que: i) como variable explicativa funge c_{t-1} y ii) el término de error en [12] es $\xi_t = v_t - (1-\lambda)v_{t-1}$

como regresor. Desafortunadamente, no es posible tratarlos como si fueran dos problemas distintos: el estimador MCO es insesgado solo cuando hay errores autocorrelacionados, y es consistente solo cuando hay una variable dependiente rezagada como uno de los regresores, pero es asintóticamente sesgado cuando existen las dos violaciones. El sesgo asintótico aflora porque la variable dependiente rezagada está contemporáneamente correlacionada con la perturbación autocorrelacionada: la perturbación de “t” está determinada en parte por la perturbación de “t-1” que, a su vez, fue uno de los determinantes de la variable dependiente rezagada (es decir, la del período “t-1”).

Como los estimadores MCO no son eficientes (no tienen mínima variancia), la validez de las pruebas de hipótesis (“t”, “F”, etc.), de los intervalos de confianza y de los estimadores se torna cuestionable. Sin embargo, podemos disipar esta última duda aplicando al modelo lineal Generalizado (MLG) con el algoritmo de optimización “*Quadratic Hill Climbing*.” Los resultados se presentan en el cuadro 5:

Cuadro 5

Resultados de la regresión MCG $c_t = f(y_t, c_{t-1})$
Período 1970-2009

Variable	Coefficiente	Error Est.	z-Statistic	Prob.
y_t	0.476971	0.083933	5.682782	0.0000
c_{t-1}	0.519221	0.084886	6.116651	0.0000
Media var. dep.	20.53684	Desv. est. var. dep.		0.370925
Suma res. al cuad.	0.033997	Log Máx-ver.		82.01306
Crit. de Akaike	-4.103234	Crit. de Schwarz		-4.017923
Crit. de H. Quinn.	-4.072625	Deviance		0.033997
Deviance statistic	0.000919	Pearson SSR		0.033997
Pearson statistic	0.000919	Dispersion		0.000919

Los estadísticos “z” y las probabilidades asociadas (Prob.) nos permiten corroborar la significancia estadística de los coeficientes; pero aún subyace el problema de la eficiencia asintótica del modelo. Al respecto, si no podemos emplear estimadores de mínima variancia, el requisito mínimo deseable para un estimador es que, a medida que el tamaño de la muestra crece, el valor del estimador tienda al valor del parámetro, propiedad que se denomina “consistencia”. Los métodos usuales para perturbaciones autocorrelacionadas de Prais-Winsten y de Cochrane y Orcutt no son útiles en este caso, porque los residuos en los cuales se basa el estimador del coeficiente de autocorrelación son inconsistentes debido a la presencia adicional de la variable dependiente rezagada.

Greene (1999); Gujarati (1997); Johnston y Dinardo (2001); Kennedy (1997) y Maddala (1996) sugieren la aplicación del Método de las Variables Instrumentales (MVI) para producir estimadores *consistentes*. En este caso, la variable instrumental a elegir de manera obvia (como indican los autores citados) es el valor rezagado del regresor exógeno: y_{t-1} , ya que no se correlaciona con el error, pero sí con c_{t-1} , el valor retrasado de la variable dependiente. En efecto, y_{t-1} aparece como variable explicativa cuando la ecuación de c_{t-1} está retrasada. Al no haber otra variable exógena en la ecuación, no existe dilema alguno.¹²

Este método deja abierta la cuestión de cuántos instrumentos utilizar. La eficiencia asintótica se eleva con el número de instrumentos, pero el sesgo de la muestra finita aumenta también. Por otro lado, la mínima cantidad debe ser igual al número de variables explicativas, incluyendo cualquiera que sea instrumento de sí misma...pero los resultados suelen ser pobres si se emplea el número mínimo (o casi el mínimo) de instrumentos. Esto fue lo que ocurrió cuando aplicamos MVI al modelo: en un primer momento, incorporamos la constante y el ingreso disponible rezagado (véase el cuadro A2 en el anexo 3), y en un segundo momento añadimos el tiempo como tercera variable, cuya correlación con el consumo es de 0.9922 (véase el cuadro A3 anexo 3). En virtud de que la teoría clásica lo postula, también probamos con las series estimadas de la tasa de interés real -a partir de la ecuación de Fisher- y de la nominal -utilizando el rendimiento anualizado de los

¹² Si hubiera otra variable exógena en la ecuación, su valor rezagado también podría servir como instrumento para c_{t-1} .

CETES a tres meses plazo¹³, pero los resultados fueron aún más pobres; por tanto, las soslayamos de nuestro análisis.

Como se advierte en el cuadro A1, los coeficientes cambian de valor abruptamente, sus respectivos errores estándar se elevan en 500% respecto al modelo original del cuadro 2, por lo que la significancia estadística de ambos estimadores se desvanece, y el coeficiente de determinación baja. En el segundo caso (cuadro A 2), la situación no mejora lo suficiente ya que la magnitud de los coeficientes vuelve a cambiar, sus errores estándar siguen siendo 300% mayores, y el estimador del ingreso disponible continúa careciendo de significancia estadística.

Afortunadamente, Greene (1999) sugiere un procedimiento diseñado por Hatanaka que, en dos etapas, logra el objetivo de obtener estimadores consistentes. Lo describimos de modo *ad hoc*:

En vista de que una variable instrumental apropiada de c_{t-1} es y_{t-1} , empleamos los valores ajustados en la regresión de c_t en y_t y y_{t-1} . Los residuos de la regresión se usan para construir

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=3}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-1}}{\sum_{t=3}^T \hat{\varepsilon}_t^2} \quad [16]$$

Donde:

$$\hat{\varepsilon}_t = c_t - \beta_{VI} y_t - \gamma_{VI} c_{t-1} \quad [17]$$

El subíndice *VI* de los coeficientes significa “variable instrumental.” Las estimaciones de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF) se obtienen efectuando la regresión:

$$c_t^* = c_t - \hat{\rho} c_{t-1} \quad [18]$$

$$y_t^* = y_t - \hat{\rho} c_{t-1} \quad [19]$$

$$c_{t-1}^* = c_{t-1} - \hat{\rho} c_{t-2} \quad [20]$$

¹³ Como indicadores de la tasa de interés, los CETES (a 28 días o a tres meses plazo) son muy socorridos. Véase, por ejemplo, Galindo y Perrotini (1996) y Liqitaya (1999, 2008).

y

$$\hat{\varepsilon}_{t-1} = c_{t-1} - \beta_{VI} y_{t-1} - \gamma_{VI} c_{t-2} \quad [21]$$

El cuadro 6 presenta los resultados del método de Hatanaka aplicado al modelo (el valor de $\hat{\rho}$ es 0.79726724):

Cuadro 6

Resultados de la regresión MCGF $c_t = f(y_t, c_{t-1})$
Período 1970-2009

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
y_t^*	0.559866	0.074712	7.493616	0.0000
c_{t-1}^*	0.413663	0.078394	5.276691	0.0000
R cuadrado	0.840130	Media var. dep.		4.193126
R cuadrado ajust.	0.835689	Desv. est. var. dep.		0.075948
E. E. regresión	0.030786	Crit. de Akaike		-4.072327
Suma res. al cuad.	0.034120	Crit. de Schwarz		-3.986138
Log Máx-ver.	79.37422	Crit. de H. Quinn.		-4.041662
D-W	1.523531			

5. Conclusiones

Desde un punto de vista económico, los resultados de las regresiones MCO para el período 1970-2009 corroboran la función de consumo bajo hipótesis del ingreso permanente y el proceso de formación de expectativas (adaptables): de acuerdo con ésta, la elasticidad del consumo en el corto plazo (respecto al ingreso corriente) es 0.47697 y la de largo plazo (respecto al ingreso permanente) es 0.99208. Como el coeficiente de ajuste de las expectativas se estima en 0.48078 podemos aducir que cerca del 50% de las expectativas de los consumidores se realiza en un período dado. Además, se constata que, en el largo plazo, la *PMeC* es igual a la *PMgC*.

Sin embargo, desde un punto de vista econométrico, el modelo viola dos supuestos del Modelo Clásico de Regresión Lineal simultáneamente: contiene errores autocorrelacionados y la variable dependiente rezagada como regresor. Esto hace que los estimadores sean asintóticamente sesgados y se desvirtúe el modelo como instrumento de pronóstico.

A pesar de no ser un aspecto de atención central en este estudio el proponer un modelo de pronóstico, nos abocamos a la labor de obtener estimadores consistentes invocando en nuestro apoyo el Método de las Variables Instrumentales. Como vimos en los dos casos aplicados (cuyos cuadros remitimos al anexo), la adopción del método convencional de variables instrumentales tuvo un efecto contrario a lo esperado: hizo que los errores estándar aumentaran hasta en 500% respecto a los obtenidos mediante MCO, por lo que la significancia estadística de los estimadores se desvaneció. Además, la magnitud numérica de los coeficientes cambió notablemente, invirtiéndose la incidencia relativa de los regresores en el comportamiento del consumo (aunque ello no obstó para que su elasticidad de largo plazo respecto al ingreso se mantenga cercana a uno). Al parecer, los pobres resultados que dimanan de MVI no son poco frecuentes (véase Johnston y Dinardo, 2001, pp. 182-3 y nota de página 8, p. 183).

Afortunadamente, el procedimiento diseñado por Hatanaka nos permitió obtener estimadores consistentes a partir de la transformación de las variables en cuasi primeras diferencias en la forma definida por las ecuaciones 18 a 20. Si bien los estimadores son distintos porque ya no conciernen a variables en niveles, la elasti-

cidad de largo plazo sigue siendo cercana a uno (específicamente 0.9549). Por su lado, el menor valor del coeficiente de determinación (0.8401) es normal ya que, con los datos en niveles, se obtienen siempre R^2 's más grandes que en primeras diferencias o cuasi primeras diferencias.¹⁴ Lo importante en este caso es que la ecuación que obtuvimos es mejor que la de niveles ya que da una suma de cuadrados residual más pequeña (aún después de los ajustes) y un estadístico Durbin-Watson (D-W) más grande.

¹⁴ Dado que una R^2 más grande suele considerarse como prueba de una relación estrecha entre las variables bajo investigación, existe la tendencia a calcular en niveles en lugar de primeras diferencias a veces esto se conoce como *síndrome de la R^2* . Pero hay otros aspectos importantes a considerar, como la suma de los errores al cuadrado y el estadístico D-W ya que, si este tiene un valor bajo, puede significar una ecuación mal especificada, aunque R^2 sea cercano a uno.

Referencias

- Ando, A. y Modigliani, F. (1963), "The 'Life-cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *American Economic Review*, 53(1), pp. 55-84.
- Dornbusch, R. S. Fischer y R. Startz (2004), "Macroeconomía (9^{na} edición), *Editorial Mc Graw Hill/ Interamericana de España, S.A.*
- Duesenberry, J. (1967), "Renta, Ahorro y Teoría del Comportamiento del Consumidor" *Alianza Editorial, S. A.*, Madrid, España (la versión original se publicó en inglés el año 1949).
- Fisher, I. (1930), "The theory of Interest" *Macmillan Co.* New York.
- Friedman, M. (1957), "A Theory of the Consumption Function", Princeton University Press. Existe traducción al español como "Una Teoría de la Función de Consumo" *Ed. Alianza Universidad*, 1973.
- Galindo P, L. M. y Perrotini, I. (1996), "La Demanda de Dinero en México, 1980-1994", *Monetaria*, CEMLA. vol. XIX, pp.347-361.
- Greene, W. (1999), "Análisis Econométrico" (3^a ed) *Prentice-Hall Iberia*, Madrid, España.
- Gujarati, D. (1997), "Econometría", ed. McGraw-Hill Interamericana, S.A. (3^{ra} edición), Bogotá, Colombia.
- Hall, R. (1978), "Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence", *Journal of Political Economy*, vol. 86, no. 6, pages 971-987.
- INEGI 2011, <http://dgcnesyp.inegi.gob.mx/cgi-win/bdieintsi.exe/>
- INEGI 2010, "Sistema de Cuentas Nacionales de México: cuentas de bienes y servicios 2005-2009", México.
- INEGI 2009, "Sistema de Cuentas Nacionales de México: cuentas de bienes y servicios 2003-2008", México.
- INEGI 1992, "Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos", México.
- Johnston, J. y Dinardo, J. (2001), "Métodos de Econometría" *Ediciones Vicens Vives, S. A.* Barcelona, España.
- Kennedy, P. (1997), "Introducción a la Econometría", ed. *F.C.E.*, México.
- Keynes, J. (1936), "The General Theory of Employment, Interest and Money", *Macmillan, London*. Existe una multiplicidad de reimpressiones en español por parte

- del Fondo de Cultura Económica, S.A. de C.V. desde el año 1943.
- Kuznets, S. (1942), "Uses of National Income in Peace and War", *National Bureau of Economic Research*, New York, U.S.A.
- Liquitaya B., J. D. (2008), "Análisis de Estabilidad y Homogeneidad de la Demanda de Dinero en México", *Economía: Teoría y Evidencia Empírica* (libro colectivo), Universidad de Colima, México.
- Liquitaya B., J. D. (1999), "Expectativas, Inflación y Demanda de Saldos Monetarios Reales en México", revista *Economía: Teoría y Práctica* (nueva época), núm. 11, UAM.
- Maddala, G. S. (1996), "Introducción a la Econometría" *Prentice-Hall Hispanoamericana*, S.A., México.
- Modigliani, F. y Brumberg, R. 1954, "Utility Analysis and the Consumption Function: an Interpretation of Cross-section Data" in Kenneth K. Kurihara, ed., *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick, N.J., Rutgers University Press. pp 388–436.
- Nacional Financiera (1986), "La Economía Mexicana en Cifras", México.
- Pentecost, E. (2000), "Macroeconomics: An Open Economy Approach" *St. Martin's Press*, Great Britain.

ANEXO 1: MODELO PARA 'CAPTURAR' EL EFECTO TRINQUETE

Debido al problema de las ecuaciones simultáneas -porque el ingreso disponible actual puede también depender del consumo presente y estar relacionado con el ingreso 'pico'- Duesenberry optó por no efectuar la regresión del consumo respecto al ingreso disponible, y en su lugar formuló y estimó la ecuación (A.1)¹⁵

$$\frac{s_t}{y_t} = \beta \frac{y_t}{y_0} - \alpha \quad (\text{A.1})$$

Donde s_t = ahorro actual; y_t = ingreso disponible actual; y_0 = ingreso disponible máximo anterior.

Si soslayamos los virtuales problemas econométricos, podemos expresar directamente la función de PMeC, como lo proponen Parada y Bacca (2009) y Pentecost (2000). En vista de que $\text{PMeS} + \text{PMeC} = 1$:

$$\frac{c_t}{y_t} = 1 + \alpha - \beta \frac{y_t}{y_0} \quad (\text{A.2})$$

Si bien (A.2) aprehende el efecto trinquete cuando declina el ingreso y el hecho de que, con series de tiempo cortas la PMeC es decreciente, no refleja su comportamiento de largo plazo; pero tampoco parece plausible si lo expresamos como función de consumo:

$$c_t = (1 + \alpha)y_t - \beta \frac{y_t^2}{y_0} \quad (\text{A.3})$$

Al respecto, Pentecost (2000) expresa la función PMeC de Duesenberry del modo siguiente:

$$\frac{c_t}{y_t} = \alpha + \beta \left(\frac{y_0}{y_t} \right) \quad (\text{A.4})$$

¹⁵ El autor indica que esta relación ofrece una correlación elevada y predice correctamente las tasas de ahorro de 1947 en los Estados Unidos de Norteamérica. Los valores estimados son: $\beta=0.25$; $\alpha=0.196$.

Luego de sencillas operaciones algebraicas, hallamos que las ecuaciones (A.2) y (A.4) son equivalentes sí y solo sí $\beta=0.5$, lo cual constituye una restricción sobre este parámetro. Sin embargo, (A.4) es congruente con el análisis de Duesenberry al 'capturar' el efecto trinquete, deducir una función de consumo parecida a la de Modigliani y Brumberg (1954) y Friedman (1957) y dar pábulo a su carácter estable en el largo plazo.

Al multiplicar (A.4) por y_t obtenemos la familiar función de consumo en la que la ordenada al origen, βy_0 , se desplaza hacia arriba a medida que el ingreso disponible 'pico' aumenta:

$$c_t = \alpha y_t + \beta y_0 \quad (\text{A.5})$$

Si el ingreso crece a una tasa constante, g : $y_t = (1 + g)y_{t-1}$; más aún, si $y_t = y_{t-1}$ (A.5) puede escribirse como:

$$c_t = \left(\alpha + \frac{\beta}{1 + g} \right) y_t \quad (\text{A.6})$$

De acuerdo con (A.6) las series de tiempo de largo plazo generan una función de consumo sin intercepto, con una PMeC igual a la PMgC. Empero, una caída cíclica en el ingreso lleva a $y_t < y_0$, con este último permaneciendo constante hasta que el ingreso disponible aumente de nuevo a su nivel. Bajo tales circunstancias, (A.6) puede escribirse como (A.5), donde el intercepto es una constante igual a βy_0 y la PMgC = α . Por tanto, la función consumo obtenida de series de corto plazo es de tipo keynesiana, con una PMgC menor que la de largo plazo, expresada en (A.6). Esta combinación de corto y de largo plazo refleja el *efecto trinquete*.

ANEXO 2

LA HIPÓTESIS DEL CICLO VITAL

La hipótesis del ciclo de vida (HCV) de Modigliani y Brumberg (1954) y Ando y Modigliani (1963), sostiene que los individuos planifican su consumo y ahorro para distribuirlos de la mejor manera posible a lo largo de su existencia; es decir, maximizan su función de utilidad de toda la vida y tiene como corolario que las $PMgC$ a partir del ingreso permanente, del ingreso transitorio y de la riqueza, son diferentes.

Según esta hipótesis, una persona administra su ingreso para mantener un nivel de consumo estable hasta su vejez. Acumula ahorros durante su vida laboral activa para consumirlos después, al jubilarse, y espera que la tasa de ahorro en el tiempo en que trabaja sea igual al requerimiento de fondos durante la parte de vida que permanece inactiva o retirada, lo que supone un nivel de consumo constante en el tiempo.

Un individuo de edad “ t ” maximiza su función de utilidad de la forma:

$$u = u(c_t, c_{t+1}, \dots, c_T) \quad (B.1)$$

Donde c_i ($i = 0, 1, 2, \dots, T$) es el consumo planeado a la edad $t+i$ y T es la edad en la que morirá. Suponiendo que intentará consumir todos sus recursos a la fecha de su muerte, debe maximizar esta función de utilidad sujeta al presupuesto de toda su vida:

$$a_{t-1} + y_t + \sum_{i=t+1}^N \frac{y_i^e}{(1+r)^{i-t}} = \sum_{i=t}^T \frac{c_i}{(1+r)^{i-t}} \quad (B.2)$$

Donde a_{t-1} representa los activos físicos y financieros del individuo al inicio del año t ; y_t es el ingreso obtenido a la edad t ; y_i^e es el ingreso esperado a la edad i y N es la edad esperada de retiro. Asumiendo que la tasa marginal de sustitución del consumo en algún año respecto a cualquier otro depende solo del cociente del consumo en esos dos años, por analogía al caso de dos períodos, el consumo planeado a la

edad t viene a ser una proporción constante de los recursos de toda su vida a la edad t , a_t , esto es:

$$c_t = \alpha_t a_t; a_t = a_{t-1} + y_t + \sum_{i=t+1}^N \frac{y_i^e}{(1+r)^{i-t}} \quad (\text{B.3})$$

De modo similar para los años futuros, el consumo planeado está dado por $c_i = \alpha_i a_i$ para $i = t+1, t+2, \dots, T$. Como en el caso de dos períodos, los α 's dependen de las tasas de interés y de las preferencias del agente, pero en el lapso entero del ciclo de vida, dependen también de su edad. Esta es importante porque se asume que el individuo busca agotar la totalidad de sus recursos antes de fallecer; por tanto, mientras más cerca esté al término de su vida, la porción de sus recursos que planea consumir será mayor.

La implicación más relevante de la HCV es que un cambio en el ingreso corriente, y_t , afecta al consumo corriente, c_t , solo en la proporción en que afecta a la riqueza, a_t y constituye la diferencia crucial respecto a la hipótesis keynesiana, ya que en este caso los cambios en el ingreso corriente no tienen mucho efecto en el consumo a menos que el individuo esté cerca del fin de su vida.

Combinando las ecuaciones (B.2) y (B.3) se obtiene el consumo a la edad t :

$$c_t = \alpha_t a_{t-1} + \alpha_t y_t + \alpha_t \sum_{i=t+1}^N \frac{y_i^e}{(1+r)^{i-t}} \quad (\text{B.4})$$

Dado que los ingresos futuros esperados, y^e , están muy relacionados con el ingreso corriente, y_t , la ecuación (B.4) puede considerarse que relaciona el consumo corriente al ingreso corriente a la edad t y a los activos físicos y financieros al inicio del año t . Por tanto, para el conjunto de la economía, se espera una relación agregada de la forma:

$$c_t = \alpha_0 y_t + \alpha_1 a_{t-1} \quad (\text{B.5})$$

Dado que a_{t-1} es positivo, la relación de corto plazo entre el consumo y el ingreso tendrá un intercepto mayor que cero y se irá desplazando paulatinamente hacia arriba conforme aumente a_{t-1} .

ANEXO 3

Tabla A 1

Fuentes de información, según período

PERÍODO	FUENTE
1970-1985	“La Economía Mexicana en Cifras”, Nacional Financiera, México, 1986.
1980-1991	Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos, INEGI, México, 1992.
1988-2004	Banco de Información Económica, INEGI (bie inegi): dgcnesyp.inegi.gob.mx/ (véase “Series que ya no se actualizan”)
2003-2009	Sistema de Cuentas nacionales de México, Cuentas de Bienes y Servicios 2003-2008 y 2005-2009, tomos I y II, INEGI, México, 2010.

Cuadro A1

Resultados de las pruebas de raíz unitaria

VARIABLES	ADF ¹	PP ²
c_t	5.03595	6.82696
Δc_t	-3.63387**	-3.57474**
y_t	4.43178	4.16778
Δy_t	-3.55505**	-3.44165**

1 Prueba de Dickey-Fuller, aumentada, de acuerdo con el criterio de Schwartz

2 Prueba de Phillips-Perron empleando el método de estimación espectral de Bartlett

* (**) Denota rechazo de la hipótesis de raíz unitaria al nivel de significancia del 5 (1) %, respectivamente.

Cuadro A2

Resultados de la regresión MVI: $c_t = f(y_t, c_{t-1})^*$
Período 1970 - 2009

Variable	Coficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
y_t	0.749046	0.490347	1.527582	0.1351
c_{t-1}	0.244053	0.495720	0.492320	0.6254
R cuadrado	0.991651	Media var. dep.		20.53684
R cuadrado ajust.	0.991425	Desv. est. var. dep.		0.370925
E. E. regresión	0.034348	Suma res. al cuad.		0.043652
D-W	0.559008	Estadístico J		4.01E-40
Rango instrumento	2			

* Instrumentos: c_t, y_{t-1}

Cuadro A3

Resultados de la regresión MVI: $c_t = f(y_t, c_{t-1})^*$
Período 1970 - 2009

Variable	Coficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
y_t	0.140723	0.324947	0.433064	0.6675
c_{t-1}	0.859391	0.328631	2.615062	0.0128
R cuadrado	0.990644	Media var. dep.		20.53684
R cuadrado ajust.	0.990391	Desv. est. var. dep.		0.370925
E. E. regresión	0.036360	Suma res. al cuad.		0.048915
D-W	1.614075	Estadístico J		3.884729
Rango instrumento	3	Prob(Estadíst. J)		0.048727

* Instrumentos: c_t, y_{t-1} , tiempo.