

EL consumo en Colombia: revisión de la evidencia empírica*

*Alejandro Gaviria
Carlos Esteban Posada***

I. INTRODUCCION

El consumo personal o de los hogares es el principal componente macroeconómico del PIB: entre 1950 y 1988 su valor medio real, llevado a precios de 1975, ascendió a 72.2% de aquel. Esta sola cifra indica que un entendimiento de los mecanismos de determinación de la actividad macroeconómica y del ahorro nacional, privado y público, depende en muy buena medida de un cabal entendimiento de los relativos al consumo personal.

Al menos desde 1950 las series estadísticas del consumo personal y del PIB en términos reales han estado registrando un ascenso prácticamente continuo; sus valores mínimos fueron los del año inicial (87394 y 122344 millones de pesos de 1975, respectivamente) y los máximos los del año final (470019 y 681791, respectivamente).

* Agradecemos los comentarios, ayudas y sugerencias de Mauricio Cárdenas, Alberto Carrasquilla y Manuel Ramírez, pero, como es obvio, los errores e insuficiencias de este escrito son de nuestra exclusiva responsabilidad.

** Los autores son Asesores de la División de Investigaciones Económicas de la Federación Nacional de Cafeteros.

El comportamiento del consumo real ha sido tan inestable (o tan estable) como el del PIB real, a juzgar por una medida convencional del grado de inestabilidad de una serie estadística: la relación entre la desviación estándar y el valor medio de la misma. Esta medida de inestabilidad fue 50% aproximadamente para ambas series entre 1950 y 1988. No obstante, la serie de la tasa anual observada de crecimiento del consumo real ha sido más inestable que la del crecimiento del PIB real si se juzga de nuevo la inestabilidad por el cociente entre la desviación estándar y el valor medio: 55.5% para la del consumo y 36.7% para la del PIB. En síntesis, el consumo ha sido tan estable (o inestable) como el producto pero su tasa de crecimiento ha sido mas inestable que la de éste.

El presente trabajo consiste en un examen macroeconómico de los determinantes del consumo real agregado colombiano. Para el logro de este objetivo el trabajo se ha dividido en dos partes relativamente independientes entre sí. En la primera de ellas se realiza una confrontación empírica de la hipótesis del ingreso permanente en sus varias acepciones. En la segunda parte se exa-

mina la dinámica del consumo; allí se estudia cómo diversas variables económicas pueden afectar la evolución del consumo y, en particular, su proceso de convergencia hacia una relación estable de largo plazo con el ingreso.

II. LA HIPOTESIS DEL INGRESO PERMANENTE

No son pocos los trabajos que han intentado la verificación empírica de la hipótesis de ingreso permanente (HIP) en sus varias acepciones para el caso colombiano. A partir del trabajo de Cuddington (1986), en el cual se reportó una aparente propensión a sobreconsumir los ingresos transitorios, se desató una oleada de interés por el estudio de la dinámica del consumo en Colombia que, de alguna manera, buscaba encontrar una explicación a la perversidad señalada por Cuddington.

Así, Clavijo (1989) encontró que los resultados de Cuddington eran muy sensibles a las técnicas estadísticas utilizadas para separar los componentes permanente y transitorio del ingreso, y usando técnicas alternativas identificó una aparente igualdad en las propensiones a consumir cada uno de los señalados componentes del ingreso. De otro lado, Clavijo y Fernández (1989) defendieron la validez de la HIP para Colombia siempre y cuando se relacionase el consumo con un indicador del ingreso nacional que incorporase las variaciones en los términos de intercambio². Carrasquilla (1989), por su parte, intentó comprobar empíricamente los desarrollos teóricos de Hall³ a partir de dos ejercicios alternativos. En el primero de ellos este autor realizó algunas pruebas de hipótesis que trataban de determinar la exis-

tencia o no de "excesos de sensibilidad"⁴. Dichas pruebas mostraron que valores rezagados del ingreso contribuyen a explicar la trayectoria del consumo, lo que, a su vez, permitiría rechazar la llamada hipótesis de Hall y contemplar como plausible la del exceso de sensibilidad. En el segundo ejercicio Carrasquilla probó la existencia de cointegración entre consumo e ingreso y de allí dedujo la validez de los postulados de Hall para el caso colombiano contradiciendo los hallazgos de su primer ejercicio. En un trabajo reciente, Carrasquilla y Rincón (1990) intentaron una nueva validación empírica de la HIP mediante la prueba de Haque y Montiel a través de la cual es posible evaluar explícitamente la presencia de restricciones de liquidez. Estos autores encontraron que, bajo el supuesto de horizontes de vida infinitos, el 28% de los hogares colombianos parecían enfrentar restricciones de liquidez, lo cual condujo a la conclusión de que sólo era posible aceptarla con un nivel de confianza del 85%. Por último, López (1992) pudo concluir, a partir de consideraciones meramente teóricas, que la hipótesis de Hall no se cumpliría en el caso colombiano debido a la presencia de imperfecciones en el mercado de capital.

En el presente trabajo se realiza, para el caso colombiano, una comprobación empírica exhaustiva de la HIP tanto en su acepción inicial⁵ como en la reelaboración de Hall. Los métodos de validación de tal hipótesis no difieren grandemente de los utilizados por Cuddington, Clavijo y Carrasquilla en los trabajos reseñados. Sin embargo, aquellos métodos se encuentran hoy más consolidados, lo que permite una mejor interpretación de los resultados que de allí se derivan.

² Estos autores proponen una definición de ingreso nacional como la utilizada en las antiguas cuentas nacionales del Banco de la República.

³ Hall (1978) realizó una reelaboración de la HIP introduciendo un supuesto adicional sobre expectativas racionales y mostró así que el patrón óptimo de consumo de un agente representativo sigue un paseo aleatorio.

⁴ Se conoce como "exceso de sensibilidad" a la influencia del ingreso observado en la determinación de los cambios en el consumo.

⁵ La HIP está asociada con el clásico trabajo de Friedman y con los desarrollos de Modigliani sobre el ciclo de vida y el consumo.

III. LA CONFRONTACION A LA MANERA DE CUDDINGTON DE LA HIP EN COLOMBIA

A. Descomposición del PIB en sus componentes permanente y transitorio

Teniendo en cuenta que las pruebas de raíces unitarias (ver anexo) mostraron que la serie del logaritmo del PIB colombiano para el período 1950-88 es integrada de orden 1, se utilizó, siguiendo a Beveridge y Nelson (1981), una descomposición de éste entre sus componentes permanente y transitorio que considerase la presencia de una tendencia estocástica.

La metodología de Beveridge y Nelson comienza por ajustar a la serie original (Y_t) un modelo de series de tiempo de la forma:

$$(1) \quad \Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum \psi_i \epsilon_{t-i} + \epsilon_t$$

donde k y h son respectivamente los órdenes de los componentes autorregresivo y de promedios móviles. Una vez seleccionado el modelo de series de tiempo que mejor se ajusta a la serie original⁶, el componente permanente se calcula, según la metodología referida, como:

$$(2) \quad Y_t^p = Y_0 + \frac{\mu \cdot t}{1 - \gamma_1 - \dots - \gamma_k} + \frac{1 + \psi_1 + \dots + \psi_n}{1 - \gamma_1 - \dots - \gamma_k} \sum_{i=1}^t \epsilon_i$$

En la ecuación (2) es pertinente señalar la importancia del término:

$$(3) \quad \phi(1) = \frac{1 + \psi_1 + \dots + \psi_k}{1 - \gamma_1 - \dots - \gamma_k}$$

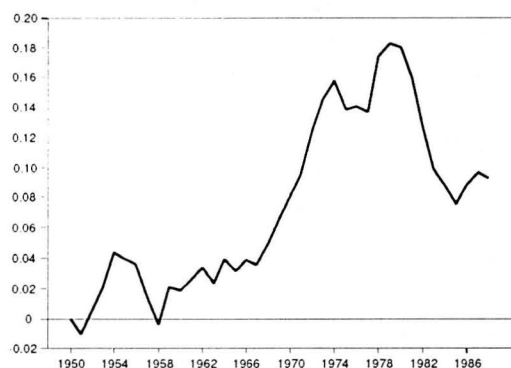
que es una medida del grado de persistencia de las perturbaciones reales y muestra hasta qué punto

⁶ Para ello pueden utilizarse criterios de optimización como el de Schwartz o de "blanqueamiento" de la serie como el de Box-Ljung.

aquellas se incorporan a la tendencia o se manifiestan simplemente en forma transitoria (si $\phi(1)=1$ todas las perturbaciones son permanentes, si, por el contrario, $\phi(1)=0$ todas son transitorias). De otra parte, es preciso anotar que diversos autores, como Cárdenas (1991) y Carrasquilla y Uribe (1991), han mostrado que el mencionado coeficiente de persistencia es bastante sensible a la especificación del modelo de series de tiempo que se selecciona.

Ahora bien, para la serie del logaritmo del PIB colombiano en el período 1950-88 se encontró que el mejor modelo, de acuerdo tanto al criterio de Schwartz como al de Box-Ljung, es un ARIMA(0,1,2)⁷. En el Gráfico 1 se muestra el componente transitorio del PIB colombiano que resulta de la diferencia de la serie original y la serie del PIB permanente calculada con base en la ecuación (2). Según lo muestra el gráfico mencionado, la parte transitoria del producto colombiano ha sido, en el período estudiado, predominantemente positiva, alcanzando sus mayores valores a finales de la década del setenta. De otro lado, el coeficiente de persistencia asociado con el modelo de series de tiempo escogido resultó muy bajo ($\phi(1) = 0.0394$). Lo anterior hace casi equivalente la metodología de descomposición utilizada a la tradicional don-

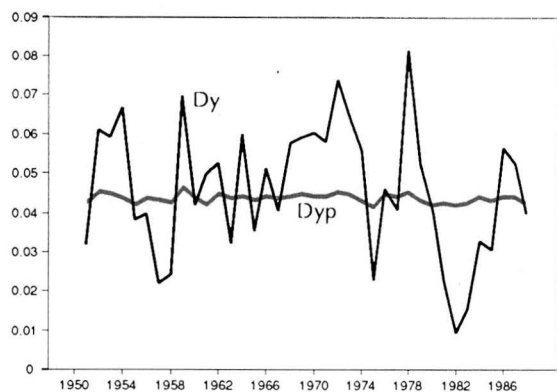
Gráfico 1. COMPONENTE TRANSITORIO DEL PIB COLOMBIANO (1950-1988)



⁷ Este es el mismo modelo utilizado en Cuddington (1986).

de simplemente se considera una tendencia determinística creciendo a una tasa dada (Gráfica 2). En resumen, puede afirmarse que, de acuerdo con el modelo de series de tiempo seleccionado, la porción de las perturbaciones reales que se incorpora a la tendencia es mínima y que, por lo tanto, la descomposición tradicional euivalente a la sugerida por Beveridge y Nelson.

Gráfico 2. TASAS DE CRECIMIENTO PIB PERMANENTE Y OBSERVADO



B. El consumo y los componentes del ingreso

Una vez realizada la separación del producto en sus componentes permanente y transitorio es posible estudiar la relación del consumo con cada uno de tales componentes. Así, se tiene que la elasticidad del consumo al PIB es igual a 1, mientras que la elasticidad a los componentes permanente y transitorio, considerados en forma conjunta, es 0.98 y 1.24, respectivamente.

Los resultados anteriores parecen entonces confirmar los hallazgos de Cuddington, en contravía de la HIP, que muestran claramente una tendencia a sobreconsumir los ingresos transitorios. Sin embargo, debe recordarse que dichos resultados dependen grandemente de la forma particular como se realizó la separación de la serie original en sus componentes permanente y transitorio. En resumen, puede afirmarse que los hallazgos de Cuddington parecen corresponder a una correcta

caracterización de las series colombianas de consumo e ingreso, aunque persisten dudas sobre si su procedimiento, esto es, la comparación de las magnitudes de las elasticidades del consumo frente a los componentes del ingreso, corresponde al método más adecuado para someter a prueba la HIP.

C. La hipótesis de Hall

1. Tasas de interés fijas

Hall (1978) combinó el supuesto primordial contenido en la HIP y una hipótesis adicional de expectativas racionales para demostrar que, en presencia de mercados de capital perfectos y tasas de interés reales constantes, el consumo tiene una trayectoria temporal que sigue un paseo aleatorio⁸. En otras palabras, la maximización intertemporal de utilidad de un individuo que forma sus expectativas racionalmente y cuya única fuente de incertidumbre proviene de sus ingresos laborales trae consigo, como resultado lógico, un patrón óptimo del consumo que puede describirse como un paseo aleatorio. Según lo anterior la trayectoria temporal del consumo debe seguir la siguiente ecuación:

$$(4) \quad C_{t+1} = \delta + C_t + \mu_t$$

$$\mu_t \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad E(\mu_t \mu_{t-1}) = 0$$

La hipótesis de Hall, sintetizada en la ecuación (4), ha sido sometida a numerosas verificaciones empíricas que básicamente han seguido las sugerencias de Flavin (1981) y Campbell (1987). De hecho, el examen empírico de la mencionada hipótesis intenta determinar hasta qué punto los cambios en el consumo están influidos por valores pasados del ingreso o, para ponerlo en términos técnicos, trata de examinar si existen o no "exce-

⁸ Otro supuesto que no siempre se hace explícito pero que es crucial para la deducción de la implicación estocástica del trabajo de Hall establece que todos los individuos poseen una función de utilidad cuadrática con preferencias separables a través del tiempo.

sos de sensibilidad” del consumo con respecto al ingreso. Para ello se utiliza una ecuación como la siguiente :

$$(5) \qquad LnC_{t+1} - LnC_t = \alpha + \beta_1 LnC_t + \beta_2 LnY_t + \mu_{t+1}$$

donde está incorporada tanto la hipótesis de Hall como el valor pasado del ingreso. Por supuesto, la hipótesis nula bajo consideración, esto es, el consumo como paseo aleatorio, requiere $\beta_2=0$.

La anterior especificación ha sido cuestionada, pues implícitamente considera que la serie del ingreso posee una tendencia determinística. Si, contrariamente, se supone que la misma es generada de acuerdo con un modelo de series de tiempo como el descrito en la ecuación (1) y se supone además que los individuos tienen expectativas racionales, y conocen, por lo tanto, el verdadero proceso generador de la serie y, consecuentemente, lo usan para predecir sus ingresos futuros y su ingreso permanente, es factible afirmar que el único efecto del ingreso sobre el consumo viene dado por el componente inesperado. Lo anterior es claro si se tiene en cuenta que la parte predecible del ingreso ya había sido incorporada en el valor pasado del consumo, y que las perturbaciones inesperadas se utilizan para reestimar el ingreso permanente. En resumen, cuando se supone que el ingreso tiene una tendencia estocástica la hipótesis de Hall implica que el componente predecible del mismo no afecta el consumo, pero el componente inesperado si puede hacerlo. Lo anterior puede verificarse a partir de la siguiente ecuación:

$$(6) \qquad LnC_{t+1} - LnC_t = \alpha + \beta_1 LnC_t + \beta_2 LnPY_{t+1} + \beta_3 LnRY_{t+1} + \mu_{t+1}$$

donde PY_{t+1} es el componente predecible del ingreso y RY_{t+1} el componente sorpresivo o inesperado⁹. La hipótesis de Hall requiere nuevamente $\beta_2=0$.

9. Para calcular ambos componentes se utilizó el modelo de mejores características de acuerdo con el análisis de un apartado anterior, esto es, un ARIMA(0,1,2).

Los resultados de las estimaciones de las ecuaciones (5) y (6) para el período 1950-88 se muestran en el Cuadro 1. Los resultados para (5) muestran que la hipótesis de Hall puede rechazarse con un nivel de confianza del 90%, lo que constituye una evidencia en favor de la existencia de “excesos de sensibilidad” en las interrelaciones de consumo e ingreso para el caso colombiano. De otro lado, una vez estimados los componentes esperados y no esperados del ingreso es posible estimar la ecuación (6). Los resultados del Cuadro 1 señalan la existencia de cierta sensibilidad del consumo al componente predecible del ingreso, lo que, a su vez, representa una evidencia contraria a la hipótesis de Hall. Estos resultados no son extraños en la literatura. En efecto, Flavin (1981) fue la primera en llamar la atención sobre la falta de validez empírica de los hallazgos de Hall para el caso específico de Estados Unidos; posteriormente Campbell (1987), usando una metodología alternativa en la cual se tiene en cuenta la cointegración entre consumo e ingreso, alcanzó una conclusión similar. Asimismo, Carrasquilla (1989) también detectó la presencia de “excesos de sensibilidad” para el caso colombiano, y Raut y Virmani (1989) llegaron a un resultado similar para una serie que contenía datos de 23 países en desarrollo. En resumen, la hipótesis teórica de Hall no parece sustentada por los datos colombianos para el período 1950-88. Las posibles razones para un resultado como el anterior serán examinadas adelante.

Cuadro 1. DETERMINANTES DE LA TASA DE CRECIMIENTO DEL CONSUMO CON TASAS DE INTERES FIJAS (1950-88)

	Ecuación 5	Ecuación 6
Constante	-0.01 (-0.12)	-0.02 (-0.17)
Consumo pasado, LnC_t	-0.37 (-1.81)**	-0.56 (-5.37)
Ingreso pasado, LnY_t	0.36 (1.77)**	
Ingreso predecible, PY_{t+1}		0.54 (5.15)
Ingreso inesperado, RY_{t+1}		0.98 (6.66)

* Significativo con un nivel de confianza de 95%.

** Significativo con un nivel de confianza de 90%. Estadísticos t entre paréntesis.

2. Tasas de interés variables

En su primera formulación la teoría del consumo de Hall supone que la única fuente de incertidumbre que enfrenta un consumidor representativo es la trayectoria temporal del ingreso. Sin embargo, es posible, bajo un esquema idéntico al de Hall, introducir otro elemento de incertidumbre. En efecto, en el presente trabajo se intentó una verificación empírica de una extensión de los desarrollos de Hall en la cual, además del ingreso, se introduce la tasa de interés real como fuente adicional de aleatoriedad¹⁰.

Ahora bien, con tasas de interés variables la ecuación (5) puede reescribirse como:

$$(7) \quad \ln C_{t+1} - \ln C_t = \alpha + \beta_1 r_t + \beta_2 \ln C_t + \beta_3 \ln Y_t + \mu_{t+1}$$

donde r_t es la tasa de interés real. De manera análoga, al introducir variaciones en la tasa de interés, la ecuación (6) se transforma en:

$$(8) \quad \ln C_{t+1} - \ln C_t = \alpha + \beta_1 r_t + \beta_2 \ln C_t + \beta_3 \ln PY_{t+1} + \beta_4 \ln RY_{t+1} + \mu_{t+1}$$

En el Cuadro 2 se ilustran los resultados de la estimación de las ecuaciones (7) y (8). Allí se aprecia que, de acuerdo con (7), no puede rechazarse la hipótesis de Hall; sin embargo, el nivel de significancia obtenido, ligeramente superior a 10%, parece indicar más bien la existencia de cierta ambigüedad en los resultados. La ecuación (8), por su parte, señala la presencia de alguna sensibilidad del consumo a la porción predecible del ingreso. En general, los resultados de la estimación de las ecuaciones (5) y (6) no difieren mucho de los correspondientes para las ecuaciones (7) y

Cuadro 2. DETERMINANTES DE LA TASA DE CRECIMIENTO DEL CONSUMO CON TASAS DE INTERÉS VARIABLES (1950-88)

	Ecuación 7	Ecuación 8
Constante	-0.09 (-0.70)	-0.06 (0.53)
Consumo pasado, $\ln C_t$	-32. (-1.53)	-0.59 (-5.49)*
Ingreso pasado, $\ln Y_t$	0.32 (1.55)	
Tasa de interés real, r_t	-0.00177 (-1.32)	-0.00119 (-1.11)
Ingreso Predecible, PY_{t+1}		0.57 (5.28)*
Ingreso inesperado, RY_{t+1}		1.09 (6.26)*

* Significativo con un nivel de confianza del 95%.

** Significativo con un nivel de confianza del 90%.

Estadísticos t entre paréntesis.

(8), y ambos parecen rechazar la hipótesis de Hall para el caso colombiano.

El rechazo de la hipótesis de Hall ha sido corrientemente identificado en la literatura con la presencia de restricciones de liquidez ocasionadas, a su vez, por imperfecciones del mercado de capital¹¹. Así las cosas, los resultados de los Cuadros 1 y 2 parecen sugerir la relevancia de las restricciones de liquidez en la determinación del patrón de consumo en Colombia. De hecho, la existencia de "excesos de sensibilidad" puede dar pie para afirmar que, en Colombia, un consumidor representativo podría verse obligado a alejarse de la trayectoria óptima de consumo pues las imperfecciones de los mercados de capitales parecen poner trabas a las transferencias interesapaciales e intertemporales de los flujos financieros.

Ahora bien, la existencia de "excesos de sensibilidad" no constituye una prueba directa de la presencia de restricciones de liquidez y, por lo tanto, la identificación de ambos fenómenos puede ser una ligereza. Así, trabajos recientes han ilustrado como los "excesos de sensibilidad" del consumo al ingreso pueden originarse en comportamientos

¹⁰ Una diferenciación como la anterior se justifica a la luz de los resultados de Raut y Virmani (1989) quienes encontraron que mientras la hipótesis de Hall con tasas de interés fijas no parece cumplirse para una serie de países en desarrollo, una reelaboración de la misma con tasas de interés variables sí parece sustentada por los datos estudiados.

¹¹ Jappelli y Pagano (1989) reunieron importante evidencia que permite concluir que la falta de sustento empírico de la hipótesis de Hall está íntimamente relacionada con problemas en el mercado de capital.

cuasi-rationales¹² de los agentes económicos y no en supuestas restricciones de liquidez. En este sentido, Cochrane (1990) mostró que un agente que consume en cada período una proporción fija de su ingreso, esto es, que opera con una función de consumo keynesiana y se aleja por tanto de la trayectoria óptima que resulta de la maximización intertemporal de la utilidad, incurre en una pérdida de bienestar que puede cuantificarse en US\$0.30 dólares mensuales. Los resultados de Cochrane sugieren entonces que el rechazo de la hipótesis de Hall puede obedecer no a restricciones de liquidez sino a conductas deliberadas de los agentes que se apartan de las trayectorias óptimas pues el costo de hacerlo es mínimo.

D. Implicaciones de la cointegración con respecto a la HIP

Las relaciones entre consumo e ingreso fueron el escenario privilegiado en el cual se examinó la relevancia práctica de la teoría de la cointegración. Este hecho permitió reunir un gran volumen de evidencia empírica sobre la interrelación de tales variables. Aquellas evidencias permiten hoy en día asegurar, casi con absoluta certeza, la existencia de cointegración entre consumo e ingreso al interior de una economía dada.

Ahora bien, las implicaciones que tiene la existencia de cointegración sobre la HIP han sido fuente de polémica. De un lado, Granger y Engle (1985) afirmaron que la existencia de cointegración entre consumo e ingreso constituye una evidencia suficiente para rechazar la HIP en su acepción de Hall. De otro lado, Campbell (1987) señaló la aparente incongruencia del argumento de Granger y Engle al demostrar que los postulados de Hall son compatibles con la cointegración entre consumo e ingreso. En efecto, Campbell diseñó una forma de validación empírica de la HIP, basada en

¹² Los comportamientos cuasi-rationales aparecen cuando los individuos se alejan de la trayectoria óptima que resultaría de la maximización de su utilidad pues las pérdidas de bienestar que implica tal comportamiento son infinitesimales.

el comportamiento del ahorro, para cuya especificación es necesaria la existencia de cointegración entre las mencionadas variables. Para el caso colombiano Carrasquilla (1989) creyó ver en la cointegración entre consumo e ingreso una prueba suficiente para la validez de la hipótesis de Hall. Su argumento está aparentemente sustentado en una interpretación laxa de los resultados de Campbell, pues éste había demostrado que la hipótesis de Hall no era incompatible con la cointegración pero nunca demostró que esta última implicaba la validez de los resultados de Hall. En general, puede afirmarse que en el estado actual del debate la presencia de cointegración no puede señalarse como una evidencia suficiente para aceptar o rechazar la hipótesis de Hall; por lo tanto, las pruebas de cointegración no son en ningún momento un sustituto de las pruebas directas presentadas en los apartados anteriores.

IV. LA DINAMICA DEL CONSUMO

A. La cointegración entre consumo e ingreso en Colombia

Al igual que en trabajos precedentes como los de Chica y Ramírez (1990) y Carrasquilla (1989) en el presente trabajo se encontró alguna evidencia sobre la cointegración entre consumo e ingreso para el caso colombiano (en el anexo se explica la teoría de la cointegración). Lo anterior es claro al observar el Cuadro 3, donde se ilustran los resulta-

Cuadro 3. PRUEBAS DE COINTEGRACION PARA EL PIB Y EL CONSUMO 1950-88

	Prueba 1 ADF	Prueba 2 ADF
Resíduo	-3,11	-3,94
Valores críticos:		
5%	-3,51	-4,05
10%	-3,16	-3,69

Nota: Prueba 1: sin constante ni tendencia determinística. Prueba 2: con constante y tendencia determinística. Los valores están dados en logaritmos.

dos de las pruebas de Dickey y Fuller para cointegración. Así, el consumo y el ingreso en Colombia parecen guardar una relación de largo plazo de la que no se apartan sistemáticamente.

1. La respuesta dinámica del consumo

Los modelos de vectores autorregresivos (VAR) son una de las herramientas más utilizadas para estudiar las respuestas dinámicas de un grupo de variables ante una perturbación puntual en alguna de ellas. Sin embargo, cuando existe una restricción de largo plazo entre dos o más de estas variables analizadas, el procedimiento de vectores autorregresivos no es el más apropiado. Para ello es más conveniente utilizar un modelo de vectores autorregresivos con corrección de errores (VEC) que, además de guardar todas las propiedades del VAR, incorpora la restricción de largo plazo¹³; en nuestro caso tal restricción es la impuesta por la cointegración entre el consumo y el ingreso.

En el presente trabajo se estimaron varios modelos VEC mediante los cuales se intentó estudiar la influencia de algunas variables macroeconómicas en la dinámica del consumo y, más particularmente, en la convergencia de éste hacia su relación de largo plazo con el ingreso. Dichos modelos consisten en una restricción de largo plazo, representada por la ecuación de cointegración entre consumo e ingreso, complementada, a su vez, por un esquema VAR que incorpora el residuo de la regresión cointegrante rezagado un período y dos rezagos de la forma estacionaria de las variables analizadas¹⁴.

a. Consumo, ingreso y tasa de interés

Un primer modelo examinó la dinámica conjunta del consumo, del ingreso y de la tasa de interés. En

¹³ Un modelo VEC también puede ser entendido como la generalización multivariada del procedimiento de cointegración y corrección de errores de Granger y Engle.

¹⁴ Lo anterior se basa en las pruebas de estacionaridad presentadas en el anexo.

particular se estudió la respuesta del sistema a un *shock* positivo en el consumo de aproximadamente 10%. Los resultados se muestran en los Gráficos 3, 4 y 5. Allí se observa como los efectos del *shock* sobre el ingreso y el consumo son permanentes y negativos, mientras que los efectos sobre la tasa de interés real son meramente transitorios. Estos resultados son consistentes con las propiedades de las series presentadas en el anexo y con la cointegración entre consumo e ingreso. Así mismo, el efecto permanente negativo puede reflejar una sustitución de consumo futuro por consumo presente o una caída temporal de la tasa de acumulación de capital.

Gráfico 3. RESPUESTA DEL PRODUCTO A UN SHOCK DE CONSUMO EN T=10

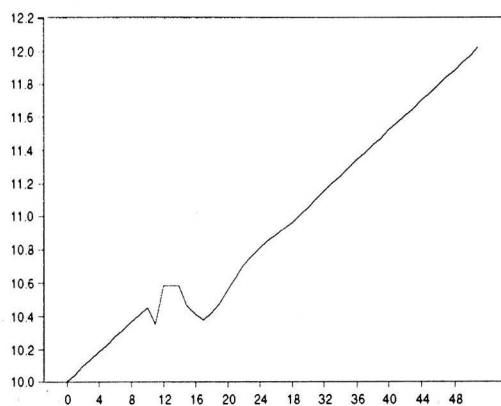


Gráfico 4. RESPUESTA DEL CONSUMO A UN "SHOCK" DE CONSUMO EN T=10

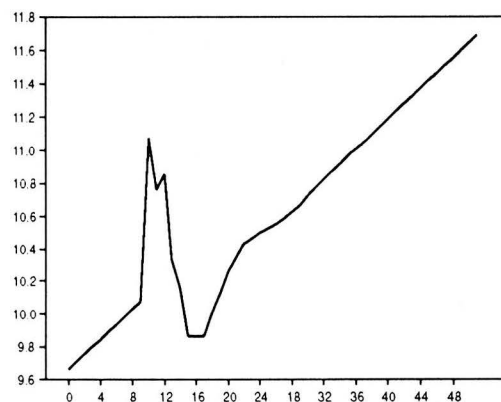
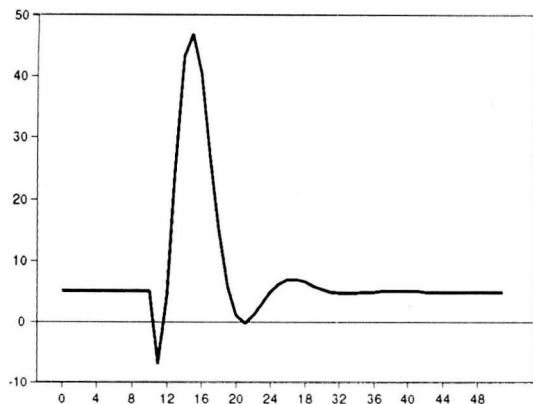


Gráfico 5. RESPUESTA DEL TIPO DE INTERES A UN "SHOCK" DE CONSUMO EN T=10



De otro lado, Carrasquilla (1989) había postulado un efecto permanente positivo sobre el ingreso y el consumo de una perturbación real positiva en esta última variable. Este resultado, que parece describir un mundo ultrakeynesiano regulado por un modelo "multiplicador-acelerador", va en contravía del presentado en este trabajo. Ahora bien, buscando comprender los mecanismos que pueden dar origen a las trayectorias mostradas en los Gráficos 3, 4 y 5 se utilizó un pequeño modelo estructural de la economía colombiana. Dicho ejercicio mostró que una variante clásica del modelo, es decir, restringida por el lado de la oferta, pero con una función consumo keynesiana, logra reproducir bastante bien los efectos de un *shock* positivo en el consumo presentados arriba. Así, puede afirmarse que los resultados del modelo VEC son compatibles con los de una economía clásica cuyos consumidores enfrentan restricciones de liquidez. Es importante señalar, de otro lado, que lo anterior es perfectamente compatible con los resultados presentados en la primera parte de este trabajo.

b. Consumo, ingreso y tasa de cambio real

Un segundo modelo VEC estudió la relación dinámica entre el consumo, el ingreso y el componente cíclico de la tasa de cambio real (CTCR)¹⁵. Los gráficos 6 y 7 muestran los efectos de un *shock* en el CTCR sobre las tasas de crecimiento del consu-

mo, del PIB y sobre la propia TCR. En ellos se percibe que una devaluación real (transitoria) tiene primero un efecto expansivo que luego se revierte dando posteriormente origen a una etapa recesiva¹⁶. Así mismo, la devaluación real considerada aquí, es decir, el *shock* positivo en el CTCR, no genera efectos permanentes sobre la TCR, resultado compatible con la ya revelada ausencia de raíces unitarias en dicha variable.

Gráfico 6. RESPUESTAS DE LAS TASAS DE CRECIMIENTO DEL PIB Y CONSUMO A UN "SHOCK" EN CTCR EN T=4

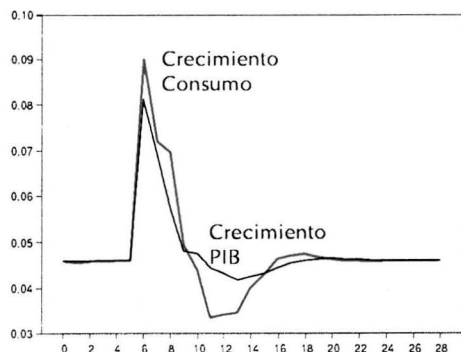
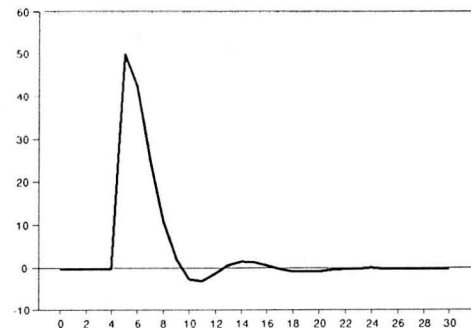


Gráfico 7. RESPUESTA DEL CTCR A UN "SHOCK" EN CTCR EN T=4



¹⁵ El CTCR se define como la serie de las fluctuaciones respecto de una tendencia escalonada, es decir, como los residuos de una regresión de la tasa de cambio real (TCR) contra una tendencia en escalones. Este procedimiento considera implícitamente que la serie de la TCR posee sólo una tendencia determinística (que la serie es *trend-stationary*), consideración compatible con la literatura internacional (Whitt 1992) y con las pruebas de raíces unitarias presentadas en el anexo.

¹⁶ Un efecto permanente sobre los niveles del consumo y del producto, de existir, no resultó perceptible.

c. Consumo, ingreso y variables cafeteras

La posible influencia de algunas variables cafeteras (precios reales externo e interno) sobre la dinámica del consumo se estudió también con un modelo VEC, encontrándose que estas variables no parecen afectar significativamente la trayectoria del consumo. Lo anterior puede ser explicado teniendo en cuenta que la influencia de las variables cafeteras puede transmitirse a través de otras variables, entre las cuales se podrían mencionar el producto global, la tasa de cambio real, la reserva de divisas o la cantidad de dinero. Quizá sólo sea posible, entonces, capturar de manera explícita el impacto de variables cafeteras sobre el consumo agregado en el marco de un modelo que incorpore un mayor número de variables y ecuaciones y, por tanto, capaz de una descripción mas fina del conjunto de relaciones y procesos que subyacen en la determinación del consumo.

V. CONCLUSIONES

Resumiendo, las conclusiones más importantes de este trabajo señalan que la elasticidad del consumo al componente transitorio del producto parece mayor que la correspondiente al componente permanente. Este resultado confirmaría el hallazgo de Cuddington (1986) sobre la tendencia en Colombia a subreconsumir los ingresos del primer tipo. Sin embargo, aún persisten dudas sobre la forma específica como este autor realizó la descomposición del PIB, lo que, a su vez, cuestionaría la validez del procedimiento como forma de verificación de la HIP. Al mismo tiempo, las series de tiempo de consumo e ingreso para Colombia, en el período 1950-88, parecen mostrar la existencia de lo que se conoce técnicamente como "excesos de sensibilidad". Este hecho podría asociarse, o bien con la presencia de restricciones de liquidez,

e imperfecciones en el mercado de capitales o con la existencia de conductas "cuasi-racionales" por parte de los consumidores.

Al igual que en otros países del mundo, la evidencia empírica sugiere que en Colombia las series de consumo e ingreso están cointegradas. Este resultado, sin embargo, que no debe interpretarse como una evidencia en favor ni en contra de la HIP en cualquiera de sus acepciones como parecen sugerirlo otros autores. En la última parte del artículo se muestra, a través de un ejercicio con vectores autorregresivos que una perturbación aleatoria positiva en el consumo ocasiona efectos permanentes y negativos sobre el ingreso y sobre el mismo consumo; los efectos sobre la tasa de interés, en cambio, son transitorios, ya que después de la perturbación inicial esta variable vuelve a la tendencia anterior. Estos dos resultados parecen apuntar a que los *shocks* positivo en el consumo ocasionan una depresión temporal de la trayectoria de acumulación de capital y una sustitución de consumo futuro por presente que hacen que la sendas de expansión de consumo e ingreso se ubiquen finalmente por debajo de las sendas originales.

Con respecto a las perturbaciones producidas por otras variables, los resultados de estos ejercicios no son tan concluyentes. Un *shock* (aleatorio) positivo en el componente cíclico de la tasa de cambio real no produce efectos permanentes significativos sobre los niveles del consumo o del producto ni, por ende, sobre sus tasas de crecimiento. Los efectos encontrados fueron sólo de carácter transitorio. Así mismo, dos variables específicamente cafeteras, como son los precios reales externo e interno del café, tampoco parecen tener un impacto directo (adicional al del propio ingreso o al de la tasa de interés) en la convergencia del consumo hacia su nivel de largo plazo.

RAICES UNITARIAS Y COINTEGRACION

La existencia o no de raíces unitarias es una característica primordial a descubrir en el análisis de series de tiempo pues permite precisar si la no estacionariedad de una serie dada está asociada con un proceso de carácter determinístico o si, por el contrario, responde a un proceso estocástico. Así, si una determinada serie (no estacionaria) posee una raíz unitaria todos los cambios en la misma serán de naturaleza permanente y su tendencia será un proceso estocástico; si, contrariamente, la serie no presenta una raíz unitaria los cambios tendrán efectos transitorios y su tendencia, de existir, será de carácter determinístico.

Definición de raíz unitaria

Sea Y_t una serie generada por un proceso ARMA(p,q):

$$(A-1) \quad (1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p) Y_t = (1 - \psi_1 L - \psi_2 L^2 - \dots - \psi_q L^q) \mu_t$$

$$\mu_t \sim N(0, s^2) \quad E(\mu_t, \mu_{t-1}) = 0$$

si el polinomio autorregresivo presenta una o más raíces sobre el círculo unitario se dice, en consecuencia, que Y_t tiene una o más raíces unitarias.

Pruebas de raíces unitarias

Las pruebas más corrientemente utilizadas para verificar la presencia de raíces unitarias son las pruebas de Dickey y Fuller. La prueba simple de Dickey y Fuller (DF) utiliza la siguiente especificación:

$$(A-2) \quad \Delta Y_t = \alpha + \theta \cdot t + \phi Y_{t-1} + \epsilon_t$$

La prueba ampliada de Dickey y Fuller (ADF) incorpora varios rezagos de la variable independiente buscando corregir posibles problemas de autocorrelación de los residuos. La especificación

de esta prueba es la siguiente:

$$(A-3) \quad \Delta Y_t = \alpha + \theta \cdot t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

En ambas pruebas la hipótesis nula, esto es, la existencia de una raíz unitaria viene dada por $\phi=0$. De otro lado, Campbell y Perron (1991) han mostrado que los resultados de la prueba de Dickey y Fuller son bastante sensibles a la inclusión de la constante y de la tendencia determinística en la especificación de la prueba.

Las pruebas de Dickey y Fuller enfrentan una dificultad especial en el proceso de validación de la hipótesis nula pues la distribución del estadístico t , que es el estadístico corrientemente utilizado en una prueba de hipótesis como ésta, presenta una discontinuidad cuando $\phi=0$. En efecto, cuando la serie posee una raíz unitaria $t(\phi)$ se comporta de acuerdo con una distribución no estándar que depende de la presencia o no de una constante y una tendencia determinística en la especificación de la prueba. Para obviar la dificultad señalada Dickey y Fuller construyeron, utilizando técnicas de Montecarlo, algunas tablas que permiten conocer los valores críticos de $t(\phi)$ para las varias especificaciones posibles de la prueba.

En el Cuadro 1 se presentan las pruebas de Dickey y Fuller para el logaritmo del PIB, el logaritmo del consumo privado, la tasa de interés real y el componente cíclico de la tasa de cambio. Para las dos primeras series los resultados de las pruebas no permiten rechazar la hipótesis nula; por lo tanto, puede afirmarse que ambas series parecen tener al menos una raíz unitaria. Contrariamente para la tasa de interés real y para el CTCR si es posible rechazar la hipótesis nula lo que hace pensar que dichas series carecen de raíces unitarias. De otro lado, si se repiten las pruebas de Dickey y Fuller para las diferencias de los logaritmos del PIB y del

consumo se encuentra que en este caso si es posible rechazar la hipótesis nula. Lo anterior conduce a caracterizar los logaritmos del PIB y del consumo como procesos integrados de orden 1 y la tasa de interés real y el CTCR como procesos estacionarios.

Cointegración

Antes de estudiar con exactitud el concepto de cointegración es necesario aclarar lo que se entiende por orden de integración. A un nivel preliminar puede decirse que el orden de integración de una serie dada no es otra cosa que el número de veces que debe diferenciarse la serie para producir otra estacionaria. Una definición mas formal diría que una serie Y_t es integrada de orden d ($Y_t \sim I(d)$) si puede representarse, después de diferenciarse d veces, como un proceso estacionario ARMA (p,q) .

Granger (1981) demostró que, en general, la combinación lineal de dos o mas series, cada una de un orden diferente, produce una serie cuyo orden de integración es el mayor de las series consideradas. Sin embargo, esta regla tiene una excepción notable: en algunos casos los componentes de baja frecuencia (los tendenciales) de ciertas series se contrarrestan unos con otros de manera que alguna combinación lineal de las

mismas resulta estacionaria. En este caso se dice que existe cointegración.

Formalmente la cointegración puede definirse así: los componentes de un vector X serán cointegrados de orden d,b ($X \sim (d,b)$) si:

1. Todos los componentes de X son $I(d)$.
2. Existe un vector α no nulo (llamado de cointegración) tal que: $Z = \alpha' \cdot X \sim (d-b); b > 0$.

La cointegración, en un nivel intuitivo, significa que las variables cointegradas no se apartan sistemáticamente unas de otras y que, al menos en el largo plazo, parecen guardar una relación estable.

Pruebas de cointegración

Las pruebas de cointegración mas comúnmente utilizadas son las de Dickey y Fuller. La especificación de las mismas es idéntica a la presentada en el apartado anterior; simplemente en este caso la serie analizada corresponde a los residuos de una regresión de mínimos cuadrados ordinarios entre las variables para las cuales se está probando la cointegración. La hipótesis nula de no cointegración esta dada por $\phi = 0$ (ver ecuaciones A-2 y A-3), y la evaluación se realiza con base en ciertos valores críticos del estadístico t calculados también por Dickey y Fuller.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Beveridge, S. y C. Nelson, (1981), "A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, No.7.
- Campbell, J., (1987), "Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis", *Econometrica*, No.55.
- Campbell, J. y P. Perron, (1991), "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Units Roots", *NBER Macroeconomics Conference Papers Annual Book*, Cambridge, Ma.
- Cárdenas, M., (1991), *Coffee Exports, Endogenous State Policy and the Business Cycle*, Ph. D. Dissertation (no publicada), Universidad, de California, Berkeley.
- Carrasquilla, A., (1989), "La asignación intertemporal del consumo en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, No.16, diciembre.
- Carrasquilla, A. y H. Rincón (1990), "Relaciones entre déficit público y ahorro privado: aproximaciones al caso colombiano", *Ensayos sobre Política Económica*, No.18, diciembre.
- Carrasquilla, A. y J. D. Uribe, (1991), "Sobre la persistencia de las fluctuaciones reales en Colombia", *Desarrollo y Sociedad*, No. 27, marzo.
- Clavijo, S., (1989), "Ingreso permanente y transitorio: ¿que tanto ahorran (o consumen) los colombianos?", *Coyuntura Económica*, Vol.19, No.3, octubre.
- Clavijo, S. y J. Fernández, (1989), "Consumo privado e ingreso permanente: nueva evidencia para Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, No.16, diciembre.
- Cochrane, J., (1990), "The Sensitivity of Tests of the Intertemporal Allocation of Consumption to Near-Rational Alternatives", *American Economic Review*, Vol.79, No.3.
- Cuddington, J., (1986), "Bonanzas de productos básicos, estabilización macroeconómica y reforma comercial en Colombia" *Ensayos sobre Política Económica*, No.10, diciembre.
- Chica, R. y M. Ramírez, (1990), "La metodología de cointegración: presentación y algunas aplicaciones", *Desarrollo y Sociedad*, No.25, marzo.
- Flavin, M., (1981), "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income", *Journal of Political Economy*, No.89.
- Granger, C.W.J., (1981), "Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, Vol.16.
- Granger, C.W.J. y R.F. Engle, (1985), "Cointegration and Error Correction; Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55.
- Hall, R., (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, No.86.
- Jappelli, T. y M. Pagano, (1989), "Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison", *American Economic Review*, Vol.79, No.5, diciembre.
- López, A., (1992), "La teoría del ingreso permanente en un mercado de capitales imperfecto: el caso colombiano", *mimeo*.
- Raut, L. y A. Virmani, (1989), "Determinants of Consumption and Savings Behavior in Developing Countries", *The World Bank Economic Review*, Vol.3, No.3, septiembre.
- Whitt, J., (1992), "The Long Run Behavior of the Real Exchange Rate", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.24, No.1, febrero.