

## LA TEORÍA DEL INGRESO PERMANENTE: ANÁLISIS EMPÍRICO DE 19 PAÍSES LATINOAMERICANOS

José D. Liqitaya Briceño<sup>1</sup>

### Resumen

*En este artículo se efectúa un análisis somero de la Teoría del Ingreso Permanente (TIP) de Milton Friedman (1957). 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 para el caso de 19 países de América Latina. Por último, se presentan las conclusiones.*

**Palabras clave:** Teoría del ingreso permanente; transformación de Koyck; variables instrumentales.

### Introducción

En el presente artículo, nos proponemos efectuar una reseña y verificar empíricamente, con información de 19 países de América Latina, la Teoría del Ingreso Permanente (TIP) de M. Friedman (1957) que para muchos economistas ofrece la explicación más satisfactoria de la función de consumo que la Teoría del Ingreso Relativo (TIR) de Duesenberry (1949) y la Teoría del Ciclo de Vida de Modigliani y Brumberg (1954) y Ando y Modigliani (1963); además de resolver, de modo plausible, el enigma del consumo al que dieron pábulo: i) la conjetura de Keynes respecto a la tendencia decreciente de la propensión media a consumir (PMeC), y ii) los hallazgos empíricos de Kuznets (1942).

---

<sup>1</sup> Profesor-Investigador y Jefe del Área de Teoría Económica, Departamento de Economía, Universidad Autónoma Metropolitana – Iztapalapa.

Agradezco la colaboración de los Licenciados Miguel Ángel López Reyes y Ana María Ramírez Carbajal en los cálculos de las regresiones y la elaboración de cuadros.

Juzgamos pertinente este trabajo porque, hasta donde sabemos, aún no se ha examinado la aplicabilidad de la TIP y el modelo de análisis subyacente en el caso de un gran número de países latinoamericanos, máxime si consideramos que sus niveles de ingreso per cápita son palmariaamente disímiles y han experimentado contrastantes grados de dinamismo durante los años que abarcamos en la investigación (1990-2010).<sup>2</sup> Por tanto, trataremos de aportar evidencia que apunte o desvirtúe la legitimidad de la TIP, considerada una obra maestra por la que, en parte, le fue concedido a Friedman el Premio Nobel de Economía en 1976.<sup>3</sup> Aún hoy en día es la más influyente en el ámbito de la academia y la política económica, y constituye el fundamento del enfoque más reciente que incorpora la hipótesis de las Expectativas Racionales (Hall, 1978).

El trabajo se organiza de modo simple: en la primera sección examinamos, de modo accesible al lector no advertido, la TIP; en la segunda, 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 el análisis de los resultados; pero también efectuamos algunas disquisiciones respecto a un problema intrínseco del modelo empleado y de sus posibles soluciones para fines de un adecuado pronóstico. Por último, presentamos nuestras conclusiones.

## 1. La teoría del Ingreso Permanente

La teoría del ingreso permanente (TIP) de Friedman (1957) es cronológicamente el tercer trabajo 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 Teoría del Ciclo Vital (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 defi-

---

<sup>2</sup> El cuadro anexo A1 ilustra nuestra afirmación con datos del PIB per cápita en 2010 y la tasa de crecimiento del PIB per cápita entre 1990 y 2010.

<sup>3</sup> 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”.

ne 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:

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

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

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

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

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  $\kappa$  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 ( $\omega$ ), y de los factores representados por la variable *portmanteau*<sup>4</sup> ( $\eta$ ) que contiene los gustos y preferencias 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.

---

<sup>4</sup> Que se traduce como ‘baúl de viaje’, término apropiado si consideramos que  $\eta$  contiene varios factores. Véase Friedman (1957), pág. 26.

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 que en la fase de una elevación transitoria del ingreso los agentes se apegan a su plan de consumo (por ejemplo, el hallazgo de un tesoro no aumenta su consumo transitorio) y optan por aumentar 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 ingeniosa hipótesis de Friedman 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  $\kappa$  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 de tesis doctoral.

## 2. El modelo 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 una manera convencional de representar esta hipótesis y de transformar las variables inobservables ( $c^p$ ,  $y^p$ ) en observables ( $c$ ,  $y$ ).<sup>5</sup>

La ecuación [5] 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  $\lambda(0 \leq \lambda \leq 1)$ . 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  $\lambda$  menor a 1, el ingreso permanente se ajusta por una fracción a la brecha entre  $y_t^p = y_{t-1}^p$ . Arreglamos [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. Pero si la rezagamos un período y luego la sustituimos en la misma [6] obtenemos:

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

<sup>5</sup> Véase, por ejemplo, Gujarati (1997), Maddala (1996) Nerlove *et al* (1988) y Pentecost (2000)

Que aún contiene el término  $y^p$ . Mas, si seguimos substituyendo para 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 sólo el segundo. Ahora bien, substituyendo [8] y [3] en [1], tenemos:

$$c_t = \kappa y_t^p + v_t = \kappa \lambda \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda)^i y_{t-i} + v_t; v_t = c_t' + \varepsilon_t \quad [9]$$

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  $\xi$  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  $\kappa$ . En el largo plazo  $PMgC = PMeC = \kappa$ . Si  $0 < \lambda < 1$  la PMgC de corto plazo será menor que la de largo plazo.

### 3. Evidencia empírica

Para el análisis empírico de los 19 países, recopilamos del sitio en Internet<sup>6</sup> de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), series anuales para el período 1990-2010 del Ingreso Nacional Bruto Disponible (INBD), del Gasto del Consumo Privado de Bienes y Servicios (CP), ambos medidos en millones de dólares a precios de 2005. Este organismo realizó las estimaciones con base en fuentes oficiales de cada uno de los países.

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

#### 3.1 Resultados liminares

Una implicación lógica de la TIP es que el gasto de consumo varía menos que el ingreso disponible durante el ciclo debido a que las personas ajustan su gasto de consumo a variaciones en sus expectativas de ingresos a largo plazo, sin otorgar mucha importancia a las variaciones transitorias de su ingreso corriente.

Para que la hipótesis resulte empíricamente plausible, la variabilidad del consumo debería ser menor a la del ingreso disponible a largo plazo en cualquier país. Cabe señalar que dicha hipótesis la sostienen también, aunque con argumentos distintos, la Teoría del Ciclo de Vida (TCV) de Modigliani y Brumberg (1954) y Ando y Modigliani (1963) y la del Ingreso Relativo (TIR) de J. Duesenberry (1949).<sup>7</sup>

Al respecto, elaboramos los coeficientes de variación (CV) del consumo e ingreso disponible para cada país<sup>8</sup>. Los resultados, expuestos en el cuadro 1, revelan que en ocho de los países investigados los consumi-

---

<sup>6</sup> <http://websie.eclac.cl/infest/ajax/cepalstat.asp?carpeta=estadisticas>

<sup>7</sup> Estas teorías se pueden revisar en Dornbusch, R. *et al.* (2004), Mankiw (2006) y Liqitaya (2011).

<sup>8</sup> Este estadístico -cociente entre la desviación estándar y la media aritmética- es un indicador de la variabilidad más confiable que otros (como la desviación estándar *per se*) porque soslaya la influencia de las unidades de medida.

dores no ‘suavizaron’ su gasto de consumo: en Haití, Honduras, Panamá, Rep. Dominicana y Uruguay el CV del consumo es mayor que el CV del ingreso disponible y en Brasil, México y Chile la variabilidad es prácticamente la misma. Sin embargo, en la mayoría de los países (11) se observa que el consumo ha variado menos que el ingreso disponible.

CUADRO 1. COEFICIENTES DE VARIACIÓN DEL CONSUMO  
E INGRESO DISPONIBLE, SEGÚN PAÍS  
PERÍODO 1990-2010

País	Consumo	Ingreso
Argentina	0.20274897	0.23854827
Bolivia	0.19890693	0.28843147
Brasil	0.19810579	0.19342739
Chile	0.32424404	0.32941842
Colombia	0.16300298	0.21877514
Costa Rica	0.23331887	0.27129084
Ecuador	0.23564736	0.26476520
El Salvador	0.21683986	0.22153870
Guatemala	0.23922615	0.26201588
Haití	0.24497819	0.13996728
Honduras	0.27307126	0.24851895
México	0.19856705	0.19320426
Nicaragua	0.20880458	0.29779672
Panamá	0.29870883	0.27545980
Paraguay	0.15420233	0.15931411
Perú	0.25386262	0.30710956
R. Dominicana	0.36767581	0.33086919
Uruguay	0.18210424	0.15744406
Venezuela	0.28105638	0.34620674



### 3.2 Aplicación del modelo y análisis de los resultados

El Cuadro 1 expone los resultados de las regresiones MCO con base en la ecuación 12. Incluimos el coeficiente de posición, que virtualmente aprehende otros factores atinentes al comportamiento del consumo (como podrían serlo, por ejemplo, la riqueza y la tasa real de interés), y normalmente mejora la bondad de ajuste.

CUADRO 2. RESULTADOS DE LAS REGRESIONES MCO, SEGÚN PAÍS  
PERÍODO 1990-2010

País	c <sub>0</sub>	yd <sub>t</sub>	c <sub>t-1</sub>	R <sup>2</sup>	"F"	Prob (F)	"h" <sup>-1</sup>
Argentina	1.12266	0.70451	0.17255	0.98899	763.26570	0.00000	1.879430
Bolivia	0.37234	0.14288	0.81031	0.99878	6934.45200	0.00000	2.15023*
Brasil	-0.86453	0.58108	0.46532	0.99418	1452.41800	0.00000	2.64950*
Chile	-0.01236(ns)	0.53925	0.44137	0.99835	5126.60000	0.00000	0.145620
Colombia	1.78144	0.53103	0.29727	0.98890	757.05320	0.00000	3.43095*
Costa Rica	0.59395	0.44177	0.48055	0.99560	1923.82700	0.00000	2.36373*
Ecuador	0.33228(ns)	0.63253	0.30906	0.99191	1041.61900	0.00000	1.172490
El Salvador	0.21437(ns)	0.81300	0.14721(ns)	0.99229	1093.33700	0.00000	0.706170
Guatemala	0.36974	0.30311	0.65558	0.99893	7952.72700	0.00000	0.175100
Haití	-3.00257	0.71334	0.62371	0.94605	149.03780	0.00000	2.06957*
Honduras	0.12532(ns)	0.15324(ns)	0.82904	0.98917	775.99660	0.00000	1.282470
México	-0.49239(ns)	0.72358	0.29122	0.99110	946.65340	0.00000	2.56670*
Nicaragua	2.42000	0.42938	0.26244	0.98521	566.38000	0.00000	1.266940
Panamá	-0.27254(ns)	0.32272(ns)	0.69115	0.94773	154.11270	0.00000	2.12614*
Paraguay	-0.35222(ns)	0.73384	0.28010	0.97878	391.98920	0.00000	-0.391930
Perú	0.96040	0.62173	0.26912	0.99676	2613.64400	0.00000	2.61546*
R. Dominicana	-0.33850(ns)	0.37082(ns)	0.65781	0.98747	669.64510	0.00000	3.18227*
Uruguay	-1.49052	0.90649	0.21975	0.97332	310.12140	0.00000	0.214760
Venezuela	0.68162	0.55427	0.35251	0.99286	1181.78000	0.00000	-1.519750

(\*) Se rechaza la hipótesis nula de la existencia de autocorrelación positiva

(ns) No significativo al nivel del 5%.

(1) Calculado manualmente con base en la fórmula:  $b = (1 - \frac{1}{2}d)\sqrt{\frac{n}{1-n[\text{var}(\alpha_2)]}}$

Donde "d" es el estadístico de Durbin-Watson calculado; "n" es el número de observaciones, y var ( $\alpha_2$ ) es el cuadrado del error estándar del coeficiente estimado

A juzgar por los coeficientes de determinación ( $R^2$ ) la bondad de ajuste es sumamente elevada (se encuentra entre 0.946 para Haití y 0.999 para Bolivia y Guatemala), lo que, en principio, significa que el modelo reproduce adecuadamente el comportamiento histórico de los datos. De modo concomitante<sup>9</sup> las pruebas “F” rechazan, en todos los casos, la hipótesis nula de que los coeficientes de regresión son iguales a cero. Al haber empleado logaritmos e incorporado el consumo rezagado como variable predeterminada, los coeficientes del ingreso disponible estiman las elasticidades de corto plazo.<sup>10</sup>

Sin embargo, un repaso más pormenorizado de las estimaciones nos permite advertir que afloran aspectos cuya mención es ineluctable:

1. En el corto plazo, el incremento del consumo que resulta del aumento del ingreso disponible en una unidad varía mucho entre países, en el rango 0.146 (Bolivia) y 0.906 (Uruguay). Conjeturamos que esta dispersión de coeficientes obedece básicamente al grado en que, como dirían Parada y Bacca (2009), “los hábitos previos” ejercen influencia en el comportamiento del consumo en cada país. Sin embargo, las elasticidades de largo plazo son bastante más elevadas (véase el Cuadro 4).
2. En Chile, Ecuador, El Salvador, Honduras, México, Panamá, Paraguay y R. Dominicana, el coeficiente de posición no es estadísticamente significativo; por lo que en estos países la PMeC es igual a la PMgC incluso en el corto y mediano plazos.<sup>11</sup>

Al respecto, corrimos las regresiones MCO omitiendo la constante en los países mencionados; los resultados, que se exponen en el Cuadro 3, fueron empleados para calcular los respectivos coeficientes  $\kappa\lambda$ ,  $\kappa$ ,  $(1-\lambda)$  y  $\lambda$  del cuadro 4 aunque sólo acusan pequeñas diferencias con los que se observan en el Cuadro 2.

---

<sup>9</sup> Existe una relación muy estrecha entre el coeficiente de determinación y la prueba “F”. Véase Johnston y Dinardo (2001), pág. 109 y Gujarati (1997), pág. 245.

<sup>10</sup> El lector no advertido puede encontrar un ejemplo ilustrativo respecto de las elasticidades de corto y de largo plazo en Gujarati (1997), pp. 595-6.

<sup>11</sup> Cuando la función parte del origen,  $c/y_d = \Delta c/\Delta y_d$ .

CUADRO 3. RESULTADOS DE LAS REGRESIONES MCO  
EXCLUYENDO EL INTERCEPTO, SEGÚN PAÍSES  
PERÍODO 1990-2010

País	ydt	ct-1	R <sup>2</sup>	“h” <sup>1</sup>
Chile	0.53593	0.44372	0.99834	0.13778
Ecuador	0.55553	0.42309	0.99113	1.010130
El Salvador	0.87718	0.10400	0.99184	1.036510
Honduras	0.14255	0.85466	0.98897	1.195930
México	0.68013	0.29843	0.98982	2.48795*
Panamá	0.26949	0.71736	0.94718	1.88850*
Paraguay	0.73663	0.23615	0.97878	0.149641
R. Dominicana	0.27055	0.72720	0.98661	2.56963*

(\*) Se rechaza la hipótesis nula de la existencia de autocorrelación positiva

(1) Calculado manualmente con base en la misma fórmula definida en la nota (1) del Cuadro 2.

Nota: El programa EViews 7 no reporta los resultados de la prueba “F” cuando se excluye el intercepto.

3. En tres países (Honduras, Panamá y República Dominicana) el coeficiente del INBD no es estadísticamente significativo y pareciera que en El Salvador la evolución del consumo carece de inercia. Un examen más acucioso nos permite advertir que estos resultados dimanen de la existencia de colinealidad fuerte entre el ingreso disponible y el consumo rezagado. En efecto, i) la correlación de las variables explicativas es elevada (véase Cuadro 4), ii) los errores estándar de las elasticidades son altas y las razones “t” son bajas, iii) los respectivos coeficientes de determinación son elevados (de 0.95 a 0.99), y iv) las pruebas “F” rechazan la hipótesis nula de que los parámetros son iguales a cero.

CUADRO 4. COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE EL  
 INGRESO DISPONIBLE Y EL CONSUMO REZAGADO,  
 POR PAÍSES SELECCIONADOS  
 (Período 1990-2010)

País	Honduras	Panamá	R. Dominicana	El Salvador
C. Correlación	0.97365	0.94301	0.98900	0.98623

Lo señalado no obsta para desvirtuar la pertinencia del modelo en estos países. Como asevera Gujarati (1997), cuando la colinealidad es alta, las pruebas “t” de los regresores individuales no son confiables; en tales casos, la prueba “F” global es la adecuada para mostrar si la variable dependiente está relacionada con los diversos regresores. Además, constatamos que en el caso de El Salvador la correlación del consumo y su valor pretérito es muy elevada (0.98646), por lo que su exclusión es improcedente.

En el Cuadro 5 se presentan los principales resultados del modelo. La elasticidad del consumo respecto al ingreso disponible corriente en el corto plazo es  $\kappa\lambda$ ; la de largo plazo respecto al ingreso permanente es  $\kappa$ ; por su parte,  $(1-\lambda)$  es el coeficiente del consumo rezagado,  $c_{t-1}$ , y  $\lambda$  estima la elasticidad de ajuste de las expectativas; es decir, el porcentaje en que se realizan las expectativas de los consumidores en un período dado. Por ejemplo, en Argentina, la elasticidad de corto plazo del consumo (respecto al ingreso corriente) es 0.70451 y la de largo plazo (respecto al ingreso permanente) es 0.85142. En vista de que el coeficiente de ajuste de las expectativas se estima en 0.82745 podemos aducir que, aproximadamente el 83% de las expectativas de los consumidores se realiza en un período determinado.

CUADRO 5. COEFICIENTES ESTIMADOS, SEGÚN PAÍS  
 PERÍODO 1990-2010

País	$\kappa\lambda$	$\kappa$	$(1-\lambda)$	$\lambda$
Argentina	0.70451	0.85142	0.17255	0.82745
Bolivia	0.14288	0.75323	0.81031	0.18969
Brasil	0.58108	1.08678	0.46532	0.53468
Chile	0.53593	0.96342	0.44372	0.55628
Colombia	0.53103	0.75567	0.29727	0.70273
Costa Rica	0.44177	0.85046	0.48055	0.51945
Ecuador	0.55553	0.96294	0.42309	0.57691
El Salvador	0.87718	0.97900	0.10400	0.89600
Guatemala	0.30311	0.88006	0.65558	0.34442
Haití	0.71334	1.89572	0.62371	0.37629
Honduras	0.14255	0.98080	0.85466	0.14534
México	0.68013	0.96944	0.29843	0.70157
Nicaragua	0.42938	0.58216	0.26244	0.73756
Panamá	0.26949	0.95347	0.71736	0.28264
Paraguay	0.73663	0.96436	0.23615	0.76385
Perú	0.62173	0.85066	0.26912	0.73088
R. Dominicana	0.27055	0.99175	0.72720	0.27280
Uruguay	0.90649	1.16179	0.21975	0.78025
Venezuela	0.55427	0.85603	0.35251	0.64749

### 3.3 Aspectos econométricos suplementarios

Los resultados apoyan la función de consumo bajo hipótesis del ingreso permanente y el modelo de expectativas adaptables; sin embargo, por construcción 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 auto-correlacionados y una variable dependiente rezagada como regresor.<sup>12</sup>

A pesar de que no contemplamos la idea de efectuar pronóstico alguno por ser ajeno al objetivo de nuestro trabajo, estimamos conveniente discernir respecto al problema y a la manera de conjurarlo para facilitar ulteriores estudios que tengan el propósito de hacer predicciones con base en modelos de este tipo. Nos abocamos a tal efecto en los siguientes puntos:

1. No es posible tratar la existencia de errores autocorrelacionados y la presencia de la variable dependiente rezagada como si fueran dos problemas distintos: el estimador MCO es insesgado sólo cuando hay errores autocorrelacionados, y es consistente sólo 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: el error de “t” está en parte determinado por el error de “t-1” que, a su vez, fue uno de los determinantes de la variable dependiente rezagada.
2. 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, aunque se puede disipar esta última duda aplicando el modelo lineal Generalizado (MLG) con el algoritmo de optimización “*Quadratic Hill Climbing*.” Sus estadísticos “z” y probabilidades asociadas permiten establecer si los coeficientes son o no estadísticamente significativos.
3. Lo anterior no conjura el problema de la eficiencia asintótica. Al respecto, si no es posible contar con estimadores de mínima variancia, el requisito mínimo deseable sería que, a medida que aumenta el tamaño de la muestra, 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 resi-

---

<sup>12</sup> En efecto, como variable explicativa funge  $c_{t-1}$  y el término de error en [12] es  $\xi = v_t - (1 - \lambda)v_{t-1}$

duos en los cuales se basa el estimador del coeficiente de autocorrelación son inconsistentes debido a la presencia adicional de la variable dependiente rezagada.

4. 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.<sup>13</sup>
5. El método indicado 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. Por ejemplo, Liquitaya (2011) aplicó MVI utilizando varias series opcionales de variables y en todos los casos los resultados fueron muy pobres.
6. Afortunadamente, Hatanaka sugiere un procedimiento en dos etapas que logra el objetivo de obtener estimadores consistentes con base en cuasi primeras diferencias. Este se explica en Greene (1999) y nosotros lo reproducimos de modo *ad hoc* en el anexo (A 2) por considerar que es el único que conjura el problema de la eficiencia asintótica en modelos como el que hemos operacionalizado.

## Conclusiones

Desde un punto de vista económico, los resultados de las regresiones MCO para el período 1990-2010 reproducen adecuadamente el comporta-

---

<sup>13</sup> Si hubiera otra variable exógena en la ecuación, su valor rezagado también podría servir como instrumento para  $c_{t-1}$ .

miento histórico de los datos, sancionando la pertinencia de la función de consumo bajo hipótesis del ingreso permanente y el proceso de formación de expectativas (adaptables) en los 19 países de América Latina: de acuerdo con ella, la elasticidad del consumo en el corto plazo respecto al ingreso corriente es menor que la de largo plazo, respecto al ingreso permanente. No obstante, se registran diferencias sustantivas en los valores de dichas elasticidades, así como las que miden el ajuste de las expectativas.

Sin embargo, la evidencia sugiere que los hogares no ‘suavizan’ en todos los países su gasto de consumo cuando se suscitan variaciones en su ingreso disponible. Este resultado se contrapone también a la TCV, que sostiene que las personas administran su ingreso para mantener un nivel de consumo estable hasta su vejez, acumulan ahorros durante su vida laboral activa para consumirlos después, al jubilarse, y esperan que la tasa de ahorro en el tiempo en que trabajan sea igual al requerimiento de fondos durante la parte de vida que permanecen inactivas o retiradas. Tampoco refrenda la TIR para la que, en el largo plazo, existe un patrón de gasto estable respecto del ingreso; pero, cuando éste cae, la resistencia de los hogares a reducir su consumo (influido por el “efecto demostración”) hace que baje en menor proporción y aumente la PMeC.

Adicionalmente, vimos que el modelo no es útil para fines de predicción porque viola simultáneamente dos supuestos del Modelo Clásico de Regresión Lineal: contiene la variable dependiente rezagada como regresor y errores autocorrelacionados, lo cual hace que los coeficientes sean asintóticamente sesgados.

Afortunadamente, se puede recurrir al procedimiento de Hatanaka para obtener estimadores consistentes a partir de la transformación de las variables en cuasi primeras diferencias. Los estimadores no serán los mismos por no concernir a variables en niveles y el coeficiente de determinación puede ser menor; pero esto es normal porque, con los datos en niveles, se obtienen siempre  $R^2$ 's más grandes que en primeras diferencias o cuasi primeras diferencias.<sup>14</sup> Lo importante es que la ecuación

---

<sup>14</sup> 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 éste tiene un valor bajo, puede significar una ecuación mal especificada, aunque  $R^2$  sea cercano a uno.



tenga las propiedades deseables, con una suma de residuales al cuadrado más pequeña y un estadístico Durbin-Watson mayor.

### 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.
- CEPAL (2012). <http://websie.eclac.cl/infest/ajax/cepalstat.asp?carpeta=estadisticas>
- CEPAL (2012). <http://www.iadb.org/intal/intalcdi/PE/2012/09632.pdf>
- 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).
- 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* (3ª ed) Prentice-Hall Iberia, Madrid, España.
- Gujarati, D. (1997). *Econometría*, ed. McGraw-Hill Interamericana, S.A. (3ra 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.

- 
- Intriligator, M. (1990). *Modelos Econométricos, Técnicas y Aplicaciones*, ed. Fondo de Cultura Económica, México, D.F.
- 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. (2011). “La Teoría del Ingreso Permanente: Un Análisis Empírico para México”, *Revista Nicolaita de Estudios Económicos*, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, vol. VI, núm. 1, Morelia, Michoacán, México.
- 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. and 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.

Nerlove, M. *et al* (1988). *Análisis de Series Temporales Económicas*, ed. FCE, 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.

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

Pindyck, R. and Rubinfeld, D. (1988). *Econometric Models and Economic Forecasts*, (2nd edition) McGraw-Hill Book Co. Singapore.

CUADRO A 1. AMÉRICA LATINA: PRODUCTO INTERNO BRUTO POR HABITANTE (PIB PH) Y TASAS DE CRECIMIENTO DEL PIB PH ENTRE 1990 Y 2010 EN DÓLARES, A PRECIOS DE 2005

País	PIB PH (2010)	$\Delta$ (PIB PH) 1990-2010
Argentina	6 228.7	82.91
Bolivia	1 191.7	40.28
Brasil	5 609.8	40.17
Chile	8 095.7	106.11
Colombia	3 955.8	39.90
Costa Rica	5 340.2	66.86
Ecuador	3 196.2	38.33
El Salvador	2 963.9	62.71
Guatemala	2 263.2	28.73
Haití	428.6	-28.66
Honduras	1 518.9	32.34
México	8 312.8	27.33
Nicaragua	955.6	32.27
Panamá	6 600.8	108.22
Paraguay	1 508.6	16.07
Perú	3 800.7	90.11
R. Dominicana	4 772.9	118.93
Uruguay	6 967.0	75.73
Venezuela	6 010.1	13.68

Fuente: CEPAL (2012): "Cuentas Nacionales de América Latina y el Caribe, en dólares" Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe. <http://www.iadb.org/intal/intalcdi/PE/2012/09632.pdf>

## ANEXO A 2: PROCEDIMIENTO DE HATANAKA

El procedimiento de Hatanaka para obtener estimadores consistentes se explica en Greene (1999). Aquí lo describimos de modo *ad hoc*:

En vista de que una variable instrumental apropiada de  $c_{t-1}$  es  $y_{t-1}$ , se debe emplear 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:

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

Donde:

$$\hat{\varepsilon}_t = c_t - \beta_{VI} y_t - \gamma_{VI} c_{t-1} \quad [2]$$

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

$$c_t^* = c_t - \hat{\rho} c_{t-1} \quad [3]$$

$$y_t^* = y_t - \hat{\rho} c_{t-1} \quad [4]$$

$$c_{t-1}^* = c_{t-1} - \hat{\rho} c_{t-2} \quad [5]$$

$$\hat{\varepsilon}_{t-1} = c_{t-1} - \beta_{VI} y_{t-1} - \gamma_{VI} c_{t-2} \quad [6]$$