

EL CONSUMO Y LA TEORÍA DEL INGRESO RELATIVO: UN ESTUDIO EMPÍRICO

José D. Liqueitaya Briceño¹
Gerardo Gutiérrez Jiménez²

Resumen

En este artículo se efectúa un análisis de los elementos centrales de la teoría de Duesenberry de la función de consumo, a partir de la manera en que resuelve la aparente contradicción entre los distintos hallazgos empíricos. Enseguida se detallan los aspectos concernientes a la información utilizada, se exponen los resultados de las pruebas de raíz unitaria y del análisis de cointegración. Al constatar que el consumo privado y el Ingreso Nacional Disponible no cointegran, se indaga, con base en el modelo de Schorderet, si entre estas variables existe una relación asimétrica (o se produce el efecto trinquete) como lo postula Duesenberry. Luego de corroborar que, en efecto ocurre así, se estima el modelo de corrección de errores. Por último se establece, con base en las pruebas de diagnóstico, que el modelo econométrico final obtenido puede tener una aplicación plausible en la economía mexicana.

Introducción

El análisis moderno de la función de consumo germinó en la obra de J. M. Keynes (1936) 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 unidad³; 2) que

¹ Profesor-Investigador y Jefe del Área de Teoría Económica, Departamento de Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Iztapalapa.

² Profesor del Departamento de Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Iztapalapa.

³ “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).

la propensión media al consumo (PMeC) es decreciente; 3) que el ingreso corriente es el principal determinante del consumo, y 4) que la tasa de interés no desempeña un papel relevante en su comportamiento, discordando con la presunción clásica de que los aumentos en la tasa de interés fomentan el ahorro y reducen los incentivos para consumir.

La idea de que la PMeC decrece en el tiempo fue una fuente 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 gasto de consumo privado –el componente más importante de la demanda agregada–, con el riesgo potencial de que se suscite una depresión económica al no poderse realizar (vender) parte de los bienes y servicios producidos. A esto se añadía el carácter inestable de la inversión, por lo que, para Keynes, se tornaba imperiosa la instrumentación de una política fiscal activa 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 estimaciones 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.

La primera explicación que concilió los resultados aparentemente contradictorios fue dada por J. Duesenberry (1949) en el marco de lo que hoy se conoce como su *Teoría del Ingreso Relativo* (TIR). 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. Pero también cuenta con otra proposición importante: el consumo presente está influido por el nivel máximo alcan-

zado en el pasado, debido a que se forman hábitos de consumo que difícilmente se revierten. Tal hecho daría pábulo a que, durante los períodos de depresión, se suscite el *efecto trinquete*⁴.

La TIR fue aceptada y reconocida más por psicólogos y sociólogos que por economistas, al vindicar la idea de que las personas se preocupan por su *status* social; pero una buena parte de estos últimos se mantuvo receptivo a teorías que, además de soslayar aquellas disciplinas, tuvieran una fundamentación microeconómica convencional⁵. Esto explica la razón por la que las teorías del *Ciclo de Vida* (HCV) de Modigliani y Brumberg (1954), Ando y Modigliani (1963) y del *Ingreso Permanente* (HIP) de M. Friedman (1957) desplazaron a la TIR al ‘limbo del olvido’⁶ a pesar de ser “un modelo más realista de la naturaleza humana” (Frank, 2005). Ambos enfoques también logran resolver la aparente paradoja entre los datos de series de corte transversal y series de tiempo ya mencionados basando su análisis en la teoría de la elección intertemporal de I. Fisher⁷ e implican que el consumo es una función creciente de los recursos previstos de la vida útil de un individuo.

Sin embargo, a partir de la década de 1970, la incapacidad de estas teorías para explicar algunas observaciones empíricas desconcertantes, así como la creciente evidencia de que a la gente realmente le importa su ingreso relativo, generó un renovado interés en la TIR.

Según reseña Koçkesen (2007), la primera pieza de evidencia fue presentada en 1974 por Richard Easterlin, quien encontró que el bienestar subjetivo de las personas varía directamente con el ingreso en un mo-

⁴ Este desafortunado término es una traducción de *ratchet*. A veces se traduce como ‘retén’ o como ‘matraca’.

⁵ Empleamos el término ‘convencional’ para referirnos a la teoría neoclásica, y así diferenciarla de la microeconomía de Duesenberry, donde los sistemas de preferencia son interdependientes.

⁶ Hoy en día, ninguno de los libros de texto de Macroeconomía utilizados en los programas de licenciatura de México menciona la TIR; al menos no en los que revisamos de modo expreso: Blanchard (2006); Dornbusch *et. al* (2004); Froyen (1997); Gordon (1996); Hall y Taylor (1992); Mankiw (2006) y Parkin (1995).

⁷ El modelo explica cómo los agentes racionales y previsores toman decisiones intertemporales. Muestra las restricciones a las que están sometidos los consumidores, sus preferencias y la forma en que estas restricciones y preferencias determinan conjuntamente sus decisiones de consumo y de ahorro.

mento dado; pero, en promedio, el bienestar tiende a ser muy estable en el tiempo a pesar del enorme crecimiento del ingreso. Este patrón sería concordante con el hecho de que el bienestar de una persona depende más de su ingreso relativo que de su renta absoluta. A. Oswald habría acumulado abundante evidencia en apoyo de esta afirmación.

La TIR habría sido también corroborada indirectamente con datos macroeconómicos. Una de ellas es la constatación de que mayores tasas de crecimiento conducen a mayores tasas de ahorro, aspecto incompatible con los enfoques HCV-HIP, ya que los recursos de por vida de un individuo se elevan a medida que aumenta la tasa de crecimiento. De acuerdo con Koçkesen (2007), C. Carroll, O. Jody, y D. N. Weil explicaron esta observación con un modelo de crecimiento en el que las preferencias dependen negativamente del consumo pasado del individuo o del consumo promedio previo en la economía que contempla la teoría del ingreso relativo.

De acuerdo con el renovado interés por poner la TIR en la palestra de la discusión académica y del análisis empírico, en el presente artículo llamamos la atención hacia este enfoque que, a juicio nuestro, refleja las pautas de consumo de los hogares influenciadas por los vecinos, por los parientes y por las relaciones que mantienen con otros hogares de igual o mayor estrato de ingresos⁸. Para tal efecto: i) efectuamos una reseña, accesible al lector no advertido, de los principales elementos del análisis de Duesenberry respecto a la función de consumo; ii) verificamos empíricamente, con datos de la economía mexicana, uno de los postulados centrales de su obra: el carácter no reversible del gasto de consumo en períodos en que el ingreso declina, y iii) establecemos, mediante las *pruebas de diagnóstico*, la plausibilidad de nuestro modelo econométrico final en la economía mexicana.

La no reversibilidad en el tiempo entre algunas variables importantes ya fue puesta de manifiesto en la economía mexicana por Liquitaya y

⁸ Por ejemplo, el lector ha debido advertir que hay familias que ni siquiera son propietarias de una casa y/o viven en condiciones precarias (edificios multifamiliares, etc.) pero tienen camioneta grande y/o automóvil de lujo; muchas se empeñan además en renovar con frecuencia su(s) vehículo(s) para ostentar 'auto(s) del año.' La preocupación de una dama por asistir a una fiesta con ropa nueva o al menos que 'no le vieron ponerse antes' y el despilfarro (y endeudamiento) en que incurren los hogares de modestos recursos para realizar una boda o una fiesta a la hija quinceañera son dos ejemplos más de una multiplicidad existente.

Lizarazu (2004, 2005), quienes constataron que la expresión lineal de la ley de Okun no es pertinente, pero sí lo es su relación asimétrica, y que el empleo formal⁹ mantiene un vínculo no reversible con el producto¹⁰. En el caso de otras economías, Harris y Silverstone (2001), Mitchell y Muysken (2002) y Schorderet (2001) hallaron que algunas variables del mercado de trabajo tienen un comportamiento asimétrico durante los ciclos económicos, particularmente la tasa de desempleo y el producto.

El artículo se divide en tres secciones: en la primera explicamos la manera en que la TIR resuelve la aparente contradicción entre los distintos resultados del análisis de la función de consumo; en la segunda precisamos los aspectos concernientes a la información utilizada, exponemos los resultados de las pruebas de raíz unitaria y el análisis de cointegración. Luego de constatar que el consumo privado (CP) y el Ingreso Nacional Disponible (IND) no cointegran, indagamos, con base en el modelo de Schorderet (2001), si entre estas variables existe una relación asimétrica, como lo postula Duesenberry. Al corroborar que, en efecto, ocurre así, estimamos el modelo de corrección de errores, legitimado por el *Teorema de Representación* de Engle y Granger (1987). Para establecer si el modelo final puede tener alguna aplicación plausible, realizamos las *pruebas de diagnóstico*. Por último, presentamos nuestras conclusiones.

1. La teoría del ingreso relativo

Duesenberry aduce que la teoría de la demanda tradicional se basa en dos supuestos irrealistas: 1) el comportamiento de cada individuo en términos de su consumo es independiente del de todas las demás personas y 2) la relación de consumo es reversible en el tiempo; es decir, “el cambio en los gastos resultante de una disminución del ingreso es idéntico en magnitud absoluta al que se deriva de un aumento del ingreso”.

Para conectar ambas teorías con el problema de la función de consumo Duesenberry examinó: 1) el estudio de Kuznets (1942) del Ingreso

⁹ Esta variable la miden utilizando dos definiciones y, por tanto, dos medidas opcionales de empleo formal e informal.

¹⁰ Respecto al comportamiento del empleo informal, estos autores indican que la disminución del producto no parece afectarlo; pero, en las fases de expansión, el número de trabajadores informales se reduce, por lo que sólo en estas fases asume un carácter contracíclico.

Nacional norteamericano para el período 1869-1929; 2) los trabajos sobre presupuestos familiares de 1935-1936 y 1941-1942; 3) los datos anuales de ingreso y ahorro a partir de 1929, publicados por el Departamento de Comercio de los Estados Unidos de América (EUA). Según el estudio de Kuznets, la propensión media a ahorrar¹¹ (PMeS) no aumentó con el ingreso (o la PMeC no bajó al elevarse el ingreso); los estudios basados en presupuestos familiares mostraron que las PMeS y PMeC varían con el ingreso y los datos del Departamento de Comercio indicaban que, durante el ciclo económico, las PMeS y PMeC varían con el ingreso, pero los números no coincidían con los de los estudios sobre presupuestos familiares.

Duesenberry halló que no existía contradicción alguna entre los conjuntos de datos y que el problema radicaba en las teorías señaladas. Por tanto, su análisis parte de la crítica a ambas teorías y postula un nuevo marco para la teoría del comportamiento del consumidor que toma en cuenta la interdependencia de los sistemas de preferencia. De él dimana su teorema clave: “para cualquier distribución relativa dada del ingreso, el porcentaje del ingreso ahorrado por una familia tiende a ser una función única, invariante y creciente de su posición percentilar en la distribución del ingreso.” Examinemos la manera en que Duesenberry resuelve las aparentes paradojas.

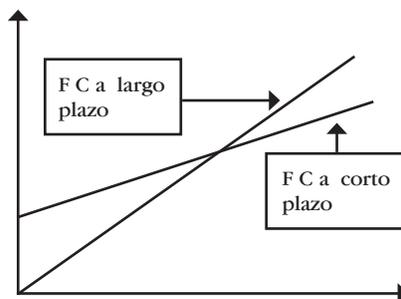
- a) Al confrontar el estudio de Kuznets con los datos procedentes de las encuestas sobre presupuestos familiares, Duesenberry notó que los grupos de elevados ingresos ahorran, con mucho, una mayor proporción que los de bajos ingresos. Tal aspecto le llevó a colegir que el consumo no sólo depende del ingreso absoluto, sino también del ingreso relativo: los que obtienen mayores ganancias pueden mantener el mismo, o un mejor nivel de vida que sus vecinos y aún así ahorrar una mayor porción de sus ingresos. Por otro lado, aquellos con ingresos relativamente bajos, en un intento por mantenerse “al nivel de los vecinos” gastan más de su ingreso y en algunos casos desahorran. Los grupos más ricos demuestran un estándar de vida mayor que los pobres tratan de copiar. Este sería el *efecto demostración*, que implica interdependencia de las preferencias.

¹¹ Ni Duesenberry ni Kuznets emplean este término; siempre la denominan como “proporción del ingreso ahorrado” o “coeficiente de ahorro”, pero es mejor referirnos a esta variable como ahora la conocemos.

Sin embargo, en el curso de los años, sube el ingreso medio, lo que permite a los grupos de más bajos ingresos “alcanzar a los vecinos”; pero ellos pueden elevar su gasto para continuar “más arriba.” Por tanto, cuando el ingreso absoluto aumenta en el tiempo, el nivel de consumo de todos los grupos se eleva y la función de consumo en corte transversal se desplaza hacia arriba, lo cual concuerda con los hallazgos de Kuznets respecto a la existencia de una PMeC notablemente estable de una década a otra, a pesar del aumento significativo del ingreso.

La Gráfica 1 ilustra de manera sencilla las dos funciones de consumo: la de corto plazo, que tiene una PMeC decreciente y la de largo plazo, con una PMeC constante: la función de consumo de largo plazo resulta de continuos desplazamientos hacia arriba de la función de corto plazo.

GRÁFICA 1: FUNCIONES DE CONSUMO A CORTO PLAZO Y LARGO PLAZO

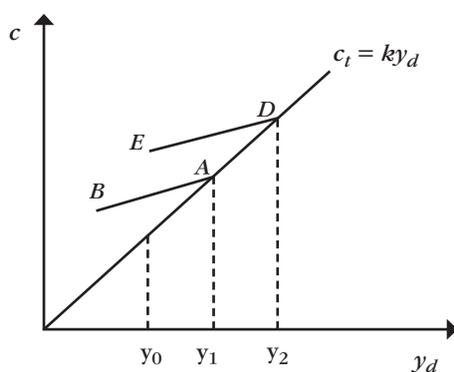


- b) Respecto a la aparente incompatibilidad entre los datos anuales sobre el consumo total, que indican que la PMeS varía con el ingreso, y los datos de períodos largos, que señalan que tal hecho no ocurre, adujo que la hipótesis de reversibilidad no es aplicable ya que, cuando se suscita una depresión, la PMeS (o la PMeC) puede considerarse función de la relación entre el ingreso actual y el ingreso más alto alcanzado anteriormente. El autor denomina a este fenómeno el *efecto trinquete*.

La idea que subyace en el *efecto trinquete* es que a las personas les resulta más difícil disminuir que aumentar sus gastos. Una vez que un hogar alcanza cierto nivel de consumo, se resiste a reducirlo cuando cae su ingreso. El patrón de largo plazo de gastar la misma porción del ingreso no se revierte. Cuando declina el ingreso, el consumo baja en menor proporción, y esto hace que la PMeC aumente. Por tanto, la PMeC depende del nivel de ingreso disponible máximo alcanzado en el pasado, relativo al ingreso disponible actual.

La Gráfica 2 ilustra la manera en que se produce el efecto trinquete, pero lo describimos para una comprensión más expedita:

GRÁFICA 2: EL EFECTO TRINQUETE



Supongamos que el nivel inicial de ingreso es y_0 y que aumenta en el tiempo, moviéndose la función de largo plazo hasta alcanzar y_1 . A este nivel, el ingreso declina cíclicamente, pero el consumo baja a lo largo de la curva A-B debido a que los agentes tratan de mantener sus niveles previos de consumo, cuando el ingreso estaba en su nivel pico. El consumo permanece en esta línea hasta que el ingreso sube a y_1 , punto en el que el consumo vuelve a crecer con base en su función de largo plazo. Si el siguiente pico de ingreso es y_2 y a partir del punto D vuelve a declinar, el consumo caerá a lo largo de la función de corto plazo, sobre la línea D-E. Dado que el intercepto de esta función es mayor que el anterior, se produce el *efecto trinquete*, con la función de corto plazo desplazándose gradualmente hacia arriba.

2. Análisis empírico

2.1 Precisiones acerca de las fuentes y datos utilizados

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). Debido a la amplitud del período que abarcamos (1970-2009) y al no existir series unificadas del IND y CP, debimos consultar diversas fuentes. Afortunadamente, estas nos suministraron datos ‘traslapados’ y los ‘eslabonamos’ sin mayor dificultad (véase Cuadro 1).

CUADRO 1. FUENTES DE INFORMACIÓN, SEGÚN PERÍODO

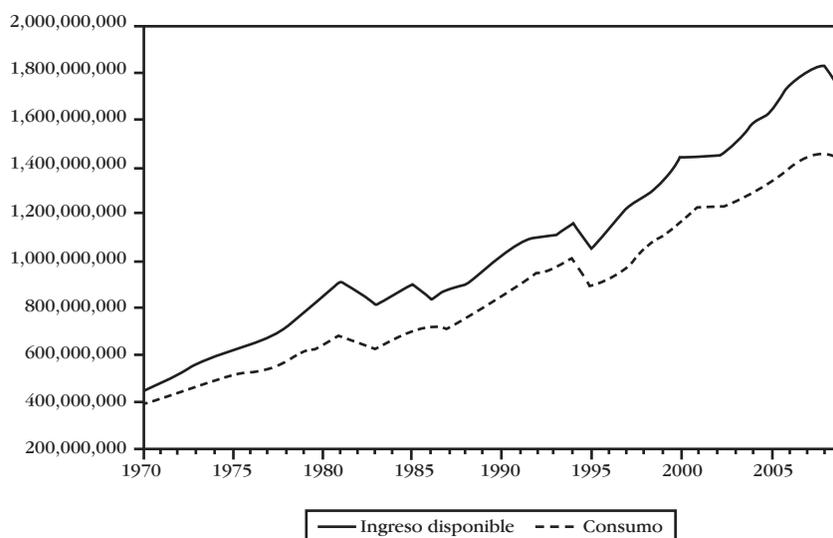
Período	Fuente
1970-1985	“La Economía Mexicana en Cifras”, Nacional Financiera, México, 1986.
1980-1991	Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos, INEGI, México, 1992.
1988-2004	Banco de Información Económica, INEGI (bie inegi): dgcnesyp.inegi.gob.mx/ (véase “Series que ya no se actualizan”)
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.

Las series DIPIB, de diferentes años base, fueron ‘eslabonadas’ siguiendo el procedimiento habitual para estos casos, de modo tal que exista un único año base: 1993 (1993=100). Luego de ‘engarzar’ 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 (0.986).

La Gráfica 3 muestra la evolución del IND real y el consumo real. Refleja los años de crisis y depresión económica (1982-83; 1986-87; 1995; 2009). La brecha entre ambas variables parecería haber ido ampliándose casi sistemáticamente, pero no es así; basta señalar, por ejemplo, que la PMeC –la fracción del ingreso disponible gastado en consumo privado– varió muy poco entre los extremos: en 1970 fue de 0.858 y en 2009 de 0.84.

GRÁFICA 3. INGRESO NACIONAL DISPONIBLE Y CONSUMO PRIVADO
(En millones de pesos de 1993)
Período 1970 - 2009



Atendiendo a las recomendaciones metodológicas de Kennedy (1997) y Greene (1999) para la investigación empírica, y a fin de obtener los estimadores en términos de elasticidades, transformamos las series en logaritmos. A éstas las representaremos con minúsculas y a los valores originales con mayúsculas. Eventualmente perderemos *grados de libertad* debido a la transformación de los datos en primeras diferencias y/o al uso de rezagos.

2.2 Pruebas de raíz unitaria y análisis de cointegración I

De modo concordante con la metodología econométrica moderna, establecemos, en primera instancia, las propiedades de estacionariedad de las variables, aplicando las pruebas de Dickey - Fuller aumentada (ADF) y de Phillips-Perron (PP), que son pruebas de raíz unitaria univariada.

CUADRO 2. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Variablen	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.

Los resultados de ambas pruebas (Cuadro 2) indican que, tanto el consumo privado como el ingreso disponible son series no estacionarias de orden I (1) y que, al nivel de significancia del 1%, su primera diferencia es I (0).

Corresponde ahora indagar si las variables cointegran, hecho que garantizaría que los estimadores sean insesgados y se conjure el peligro de que las regresiones sean espurias. En concordancia con la función de consumo, incluimos el intercepto en la prueba.

CUADRO 3. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN

Núm de E.C. hipotéticas	Valor propio	Traza estadístico	0.05 Valor crítico	Prob.**
Ninguno	0.189629	8.961428	15.49471	0.3690
A lo más 1	0.025240	0.971425	3.841466	0.3243

* Denota rechazo de la hipótesis de no cointegración al nivel de significancia del 5%.

La prueba de la traza rechaza cualquier cointegración al nivel de significancia del 5%.

**Valores p-MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

CUADRO 4. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN

Núm de E.C. hipotéticas	Valor propio	Max-Eigen Estadístico	0.05 Valor Crítico	Prob.**
Ninguno	0.189629	7.990003	14.26460	0.3797
A lo más 1	0.025240	0.971425	3.841466	0.3243

* Denota rechazo de la hipótesis de no cointegración al nivel de significancia del 5%.

La prueba del valor propio máximo rechaza cointegración al nivel de significancia del 5%.

**Valores p-MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Los cuadros 3 y 4 exponen los resultados del análisis de cointegración mediante *la prueba de la traza* y del *máximo valor propio*, respectivamente. Ninguna rechaza la hipótesis nula, sugiriendo que no existe una relación “de equilibrio” de largo plazo entre el ingreso disponible y el consumo.

Como sabemos, las teorías y el sentido común indican que el gasto de consumo debe estar ineluctablemente relacionado con el ingreso disponible de las personas; sin embargo, este resultado no es sorprendente: González (2002) ya había hallado ausencia de cointegración con datos trimestrales para los períodos 1980:1-1994:4 y 1988:1-2001:4 (utilizando el PIB real como proxy del ingreso disponible), pero él atribuye como causa al programa de estabilización y reforma económica instrumentado en las postrimerías de 1987, que produjo un cambio considerable en la elasticidad-ingreso del consumo privado.

Nosotros mostraremos que la aparente ausencia de relación entre las variables referidas dimana del hecho de que la hipótesis de reversibilidad no se aplica en la función de consumo; es decir, las expansiones y contracciones en el ingreso disponible no tienen, en términos absolutos, el mismo efecto en el gasto de las personas. Concretamente, aportaremos evidencia de que, cuando aumenta el ingreso disponible, el consumo también lo hace en una proporción elevada (aunque no equivalente); cuando aquél disminuye, el consumo baja, pero en una proporción menor; en otras palabras, veremos que existe una respuesta asimétrica del consumo, de modo concordante con la idea del *efecto trinquete*.

Sin embargo, consideramos que el método adoptado por Duesenberry para ‘capturar’ el *efecto trinquete* no es adecuado por tres razones:

1. El modelo de Duesenberry consiste en una ecuación en la que la variable dependiente es la propensión media al ahorro (o la PMeC) y la única variable explicativa es también un cociente entre el ingreso corriente y el ingreso máximo pasado. Desde la perspectiva del análisis económico, este procedimiento hace que se pierda valiosa información contenida en las variables expresadas en niveles.
2. Se considera, *a priori*, que las variables que conforman el cociente mantienen una relación “de equilibrio de largo plazo” (están cointegradas), lo cual es erróneo, como lo corroboramos en el caso de los agregados IND y CP de México.
3. En general, las proporciones o cocientes conllevan distribuciones asimétricas; por tanto, las inferencias estadísticas que se basan en el supuesto de normalidad no son válidas.

Estos desalentadores aspectos no obstaron para que, de todos modos, apliquemos el modelo de Duesenberry, pero remitimos el procedimiento adoptado y los resultados al Anexo por tener un carácter suplementario a nuestro propósito. El modelo central que empleamos en el análisis sigue de cerca al de Schorderet (2001). A juicio nuestro, es más adecuado y versátil, porque aprehende la respuesta asimétrica del consumo ante la variación del ingreso disponible del modo preconizado por Duesenberry, o del modo opuesto si ese fuera el caso, pero también permite obtener estimadores de las variables en forma de elasticidades, facilitando la interpretación económica.

2.3 El modelo de análisis

Como punto de partida, sostenemos que el consumo es una función del ingreso disponible y de otras variables contenidas en Z_t .

$$C_t = C_t(Y_t, Z_t) \quad (1)$$

Si asumimos que los logaritmos de las variables explicativas tienen efectos lineales y aditivos, la relación se expresa como:

$$c_t = \varphi y_t + \tau' z_t \quad (2)$$

Donde las letras minúsculas denotan logaritmos de las respectivas variables, expresadas con mayúsculas; es la elasticidad consumo-ingreso disponible y τ es el vector transpuesto de parámetros relativos a z_t .

Postulemos ahora que, ante el signo de la variación del ingreso, el consumo reacciona de manera distinta:

$$\begin{aligned} \phi_+ si \Delta y_t > 0 \\ \phi_- si \Delta y_t < 0 \end{aligned} \quad (3)$$

Bajo la hipótesis de asimetría, el coeficiente ϕ_+ deberá ser distinto a ϕ_- . La variación del consumo estará dada por:

$$\Delta c_t = \phi_+ I(\Delta y_t > 0) \Delta y_t + \phi_- I(\Delta y_t < 0) \Delta y_t + \tau \Delta z_t \quad (4)$$

Siendo $I(\Delta y_t > 0)$ e $I(\Delta y_t < 0)$ los indicadores de funciones:

$$I(\Delta y_t > 0) = \{1 si \Delta y > 0; 0 si \Delta y < 0\} \quad (5)$$

$$I(\Delta y_t < 0) = \{0 si \Delta y > 0; 1 si \Delta y < 0\}$$

Como $c_t = c_0 + \sum_{i=0}^{t-1} c_{t-i}$ podemos escribir:

$$c_t = \alpha + \phi_+ y_t^+ + \phi_- y_t^- + \tau z_t \quad (6)$$

$$\text{Donde } \alpha = c_0 - \tau z_0 \quad (7)$$

$$y_t^+ = \sum_{i=0}^{t-1} I(\Delta y_{t-i} > 0) \Delta y_{t-i}; y_t^- = \sum_{i=0}^{t-1} I(\Delta y_{t-i} < 0) \Delta y_{t-i} \quad (8)$$

2.4 Análisis de cointegración II y estimación del modelo de corrección de errores

Si, por simplicidad, asumimos que z_t se mantiene sin cambio en el tiempo, el modelo puede verse como una relación de cointegración no lineal en las variables pero lineal en los regresores. Partiendo del hecho de que y_t^+ , y_t^- y c_t son series integradas del mismo orden [I (1)], se verifica

en los cuadros 5 y 6, al nivel de significancia del 5%, que existe una relación de ‘equilibrio’ a largo plazo entre las variables.

CUADRO 5. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN

Núm de E.C. hipotéticas	Valor propio	Traza estadístico	0.05 Valor crítico	Prob.**
Ninguno *	0.517002	37.01021	29.79707	0.0062
A lo más 1	0.192583	9.356019	15.49471	0.3335
A lo más 2	0.031781	1.227270	3.841466	0.2679

* Denota rechazo de la hipótesis de no cointegración al nivel de significancia del 5%.

La prueba de la traza indica que existe 1 ecuación de cointegración al nivel de significancia del 5%.

**Valores p-MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

CUADRO 6. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN

Núm de E.C. hipotéticas	Valor propio	Max-Eigen estadístico	0.05 Valor crítico	Prob.**
Ninguno *	0.517002	27.65420	21.13162	0.0052
A lo más 1	0.192583	8.128749	14.26460	0.3658
A lo más 2	0.031781	1.227270	3.841466	0.2679

* Denota rechazo de la hipótesis de no cointegración al nivel de significancia del 5%.

La prueba del valor p. máximo indica que existe 1 ecuación de cointegración al nivel de significancia del 5%.

**Valores p-MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Expresemos la relación de cointegración estandarizada en forma de ecuación:

$$c_t = 0.94326y_t^+ + 0.90894y_t^- \quad (9)$$

Los signos son correctos y la discrepancia, si bien no es muy significativa, corrobora la hipótesis de que el consumo responde de manera asimétrica de acuerdo al signo del cambio del ingreso disponible; además torna ineluctable su consideración para el análisis de la función de consumo.

En vista de que la relación (9) es log-lineal, los coeficientes son estimadores de las elasticidades; en consecuencia, indican que, en el largo

plazo, el gasto de consumo aumenta en una proporción mayor (0.943) cuando crece el ingreso disponible de lo que disminuye (en 0.909) cuando éste declina.

Atendiendo al Teorema de Representación de Engle y Granger (1987) que sentencia: “si un conjunto de variables están cointegradas, es posible considerar a éstas como generadas por un modelo de corrección de errores”, presentamos en el Cuadro (7) el modelo de corrección de errores, y lo expresamos como ecuación en (10). Este refrenda la hipótesis de cointegración al nivel de significancia del 5% y sanciona que las variaciones contemporáneas del ingreso disponible y el mecanismo de corrección de errores (*mce*) del período anterior inciden en los cambios en el consumo. El *mce* refleja el ‘error’ en el logro del equilibrio de largo plazo ya que, si por ‘error’ Δc_t aumenta rápidamente, dicho mecanismo ($mce_{t-1} = c_{t-1} - \alpha - \varphi_+ y_{t-1}^+ - \varphi_- y_{t-1}^-$) se vuelve más grande, y dado que su coeficiente es negativo, Δc_t se reduce y ‘corrige’ dicho error.

CUADRO 7. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DEL MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

Variable	Coefficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
Δy_t^+	0.830419	0.078084	10.63491	0.0000
Δy_t^-	0.720796	0.156762	4.598038	0.0001
mce_{t-1}	-0.206486	0.097644	-2.114680	0.0414
R cuadrado	0.645181	Media var. dep.		0.033197
R cuad. ajustado	0.625469	Desv est. var dep.		0.040777
E.E. de la regresión	0.024955	Crit. inf. Akaike		-4.469673
Suma res. al cuad.	0.022419	Crit. inf. Schwarz		-4.341707
Log máx-verosímil	90.15863	Crit. inf. Hannan-Quinn		-4.423760
D-W	1.914451			

$$\Delta c_t = 0.8304 \Delta y_t^+ + 0.7208 \Delta y_t^- - 0.2065 mce_{t-1} \quad (10)$$

La diferencia en el valor de los estimadores de Δy_t^+ e Δy_t^- corrobora la hipótesis de que en la economía mexicana el gasto de consumo res-

ponde de manera asimétrica respecto a la dinámica del ingreso disponible: cuando su crecimiento se acelera en 1%, el aumento del consumo se acentúa en 0.83%; pero si su tasa de disminución aumenta en 1%, la tasa en que declina el consumo se acentúa en menor cuantía: 0.72%, por lo que la PMeC se eleva.

2.5 Pruebas de diagnóstico

A fin de establecer si este modelo puede tener alguna aplicación plausible en la economía mexicana, realizamos las *pruebas de diagnóstico* usuales (véase el Cuadro 8). En general, indican que el modelo reproduce adecuadamente el comportamiento histórico de los datos: el reducido valor de la desviación estándar (0.0249) respecto a la parte explicada o sistemática del conjunto de variables lo corrobora. Obsérvese también que el coeficiente de determinación ($R^2 = 0.645$) –que mide la porción de la variación total de y_t explicada por el modelo– es satisfactorio, máxime si se considera que el modelo se define en diferencias, con variables menos estables que las expresadas en niveles (Galindo, 1997).

La coherencia respecto a los datos se refrenda con la ausencia de autocorrelación y de heteroscedasticidad: la prueba de DW indica inexistencia de correlación serial de orden 1 y la LM de orden 2. La prueba ARCH (2) acepta la hipótesis nula de homoscedasticidad, de lo cual se colige que en las perturbaciones no existe información inexplicada por las variables del modelo y que los estimadores son lineales insesgados óptimos (ELIO) y de mínima varianza.

Por su lado, la prueba RESET de Ramsey indica que la forma funcional del modelo es correcta y la prueba de Jarque-Bera sanciona que los errores se distribuyen normalmente, lo que favorece la potencia de las demás pruebas de diagnóstico.

Para comprobar si el modelo de corrección de errores representa una función estable, aplicamos la prueba CUSUM (*Cumulative Sum of Residuals*). Como su nombre lo indica, esta prueba se basa en la suma acumulada de los residuos normalizados. Si sus valores cambian en el tiempo de manera sistemática, será evidencia de inestabilidad. Bajo la hi-

pótesis nula de estabilidad el estadístico tiene media cero y una variancia aproximadamente igual al número de residuos acumulados¹².

Otra prueba que empleamos es CUSUM Q (*Cumulative Sum of Square Residuals*) o suma acumulada de los residuos normalizados al cuadrado. La prueba CUSUM (Gráfica 4) revela estabilidad estructural de los parámetros, pues los residuales recursivos se encuentran dentro de sus respectivas bandas al 95% de confianza, pero la CUSUM Q (Gráfica 5) la rebasa muy ligeramente en 1997. En vista de ello, nos inclinamos a aducir que el modelo de corrección de errores representa una función estable.

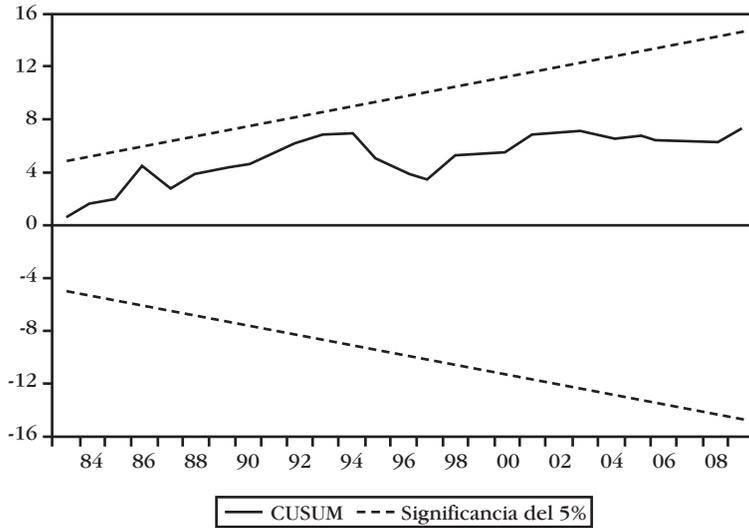
CUADRO 8. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO
 DEL MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES
 Período 1970 – 2009

Prueba	Distribución o estadístico	Probabilidad asociada	Resultados al 5% de significancia
1. Coeficientes			
Δy^+	t: 10.6349	0.0000	Significativo
Δy^-	t: 4.5980	0.0001	Significativo
mce_{t-1}	t: -2.1147	0.0414	Significativo
2. Residuales			
Normalidad (JB)	F: 0.7283	0.6948	Distrib. Normal
D-W	DW: 1.9144		No autoc. orden 1
LM (2)	F: 1.3623	0.2697	No autoc. orden 2
ARCH (2)	F: 0.0451	0.9559	Homoscedástico
3. Especificación			
RESET (2)	F: 2.3481	0.1109	Forma func. correcta
4. Estabilidad			
CUSUM			Estable (gráf. 4)
CUSUM Q			No estable (gráf. 5)

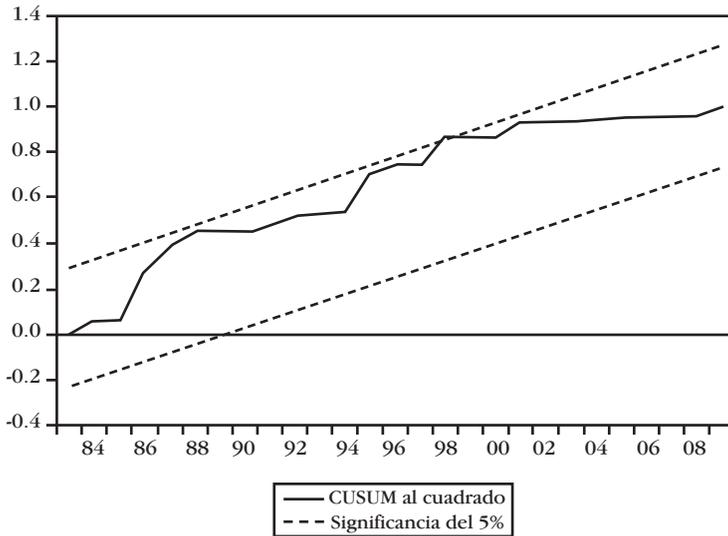
¹² La evaluación se realiza graficando el estadístico CUSUM a lo largo de la serie. Si la gráfica permanece dentro de las bandas de confianza, significa que los coeficientes son estables; pero si cruza las bandas, se rechaza la hipótesis nula y se reconoce la existencia de un cambio estructural en el modelo.

Cabe destacar que la prueba se realiza trazando la línea alrededor de la abscisa y se espera que el estadístico CUSUM fluctúe en torno dicho eje. Si eso ocurre, la línea permanecerá dentro de las bandas de confianza y se aceptará que los parámetros son estables; en otros términos, que la suma de residuos recursivos tiene esperanza cero.

GRÁFICA 4. PRUEBA CUSUM



GRÁFICA 5. PRUEBA CUSUM Q



Conclusiones

En este artículo examinamos los aspectos centrales de la Teoría del Ingreso Relativo postulado por J. Duesenberry hace más de 60 años buscando restablecer la atención en este enfoque que, a juicio nuestro, explica de modo más satisfactorio que la HCV y la HIP los resultados empíricos de las funciones de consumo –de corte transversal, de mediano plazo y de largo plazo–, porque pone de relieve el hecho observado en la vida real de que las pautas de consumo de las personas no sólo están determinadas por su nivel de ingreso, sino también por el ingreso y gasto en consumo que ostentan los vecinos, los parientes y otros hogares de igual o mayor estrato de ingresos con los que, voluntaria o involuntariamente mantienen relaciones de amistad (enemistad, antipatía) y/o trabajo. En este sentido, la TIR vindica el significado social del consumo, pero también reafirma la importancia de que la teoría de la demanda agregada incorpore en su análisis el hecho de que las elecciones de un consumidor están influidas por el comportamiento de otros consumidores.

En el nivel empírico hallamos que, bajo la hipótesis de reversibilidad del consumo en el tiempo, no se manifiesta una relación ‘de equilibrio’ de largo plazo entre esta variable y el ingreso disponible; sin embargo, al indagar con base en el modelo de Schorderet si se produce el *efecto trinquete* como lo postula Duesenberry, constatamos que, en efecto, ocurre así. Y aunque la asimetría en la respuesta del consumo ante los aumentos o disminuciones del ingreso disponible no se revela muy significativa, el tomarla en cuenta en el análisis formal hace que las variables cointegren, por lo que se torna ineluctable su consideración en el estudio de la función de consumo en México y, en el ámbito de la política económica, ratifica la conveniencia de una redistribución progresiva del ingreso, ya que los grupos más pobres, al tener una mayor propensión marginal (y media) a consumir, garantizan una demanda efectiva más consistente durante los ciclos económicos.

De modo suplementario, construimos el modelo econométrico final que incorpora el mecanismo de corrección de errores y, mediante las *pruebas de diagnóstico*, establecimos la plausibilidad de este modelo como instrumento-guía para la política económica y para fines de pronóstico.

Bibliografía

- Ando, A. and Modigliani, F. (1963). "The 'Life-cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *American Economic Review*, 53(1), pp. 55-84.
- Blanchard, O. (2006). *Macroeconomía*, 4ta edición, ed. Pearson Educación, Madrid, España.
- Dornbusch, R. *et al.* (2004). *Macroeconomía*, 9na edición, Editorial McGraw Hill/ Interamericana de España S.A.
- Duesenberry, J. (1967). *Renta, Aborro y Teoría del Comportamiento del Consumidor*, Alianza Editorial, S. A., Madrid, España (la versión original se publicó en inglés el año 1949).
- Engle, R. y Granger, C.W.J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- Fisher, I. (1930). *The theory of Interest*, Macmillan Co, New York.
- Frank, R. H. (2005). "The Mysterious Disappearance of James Duesenberry", *New York Times*, June 9.
- 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.
- Froyen, R. (1997). *Macroeconomía, Teorías y Políticas*, ed. Prentice Hall Hispanoamericana, S. A., México.
- Galindo, L. M. (1997). "El Modelo P* como Indicador de la Política Monetaria en una Economía con Alta Inflación", *El Trimestre Económico*, F. C. E., vol. LXIV (253) pp. 221-139.

- Garro, N. (1993). “Los Determinantes del Consumo”, en *Modelos y Economía Matemática*, revista Serie de Investigación núm. 9, Departamento de Economía, UAM-I.
- González G., Jesús (2002). *La Dinámica del Consumo Privado en México. Un Análisis de Cointegración con Cambios de Régimen*, Dirección de Estudios Económicos, Banco de México.
- Gordon, R. (1996). *Macroeconomía*, 1ra. ed., Compañía Editorial Continental, S.A. de C.V., México.
- Greene, W. (1999). *Análisis Econométrico*, (3ª ed) Prentice-Hall Iberia, Madrid, España.
- 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.
- Hall, R. y Taylor, J. (1992). *Macroeconomía*, 3ra. ed., ed. Antoni Bosch, España.
- Harris, R. y Silverstone, B. (2001). “Testing for Asymmetry in Okun’s Law: A Cross Country Comparison”, *Economics Bulletin*, vol. 5, No. 2, pp. 1-13, U.S.A.
- 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.
- 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 reimpresiones en español por parte del Fondo de Cultura Económica, S.A. de C.V. desde el año 1943.
- Koçkesen, L. (2007). “Relative Income Hypothesis”, *International Encyclopedia of the Social Sciences*, 2nd edition, Macmillan Reference, U.S.A.
- Kuznets, S. (1942). “Uses of National Income in Peace and War”, *National Bureau of Economic Research*, New York, U.S.A.
- Liquitaya, J. y Lizarazu, E. (2004). “La Ley de Okun en la Economía Mexicana”, *Revista DENARIUS núm. 8*, Departamento de Economía, UAM-I. México.
- Liquitaya, J. y Lizarazu, E. (2005). “Empleo Formal, Empleo Informal y Dinámica del Producto en México”, *Revista DENARIUS núm. 10*, Departamento de Economía, UAM-I. México.
- Mankiw, G. (2006). *Macroeconomía*, 6ta edición, ed. Antoni Bosch, España.
- Mitchell, W. y Muysken, J. (2002). “Labour Market Asymmetries and Inflation”, *Working Paper 02-09*, Center of Full Employment and Equity, University of Newcastle, Australia.
- Modigliani, F. and Brumberg, R. (1954). “Utility Analysis and the Consumption Function: an Interpretation of Cross-section Data” in Kenneth K. Kurihara, ed., *Post-Keynesian Economics*, Rutgers University Press. New Brunswick, N.J., pp 388–436.
- Nacional Financiera (1986). *La Economía Mexicana en Cifras*, México.
- Parada, J. y Bacca, W. (2009). “The Relevance of Duesenberry Consumption Theory: An Applied Case to Latin America”, *Revista de Economía del Caribe*, núm. 4, Colombia.

Parkin, M. (1995). *Macroeconomía*, Addison Wesley Iberoamericana, S.A. Washington.

Pentecost, E. (2000). *Macroeconomics: An Open Economy Approach*, St. Martin's Press, Great Britain.

Schorderet, Y. (2001). "Revisiting Okun's Law: An Hysteretic Perspective", *Discussion Paper No. 13*, Department of Economics, University of California San Diego, U.S.A.

ANEXO: APLICACIÓN DEL MODELO DE DUESENBERY

A.1 Aspectos algebraicos

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 (1)¹³

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

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) apprehende 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:

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

¹³ El autor indica que esta relación ofrece una correlación elevada y predice correctamente las tasas de ahorro de 1947 en los Estados Unidos de América. 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 sólo 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 PMgC 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*, delineado en la Gráfica 2.

A.2 Cálculo del ‘ingreso máximo pasado’

Hasta donde sabemos, el contraste empírico del modelo de Duesenberry para México sólo ha sido efectuado por N. Garro (1993) y Parada y Bacca (2009). El primer artículo analiza comparativamente cuatro modelos econométricos basados en igual número de propuestas teóricas (Keynesiana, del ingreso permanente, del mayor ingreso pasado y de ajuste parcial); el segundo aplica el mismo modelo –una función de regresión de la PMeC– a cuatro países latinoamericanos (Argentina, Brasil,

Colombia y México). Garro concluye que los modelos de ingreso permanente y de ajuste parcial reproducen mejor el comportamiento histórico de los datos y que éstos no validan la hipótesis del *mayor ingreso pasado* (que conocemos como la *teoría del ingreso relativo*). Por su parte Parada y Bacca encuentran, en general, una débil presencia del *efecto trinquete*, pero el peor resultado se suscita en el caso de México, ya que el coeficiente relativo a dicho efecto no es estadísticamente significativo y tiene el signo contrario a lo estipulado por el enfoque.

Ni Garro ni Parada y Bacca explican la manera en que construyeron la serie *mayor ingreso pasado*; sin embargo, conjeturamos que lo hicieron atendiendo a la indicación de Duesenberry: la variable explicativa debe ser el “cociente de dividir la renta actual por la renta máxima anteriormente alcanzada” (pág. 139). Esto significa que, en tanto se encuentre creciendo el ingreso disponible, el *mayor ingreso pasado* es, justamente, el del período previo; pero, si a partir del año ‘ $t+1$ ’ empieza a declinar, el valor del ingreso disponible en ‘ t ’ debe repetirse en ‘ $t+1$ ’, ‘ $t+2$ ’, etc., hasta que esta variable vuelva a alcanzar un valor superior al de ‘ t ’. A partir de tal punto, se continúa tomando la variable del período anterior como la del *mayor ingreso pasado*...y así sucesivamente. Luego se divide la serie ingreso disponible entre la del *mayor ingreso pasado*, con lo que se obtiene la variable explicativa (ecuación A.2). Esta debería dar pábulo a que se suscite el *efecto trinquete*, con la PMeC aumentando en los años en que declina y_t y disminuyendo en la medida en que $y_t > y_0$.

A.3 Resultados de la regresión

El procedimiento arriba descrito es justamente el que adoptamos para elaborar la variable y_t/y_0 . Luego de emplear el mismo método de ajuste de Parada y Bacca (2009)¹⁴, aplicamos el método de mínimos cuadrados ordinarios al modelo que se define en (A.7):

$$\frac{c_t}{y_t} = \gamma - \delta \left(\frac{y_t}{y_0} \right) + \varphi \left(\frac{c_{t-1}}{y_{t-1}} \right) \quad (\text{A.7})$$

¹⁴ Estos autores utilizan un modelo de ajuste parcial propuesto por Nerlove. Con él justifican la incorporación en (A.7) del tercer término de la derecha.

CUADRO A. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN
 (ECUACIÓN A.7)

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
γ	0.297081	0.097118	3.058972	0.0042
y_t/y_0	-0.134829	0.069760	-1.932750	0.0612
c_{t-1}/y_{t-1}	0.805547	0.103517	7.781788	0.0000
R cuadrado	0.627185	Media var. dep.		0.819409
R cuad. ajustado	0.606473	Desv est. var dep.		0.034349
E.E. de la regresión	0.021548	Crit. inf. Akaike		-4.763280
Suma res. al cuad.	0.016715	Crit. inf. Schwarz		-4.635313
Log máx-verosímil	95.88395	Crit. inf. Hannan-Quinn		-4.717366
Estadístico "F"	30.28135	D-W		2.069127
Prob(Estadístico "F")	0.000000			

Los resultados corroboran la importancia que tiene la inercia o, como dirían Parada y Bacca (2009), "el rol de los hábitos previos" en el comportamiento de la PMeC¹⁵, pero el estimador de la variable que virtualmente aprehende el *efecto trinquete*, aunque tiene el signo correcto, carece de significancia estadística (al nivel del 5%), al igual que en el estudio de Parada y Bacca. Sin embargo, estos autores atribuyen los pobres resultados de la aplicación de su modelo al hecho de que "América Latina pasó por grandes cambios en la política (...), generando importantes variaciones en la distribución del ingreso entre los hogares y diferentes impactos provenientes de cambios en las políticas fiscal y monetaria" (traducción nuestra).

¹⁵ El estimador del coeficiente φ también tiene el signo correcto y es estadísticamente significativo en los cuatro países investigados por Parada y Bacca.