



ENSAYOS

sobre política económica

La Asignación Intertemporal del Consumo en Colombia

Alberto Carrasquilla.

Revista ESPE, No. 16, Art. 03, Diciembre de 1989

Páginas 67-82



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

La Asignación Intertemporal del Consumo en Colombia¹

Alberto Carrasquilla

Resumen

En este trabajo se estudia la validez de la hipótesis del ingreso permanente (HIP) en el caso de Colombia. Partimos de las restricciones sugeridas por Hall(1978) respecto de las propiedades dinámicas que impone la HIP sobre la serie de consumo e ingreso. Encontramos que sobre la base de pruebas econométricas convencionales la evidencia empírica es ambigua. Sugerimos que esta ambigüedad se relaciona con una excesiva tolerancia respecto de los procesos residuales de los modelos estimados. Planteamos técnicas alternativas de análisis tendientes a identificar con mayor precisión la hipótesis nula. Con base en ejercicios consecuentes, se encuentra que la HIP es válida en Colombia, operando como una restricción de largo plazo. Un shock al sistema que incorpora la HIP se absorbe casi completamente al cabo de tres años y desaparece después de diez.

¹ Las opiniones expresadas son del autor y no comprometen al Banco de la República. Una versión anterior de este trabajo fue presentada en el seminario interno del Departamento de Investigaciones Económicas, Banco de la República y en el III Simposio de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional. Se agradecen los comentarios aportados por los participantes en ambos eventos. Adicionalmente, el trabajo se vio beneficiado por discusiones con José Darío Uribe.

Introducción

La Teoría del Ciclo de Vida-Ingreso Permanente (HIP) ha sido el contexto analítico fundamental dentro del cual se han enmarcado, en los últimos años, los más influyentes análisis respecto de la determinación y distribución intertemporal del consumo privado. A nivel teórico, esto implica que la trayectoria observada del consumo está determinada por el valor anualizado de un acervo cuya constitución en el tiempo es un proceso que abarca un flujo de ingresos pasados, los ingresos presentes y las expectativas de los agentes económicos respecto del flujo de sus ingresos futuros. Esta visión contrasta de manera clara con la presentación más simple de la función consumo keynesiana, donde el ingreso observado era el determinante fundamental, en al menos dos aspectos; primero, la tasa de interés entra a determinar los flujos de consumo y ahorro de manera directa, básicamente como el precio relativo los bienes sobre los cuales el agente optimiza, es decir bienes fechados en momentos diferentes, y segundo, los agentes económicos inherentes al modelo tienen una visión hacia el futuro, reflejada no solo al interior de la función objetivo misma, sino también reflejada en la naturaleza de las restricciones pertinentes, visión de la cual carecían en el marco anterior.

Empíricamente, el problema fundamental asociado con la HIP es, precisamente, la determinación cuantitativa de las expectativas respecto del ingreso futuro, sin la cual es imposible derivar las restricciones dinámicas precisas asociadas con la trayectoria del consumo bajo el régimen de la hipótesis nula. Como lo anota, por ejemplo Hayashi (1982), tomar rezagos distribuidos de los ingresos observados, tal y como se hace en muchos trabajos que supuestamente involucran la HIP, implica suponer que variaciones futuras perfectamente anticipables a nivel del ingreso no son, por lo general, tenidas en cuenta por los agentes económicos. Esta posición es duramente cuestionada en el contexto de la llamada "crítica de Lucas", según la cual estas variaciones se deben reflejar a nivel de los parámetros de las funciones de gasto agregado.

Este trabajo tiene dos propósitos fundamentales. En primer término, se trata de estimar, para el caso colombiano, la implicación estocástica más importante derivable de la HIP, cual es la formulada por Hall (1978) en su trabajo ya clásico. Según Hall, la serie de consumo asociada con un tratamiento adecuado de las expectativas en torno de los ingresos futuros, debe evolucionar de tal manera que sus únicas fuentes de variación deben corresponder con precisión al componente no anticipable del ingreso futuro. En segundo término, se trata de aprovechar las características de las series de consumo e ingreso en Colombia, estudiadas en otros trabajos recientes², con el fin de derivar un modelo de ajuste dinámico consistente. Dicho modelo se basa en el teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987) y su construcción implica, por tanto, algunos pasos previos a los cuales se dedica alguna atención.

² Véase Uribe (1988), Carrasquilla y Uribe (1989), Clavijo (1989) y Leme y Reinhart (1989).

El documento se divide en tres secciones. En la primera, se presentan algunas consideraciones de tipo conceptual necesarias en la lectura de la información empírica. En la segunda, se estiman algunos tests explícitos tendientes a identificar la validez de la HIP, los cuales se derivan, fundamentalmente, del trabajo de Hall (1978). En la tercera, se especifica la forma del modelo de corrección de errores y se estiman las elasticidades de corto y de largo plazo asociadas con innovaciones al sistema. Finalmente, se presentan algunas conclusiones.

I Consideraciones preliminares

En cada momento, el ingreso permanente es un acervo o stock que consiste en la suma de todo el flujo pasado, del flujo presente, y del flujo futuro esperado del ingreso por concepto del conjunto de activos, incluyendo el capital humano, que posee el agente económico pertinente. Dicho acervo se va constituyendo a medida que pasa el tiempo como resultado de un solo factor esencial: las expectativas respecto del flujo futuro de ingresos.

Formalmente, el ingreso permanente en t está dado por la siguiente expresión:

$$(1) \quad (1+\beta+\beta^2+\beta^3+\dots) YP_t = W_t + Y_t + \sum_{i=1}^{\infty} YPe_{(t+i)} \beta^i$$

con YP_t el flujo de ingreso permanente correspondiente al momento t , W_t el stock de riqueza observado en t , Y_t el flujo de ingreso laboral correspondiente a t , el cual, por simplicidad se toma neto del consumo, $YPe_{(t-1)}$ el valor esperado en $t-1$ para el flujo de ingreso permanente en t y $\beta^t = 1/(1+\delta)^t$ con δ la tasa subjetiva de descuento intertemporal, la cual se supone fija. Aprovechamos el hecho de que la secuencia $(1+\beta+\beta^2+\beta^3+\dots)$ converge hacia $(1+\delta)/\delta$ en el horizonte infinito y reescribimos (1) como:

$$(2) \quad YP_t = (\delta/(1+\delta)) (W_t + Y_t + \sum_{i=1}^{\infty} YPe_{(t+i)} \beta^i)$$

La ecuación (2) hace explícita la anualización del stock de ingreso permanente. Bajo expectativas racionales,

$$(3) \quad YPe_t = YP_{t-1}$$

lo cual plantea que *ex-ante* no existe ninguna información que permita modificar el valor esperado para el flujo de ingreso permanente en $t-1$ con respecto al nivel observado en dicho momento. En ausencia de shocks no anticipables a nivel del ingreso, en otras palabras, el consumo privado debería ser constante, así el ingreso corriente fluctúe en grado importante. Si $YP_t > YP_{t-1}$ *ex-post*, esto indica que en t ocurrió una innovación que era impredecible *ex-ante*. De otra parte, si la variación

ocurrida en t era anticipable, ya había sido incorporada en la determinación ex-ante de Y^P_{t-1} . Nótese que la manera en que variaciones anticipadas se incorporan en el flujo de ingreso permanente es a través del flujo esperado para el ingreso corriente, expectativas que entran de t en adelante.

En su versión más simple, la teoría del ingreso permanente plantea que para cada momento del tiempo:

$$(4) \quad C_t = Y^P_t$$

es decir, el consumo se iguala al valor anualizado del ingreso permanente, tal y como éste es derivado en (2). Dada la igualdad (3), tenemos que:

$$(5) \quad C^e_t = C_{t-1}$$

es decir, como todas las variaciones anticipables a nivel de la dinámica del ingreso han sido incorporadas ya dentro del flujo de ingreso permanente en $t-1$, no cabe esperar ninguna innovación a nivel de la dinámica del consumo. Ex-post, sin embargo, pueden surgir innovaciones en el ingreso, de tal suerte que:

$$(6) \quad C_t = C_{t-1} + \mu_t$$

con μ_t un error de pronóstico que debe cumplir la condición esencial de ser no anticipable. Si, por ejemplo, se introduce un shock expansivo en la política económica de manera sorpresiva, y si dicho shock tiene efectos persistentes, habrá una reestimación del ingreso permanente y una adecuación correspondiente a nivel de la dinámica del consumo ³.

En términos estadísticos, μ_t debe ser una serie de ruido blanco puro. Si μ contiene algún tipo de factor que lo haga predecible, entonces el error de pronóstico $C_t - C^e_t$ no es óptimo, en la medida en que puede ser superado de manera sistemática por otro pronóstico que sí tenga en cuenta el componente predecible de la serie. Así por ejemplo, si $\mu_t = \mu_{t-1} + \epsilon_t$, entonces buena parte del error en t era anticipable, con lo cual se violaría la acepción aquí discutida de la hipótesis del ingreso permanente.

La ecuación (6) puede ser deducida a partir de un problema tradicional de optimización intertemporal, bajo ciertos supuestos referentes a la estructura de la función de utilidad. Concretamente, usando la misma notación anterior, formulamos el siguiente problema:

$$\text{Max}_C \quad E_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(C_t)$$

$$\text{s.a} \quad Y^P_t = (\delta/(1+\delta)) (W_t + Y_t + \sum_{i=1}^{\infty} Y^P_{t+i} \beta^i)$$

$$Y_t = Y^*_t - C_t$$

³ Para una discusión del concepto de persistencia en el caso del PIB colombiano. Véase el trabajo de Carrasquilla y Uribe (1989).

con este esquema, se puede mostrar que la siguiente expresión sintetiza la dinámica en el óptimo:

$$(7) \quad E_t U'(C_{t+1}) = U'(C_t) (1 + \delta / 1 + r)$$

con r la tasa de interés, que se supone constante, y $U'(\bullet)$ la primera derivada de U .

A partir de (7), y de acuerdo a la manera como se especifique la función de utilidad, es posible derivar una ecuación de regresión del tipo:

$$(8) \quad C_t = \pi C_{t-1} + \epsilon_t$$

con π una función de δ , r , $U'(C_t)$ y $U''(C_t)$ (Hall, Lema 5). A partir de (8) es claro que ni rezagos superiores del consumo, ni el nivel de ingreso ayudan a predecir el flujo de consumo. Esta es la hipótesis del consumo como paseo aleatorio que ha sido estudiada ampliamente en la literatura aplicada ⁴. En la siguiente sección vamos a estimar diversas pruebas empíricas asociadas con el comportamiento de (8) frente a formas alternativas de especificación del flujo de consumo.

II Alrededor del Test de Hall

1. Los Tests de Hall

Hall (1978) estima la forma funcional (8) derivada de una función de utilidad constante en su elasticidad de sustitución intertemporal (CES), restringiendo el modelo nulo a satisfacer, el requisito de que π sea igual a la unidad. Hall utiliza tests t y F convencionales, técnica que es satisfactoria bajo escenarios suficientemente generales, según lo muestra el trabajo reciente de Stock y West (1988). Contra esta presentación estima una regresión que incluye 4 rezagos del flujo de consumo. La hipótesis nula es que el coeficiente del primer rezago es unitario, mientras que el coeficiente a rezagos superiores es igual a cero. En el caso colombiano obtenemos:

$$(9) \quad C_t = 1451.8 + \underset{(6.9)}{0.94} C_{t-1} + \underset{(1.9)}{0.36} C_{t-2} - \underset{(0.7)}{0.13} C_{t-3} - \underset{(1.1)}{0.16} C_{t-4}$$

con los estadísticos t entre paréntesis. En la estimación (9) se observa, primero, que el coeficiente de orden uno es unitario, lo cual es consecuente con el modelo nulo. Sin embargo, el rezago de orden dos aún tiene cierta significancia. Un test F sobre la restricción $\beta = (\beta_0, 1, 0, 0, 0)$ arroja los siguientes resultados:

$$F(1,53) = 0.1922; s = 0.6628$$

con s la significancia del F .

⁴ Los trabajos de Hall (1978), Flavin (1981), Mankiw y Shapiro (1985) y Nelson (1987) son una muestra.

exceso de sensibilidad del consumo con respecto al ingreso, siendo el exceso todo aquel componente predecible asociado con la dinámica misma del ingreso. En el caso colombiano obtenemos:

$$(13) \quad (1-L)C_t = 2.11 - 0.196Y_{t-1} + 0.09T \quad (1.22)$$

regresión en la cual queda claro que el coeficiente es estadísticamente igual a cero y el modelo nulo se debe aceptar.

Existen críticas al test anterior en el sentido de que quitarle tendencia a las series sesga el resultado hacia una aceptación del modelo alternativo, en el cual se encuentra exceso de sensibilidad. Tal es el punto enfatizado, por ejemplo, por Nelson (1987) y por Campbell y Mankiw (1987). En este último trabajo se encuentra que quitarle tendencia a las series implica, en algunos casos, una medición espúreamente significativa del exceso de sensibilidad. Dado que en (13) encontramos que no hay exceso, la medición del sesgo es irrelevante. Otra crítica, deducible a partir de Carrasquilla y Uribe (1989) se refiere a la validez de (12) como modelo adecuado del ingreso, y a la validez, por tanto, de la hipótesis de que ϵ_t sea ruido blanco. En efecto, encontramos que el estadístico Box-Ljung, cuya nula implica residuales ruido blanco, y que se distribuye como una X^2 es:

$$Q(21) = 70.4$$

con significancia igual a cero. Al ampliar el test para que cubra 8 rezagos del ingreso obtenemos un polinomio para el cual la suma de los coeficientes es:

$$\Sigma \Gamma_j = -0.015$$

con los siguientes estadísticos:

$$t = -0.6278; s(t) = 0.5332; Q(21) = 26.9; s(Q) = 0.1726$$

La significancia del modelo nulo es muy baja; en especial es muy notoria la influencia del ingreso a tres rezagos ($t = -2.41$). Concluimos que mejoras parciales en el grado de blanqueo de la serie inicial desvirtúan el resultado anterior, en la medida en que implican un poder predictivo significativo para el polinomio del ingreso.

Concluimos esta sección planteando que por dos vías es posible mostrar que la implicación estocástica esencial de la HIP, cual es la de que no existan predictores significativos para el flujo de consumo, es violada en el caso colombiano. La siguiente pregunta es si esto se debe a una inadecuación de fondo de la teoría básica respecto de la evidencia, o si más bien se debe a problemas econométricos asociados con la especificación de las pruebas analizadas.

III Hacia un modelo dinámico consistente

1. Introducción

Estrictamente, la implicación estocástica asociada con el trabajo de Hall es que el consumo es un paseo aleatorio. Ello significa, por definición, que no existe un predictor que supere de manera sistemática los pronósticos asociados con la ecuación:

$$(14) \quad C_t = a + C_{t-1} + \epsilon_t$$

en la cual, *ex-ante*, tenemos que el valor esperado para el consumo un período hacia el futuro es el valor actual más el término de movimiento inercial *a*. Cualquier innovación no esperada (ϵ_t) puede causar divergencias entre el valor observado *ex-post* y dicho valor *ex-ante*. Esto implica que las pruebas estudiadas en el capítulo anterior adolecen de una falla esencial, en el sentido de que las diversas estimaciones generan procesos residuales que no son ruido blanco. Por lo tanto, los estimadores derivados son inadecuados para la estimación del test relevante.

Formalmente, en el modelo:

$$(15) \quad C_t = a + bC_{t-1} + \sum_{i=2}^{\infty} \alpha_i C_{t-i} + \sum_{j=1}^{\infty} \beta_j Y_{t-j} + \epsilon_t$$

la aplicación estocástica es:

$b = 1$; $\alpha_i = 0$; $\beta_j = 0$ para todo i, j y además;

ϵ es una serie de residuales independiente e idénticamente distribuidos, con distribución normal de media cero y varianza constante, $\epsilon \sim N(0, \delta^2)$. En los tests de la sección anterior no se prestó mayor atención a la segunda parte de la implicación estocástica fundamental derivable de la HIP. Por ello, en esta sección, empezamos por estimar pruebas más concluyentes respecto de este punto fundamental.

Si el flujo de consumo exhibe una raíz unitaria, la implicación derivable de la HIP se cumple. En dicho caso quedaría claro que la significancia de algunos de los parámetros estimados en la sección anterior es un fenómeno enteramente espúreo y que al generar procesos residuales de ruido blanco, la significancia desaparecería.

El que una serie se comporte como un paseo aleatorio, en efecto, significa que el polinomio asociado con su representación autorregresiva tiene una raíz unitaria. Con base en diferenciaciones de las series y , y, por ende, de la ecuación característica asociada con las mismas, se ha introducido a la literatura econométrica un grupo muy amplio de tests tendientes a identificar la presencia de raíces unitarias en series de tiempo⁵. En este capítulo comenzamos por hacer pruebas de este tipo para el consumo y el PIB.

⁵ El influyente trabajo de Nelson y Plosser (1982) se encuentra que la gran mayoría de series macroeconómicas exhiben este tipo de estructura. En el caso colombiano, véanse los trabajos de Carrasquilla y Uribe (1989) y Leme y Reinhart (1989).

2. Tests de raíz unitaria

La metodología que se utiliza acá es la introducida por Dickey y Fuller (1981) y aplicada en el caso colombiano, por ejemplo, por Uribe (1988), Carrasquilla (1989) y Leme y Reinhart (1989). Estos tests se diseñan en torno del siguiente modelo:

$$(16) \quad (1-L)X_t = a + bX_{t-1} + \sum_{i=1}^P C_i (1-L)X_{t-i} + \epsilon_t$$

con P el orden de expansión necesario para generar ruido blanco, donde el modelo se corre bajo la restricción nula $b = 0$, siendo ϵ un proceso normal iid con media cero y varianza constante. En el cuadro 1 se presentan los resultados de este tipo de estimación tanto para el PIB como para el consumo; los factores de expansión (P) son 0,1,2,4 y 8; la primera línea mide el coeficiente b , la segunda línea su estadístico t respectivo y la tercera línea la significancia del estadístico Q de Box-Ljung. Lo fundamental del cuadro es el valor consistentemente cercano a cero que exhibe el parámetro b tanto para el PIB como para el consumo. Esto es consistente, tanto para valores muy significativos del Q , como para valores bajos. Dada la contundencia del resultado, se considera poco conducente estimar otros tests.

En esta sección hemos mostrado que tanto el PIB como el consumo, en términos reales, exhiben una tendencia aleatoria de tal suerte que se comportan como un paseo aleatorio. Esto, en el caso específico del consumo, confirma de manera precisa la implicación estocástica fundamental asociada con la HIP. En la siguiente sección vamos a hacer uso de estos resultados en el diseño de un modelo dinámico consistente.

Finalmente, los tests presentados acá muestran que la estimación del capítulo anterior incluía sesgos asimilables al problema de regresiones espúreas en la estimación de los parámetros del modelo nulo.

3. Tests de cointegración

En esta sección vamos a estudiar la posibilidad de que las tendencias aleatorias encontradas anteriormente para el PIB y para el consumo de manera individual, sea en realidad una única tendencia común. En dicho caso, diferenciar las series separadamente y estimar modelos a partir de dicha transformación sería inconveniente, en la medida en que las derivaciones asociadas con dichos modelos habrían partido de imponer al sistema bivariado (C, Y) la presencia de dos raíces unitarias diferentes. Bajo esta restricción, en el caso en que sea falsa, se elimina la posibilidad de un análisis dinámico consistente, ya que la tendencia común contiene información de largo plazo coherente con los llamados modelos de corrección de errores. Este principio, es decir la asociación entre modelos que surgen de series de tiempo con tendencia aleatoria común, de un lado, y la forma de corrección de errores, del otro, es el eje del importante principio representación de Granger (Engle y Granger, 1987).

CUADRO 1

Tests de Dickey-Fuller para consumo y Pib

	Factor de expansión				
	0	1	2	4	8
LogY(t)	-0.091	0.082	0.023	0.039	0.055
t	-0.230	0.210	0.520	0.980	0.100
Q(21)	0.090	0.340	0.400	0.660	0.490
LogC(t)	-0.032	-0.015	-0.009	-0.017	0.000
t	-0.300	-0.150	-0.090	-0.170	0.003
Q(21)	0.070	0.050	0.130	0.160	0.940

Más específicamente, dado que C y Y tienen raíz unitaria, la pregunta es si la tendencia aleatoria implicada por el hallazgo es diferente en uno y otro caso, o si es común a las dos series. En este último caso, las dos series exhiben, como sistema, la propiedad de la cointegración de orden (1,1). Formalmente, si tanto C como Y requieren de una diferenciación para volverse estacionaria, decimos que son integradas de orden 1:

$$(17) \quad C_t \sim I(1); Y_t \sim I(1)$$

La pregunta es si existe una combinación lineal:

$$(18) \quad Z_t = a + bC_t + cY_t$$

tal que Z_t sea estacionaria. Normalizando en torno de C_t , la pregunta es si la serie residual en la ecuación:

$$(19) \quad C_t = \alpha + \beta Y_t + \epsilon_t$$

es estacionaria. Engle y Granger (1987) anotan cómo el estimador de MCO del vector (α, β) es adecuado en términos de generar la serie residual pertinente. Una vez generada la serie residual ϵ_t , podemos diseñar tests de integración en torno de dicha serie, dentro de los cuales cabe resaltar el test aumentado de Dickey y Fuller (1981) sugerido en la sección anterior. Estimando la ecuación cointegrante (19) obtenemos:

$$(20) \quad C_t = -0.889 + 1.044Y_t$$

$$DW = 1.53$$

Ahora bien, tenemos que los residuales asociados con (20) se comportan de tal manera que es viable rechazar la hipótesis de que exhiben tendencia aleatoria si la única fuente de estructura es el parámetro autorregresivo de orden 1. Esto se establece con el elevado nivel del DW ⁶. En efecto, se ha mostrado que valores de 0.6 permiten

⁶ Recuérdese que el DW es aproximadamente igual a $2(1-p_1)$ con p_1 el coeficiente rho. El texto plantea que p_1 es suficientemente cercano a cero cuando DW es suficientemente alto, en este caso, 1.53.

rechazar con 95% de confiabilidad la idea de que los residuales exhiban tendencia aleatoria ⁷. Sin embargo, si la estructura está asociada con rezagos diferentes de uno, este test es consecuentemente débil. Un test más adecuado para estructuras autorregresivas diferentes a la más simple, es el Dickey-Fuller aumentado. Con un factor de expansión de 4 rezagos, y con un modelo del tipo planteado en (16) aplicado al caso de la serie residual ϵ_t obtenemos:

$$b = -0.56 \quad (t = -3.74)$$

y la restricción $b = 0$ es inadmisibile. Las series de PIB y consumo exhiben cointegración de orden (1,1) ya que ϵ_t es integrada de orden cero ⁸.

4. Corrección de errores

Obtenido el resultado de cointegración (1,1) en la sección anterior, pasamos a utilizar el teorema de representación de Granger para formular un modelo de corrección de errores bivariado. Formalmente, lo que hacemos es interpretar la serie residual ϵ_t como una dinámica que revierte su media. Una innovación a nivel del sistema, reflejada en ϵ_t tiende a corregirse en el tiempo. La pregunta, entonces, se refiere a la duración y características de dicho proceso de ajuste.

El Modelo de Corrección de Errores (MCE) asociado con el sistema (19) en cuestión es el siguiente:

$$(21) \quad (1-L)C_t = a_1 + b_1\epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{P_1} (c_i(1-L)C_{t-i} + d_i(1-L)Y_{t-i}) + \mu_1 t$$

$$(22) \quad (1-L)Y_t = a_1 + b_2\epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{P_2} (e_i(1-L)C_{t-1} + f_i(1-L)Y_{t-1}) + \mu_2 t$$

con ϵ_t la serie residual obtenida de la estimación (20), y P es el orden de los polinomios requeridos para que $\mu_1 t$ $\mu_2 t$ sean ruido blanco.

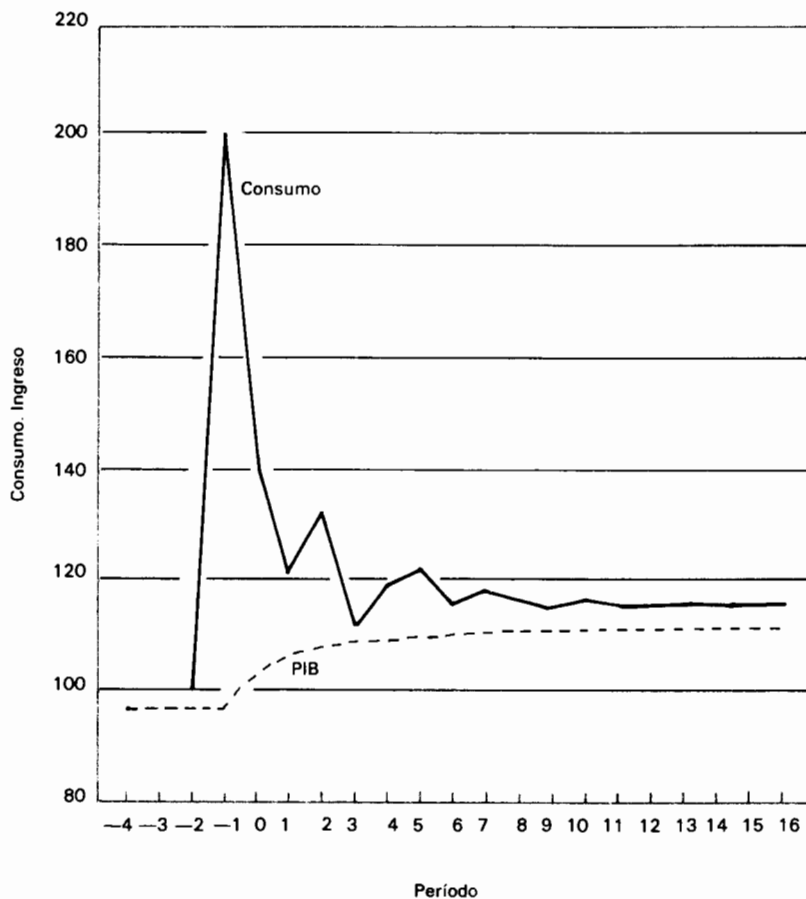
Al introducir un shock ϵ_t en la ecuación cointegrante, hay un ajuste importante en la dinámica tanto del consumo como del ingreso, cuya magnitud está dada por los parámetros b_1 y b_2 .

Conceptualmente, si (20) define una relación de largo plazo, que en este contexto interpretamos como la relación entre el Consumo y el Ingreso permanente, el shock altera este equilibrio ubicando, en t , la senda del consumo por fuera de la senda de largo plazo implicada por el flujo de ingreso permanente. Dado que encontramos que la HIP es válida, tanto por el comportamiento del consumo,

⁷ Esto es sugerido en Engle y Granger (1987), sobre la base de trabajo anterior de Bhargava.

⁸ Dickey y Fuller plantean que los valores críticos para 95% de confiabilidad son de aproximadamente 3.

GRAFICO 1
Dinámica de largo plazo
Shock al sistema (20) en $t = -1$



como por la existencia de cointegración entre C y Y, la pregunta siguiente se refiere a la duración del período requerido para que dicha relación de largo plazo se reestablezca. Nos referimos, concretamente, a la elasticidad de largo plazo del sistema a innovaciones en la relación establecida en (20). El sistema (21) (22) nos ofrece la posibilidad de estimar este intervalo al servir de base para una simulación de tipo dinámico. Pasamos a estimar un modelo de este tipo y a usar los parámetros en una simulación que permita identificar la duración del intervalo de ajuste.

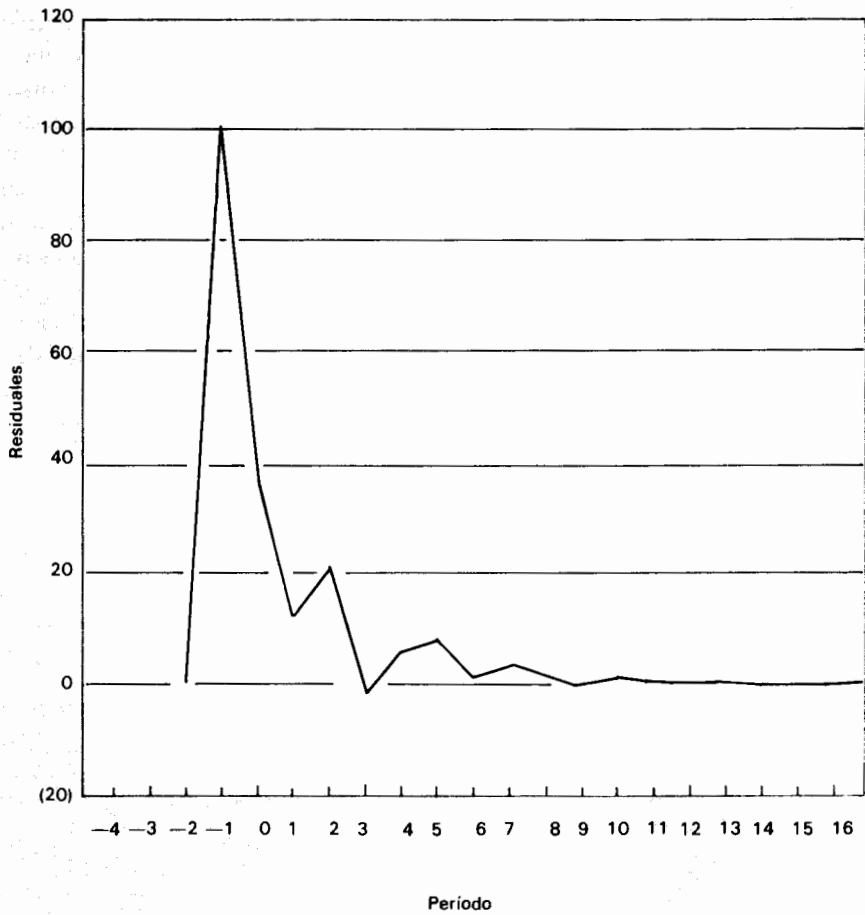
En el Cuadro 2 se consignan los estimadores del modelo (21) (22). Como se observa, un shock no anticipado al sistema se corrige con gran eficiencia, tal y como lo implica el parámetro de -0.44 de la ecuación (21). Usando estos valores, simulamos el siguiente ejercicio. El sistema evoluciona a lo largo de su senda de equilibrio a largo plazo hasta el momento $t=-1$, período en el cual se presenta un shock de 100 unidades. En el momento $t=-1$ se presenta un salto en el consumo equivalente a las 100 unidades. En $t=0$, gran parte de este salto es acomodado, primero por cuanto el consumo cae y segundo, por cuanto el PIB sube. Este proceso continúa con gran celeridad hasta el momento $t=3$, a partir del cual, salvo pequeñas oscilaciones, el sistema se encuentra prácticamente ajustado a una senda de equilibrio mayor en 16 unidades aproximadamente que la senda inicial. El efecto del shock inicial, así, fue desplazar la relación dinámica en 16%, y dicha relación se reestablece en gran parte después de tres años y totalmente al cabo de diez años. En el gráfico 2 se observa, de otra parte, el comportamiento de los residuales del modelo cointegrante.

CUADRO 2

Modelo de corrección de errores

Variable	Ecuación (21)	Ecuación (22)
Constante	0.043	0.041
$e(t-1)$	-0.447	0.063
$(1-L)C_{t-1}$	-0.114	0.142
$(1-L)C_{t-2}$	-0.162	0.009
$(1-L)C_{t-3}$	0.011	-0.058
$(1-L)C_{t-4}$	-0.098	0.033
$(1-L)Y_{t-1}$	0.700	0.085
$(1-L)Y_{t-2}$	0.125	0.165
$(1-L)Y_{t-3}$	-0.852	-0.263
$(1-L)Y_{t-4}$	0.482	-0.066

GRAFICO 2
Residuales del modelo cointegrante
Corrección de errores



IV Conclusiones

En este trabajo estimamos el grado hasta el cual el comportamiento intertemporal del consumo corresponde a las implicaciones estocásticas derivadas de la Hipótesis del Ingreso Permanente. Concretamente, el propósito era estudiar el grado hasta el cual la evolución del consumo privado en Colombia es predecible dada la dinámica del ingreso. Según la HIP la trayectoria del consumo surge de la solución a un problema de optimización dinámico que los agentes privados resuelven con base en una función convencional de preferencias en el tiempo y en un uso eficiente de la información disponible. Las implicaciones de la HIP fueron estudiadas en la sección I, donde concluimos, primero, que bajo la HIP el consumo debería comportarse como un paseo aleatorio y segundo, que una prueba eficiente de la hipótesis de que el consumo es un paseo aleatorio, serviría como referencia empírica de la HIP. En la sección II pasamos a estudiar diversas aproximaciones a la evaluación empírica de la HIP. Encontramos, cuando más, que existe gran ambigüedad al aplicar dichas pruebas en el caso colombiano. Sería fácil, sobre la base de las estimaciones de esta sección, concluir que la HIP no es aplicable. En la sección III, pasamos a estudiar con mayor rigor las implicaciones estocásticas de la HIP. Encontramos, primero, que las pruebas anteriores son inadecuadas por cuanto se derivan de un supuesto demasiado fuerte respecto del comportamiento de los residuales. Segundo, encontramos que una implicación básica a nivel de la covariación entre el PIB y el Consumo, asociada con la HIP se cumple, esto es, que existe un vector cointegrante de orden $CI(1,1)$. Posteriormente, utilizamos este principio para formular un modelo dinámico consistente que nos permitió establecer la dinámica de corto y largo plazo del consumo en relación con el PIB.

Identificamos el siguiente comportamiento; la dinámica de largo plazo está dominada por una relación lineal del tipo (20). Los errores implicados por innovaciones al sistema se corrigen con eficiencia; un shock queda virtualmente eliminado al cabo de unos tres años y desaparece al cabo de diez. Así, la HIP es válida en Colombia y opera como una relación de largo plazo a la cual tienden a ajustarse, en unos tres a diez años, todos los shocks temporales que sufre la economía.

En términos de la política económica este hallazgo tiene gran relevancia. Concretamente, tiende a sugerir que el efecto de una política expansiva sobre el consumo y por ende sobre el ahorro privado depende íntimamente del grado hasta el cual afecte el componente permanente del PIB. Esto contrasta ampliamente con una visión de corte tradicional, donde la política afectaba la evolución del consumo de manera directa y sin ambigüedades respecto de la descomposición de sus efectos. Ahora bien, trabajos recientes efectuados para E.U sugieren que los shocks de demanda, dentro de los cuales cabe involucrar la política fiscal y monetaria, carecen de un efecto permanente (Blanchard y Quah, 1989) mientras que los shocks de oferta si lo tienen. En ese contexto específico, y partiendo de la HIP discutida en este trabajo, la política fiscal

tendría un efecto temporal sobre el ahorro manteniéndose el consumo relativamente constante. Un shock de oferta, asociado por ejemplo con las implicaciones sobre productividad inherentes a un proceso exitoso de apertura económica, subiría el nivel de actividad de manera permanente, y así redefiniría la trayectoria del consumo incuestionablemente. Un ejercicio del tipo efectuado por Blanchard y Quah para el caso de la economía de E.U es, a todas luces, altamente deseable con el fin de relacionar los hallazgos del presente documento, con la discusión más general en torno del modelo de desarrollo y la política comercial vigente en Colombia.

Referencias

- Blanchard, O.J y D. Quah (1989) "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances" *American Economic Review* (Septiembre).
- Carrasquilla, A. (1989) "Minidevaluaciones y Paridad en el Poder Adquisitivo: El Caso de Colombia" *Desarrollo y Sociedad* (No. 23).
- Carrasquilla, A. y J.D Uribe (1989) "Sobre la Persistencia de las Fluctuaciones Reales en Colombia" *Mimeo*.
- Clavijo, S. (1989) "Ingreso Permanente y Transitorio: ¿Qué Tanto Ahorran o Consumen los Colombianos?" *Coyuntura Económica*, octubre.
- Engle, R. y W.J Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica* (Vol.55).
- Flavin, M. (1981) "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income" *JPE* (Vol. 89).
- Granger, W.J (1989) "Linear and Non-Linear Cointegration" *Mimeo*.
- Hall, R. (1978) "Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis" *JPE*.
- Hayashi, F. (1982) "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables" *J. of Political Economy*. (Vol. 90; No. 5).
- Leme, P. y Reinhart (1989) "Macroeconomic Policies and Inflationary Dynamics in Colombia" *Mimeo*, FMI; Junio.
- Mankiw, N.G y Shapiro, M.D (1985) "Trends, Random Walks, and Tests of the Permanent Income Hypothesis" *JME* (Vol. 16).
- Nelson, E (1987) "A Reappraisal of Recent Tests of the Permanent Income Hypothesis" *JPE* (Vol. 95).
- Stock, H y K.D West (1988) "Integrated Regressors and Tests of the Permanent Income Hypothesis" *JME*.
- Uribe, J.D (1988) "Does Colombian GDP Have a Unit Root?" *Mimeo*, Universidad de Illinois.