

INGRESO Y CONSUMO PERMANENTE Y SU RELACION, EN CUATRO CIUDADES COLOMBIANAS*

PHILIP MUSGROVE**

ABSTRACT

This investigation examines two important aspects of permanent income and consumption: the relation of consumption to income, when the transitory components are excluded, and the relative importance of the transitory components. The results are fairly uniform across the four Colombian cities studied. First, permanent consumption is a declining share of permanent income across the observed income range. Second, most of the variation of both income and consumption is permanent, even if it cannot all be explained by the observable determinants used here. Transitory variation is relatively small, and relatively constant across income levels. Taken together, these findings underscore the importance of low real income levels, relative to subsistence needs, in determining consumption behavior. At low incomes very little can be saved, and the horizon is necessarily short; as income rises beyond subsistence the savings rate may converge toward a constant higher level, and the horizon may expand. The capital market conditions of a poor country such as Colombia reinforce the effect of low incomes in shortening the horizon and making consumption respond quickly to changes in income.

INTRODUCCIÓN

Se puede considerar que la hipótesis de ingreso permanente de Friedman consta de dos partes. La primera, que se refiere a su definición, es la separación tanto del ingreso como del consumo en componentes permanentes y transitorios que no son observables, los cuales no están correlacionados entre sí para cada variable en forma separada, mientras que los componentes transitorios tampoco están correlacionados entre ingreso y consumo. La segunda parte, que se refiere a la estructura, es la afirmación de que el consumo permanente es una función exacta del ingreso permanente, de tal manera que la propensión a consumir es independiente del nivel de ingreso permanente, aunque puede depender de otras variables. En este trabajo se investiga esta segunda afirmación, utilizando encuestas en hogares de cuatro ciudades colombianas, y se la rechaza: resultados que indican que la propensión permanente a consumir *decrece* significativamente al

* Estoy muy agradecido a Mary Ann Schade por la preparación computacional de la información; a Laurent Ross por la programación de los cálculos computacionales, y a Carmen U. Chiswick por la sugerencia que ayudó a simplificarlos. Robert Ferber, Alfredo Pastor, Constantino Lluch y dos árbitros anónimos comentaron extensivamente las versiones anteriores. Ni ellos ni nadie comparten la responsabilidad por cualquier error.

** Asesor en Economía de la Salud, Organización Panamericana de la Salud.

augmentar el ingreso. La estimación de esta propensión permite luego dividir la varianza total del ingreso en sus componentes permanentes y transitorios, permitiendo la misma división en la varianza total del consumo.

La variación puramente transitoria es extremadamente pequeña, lo que implica que la gran mayoría de la variación observada en el ingreso y el consumo debe ser considerada como permanente. Puesto que la información utilizada cubre un período de referencia de solamente tres meses, estos resultados, a su vez, indican que el horizonte es bastante pequeño para los hogares colombianos, lo que probablemente es el resultado de sus ingresos reales bajos y de los obstáculos que pone el medio económico para el ahorro y planificación de largo plazo.

I. EL MODELO DE INGRESO PERMANENTE

La primera parte de la hipótesis puede ser expresada mediante las relaciones:

$$\begin{aligned} (1) \quad & Y = Y^* + Y^{**} \\ & C = C^* + C^{**} \\ (2) \quad & E(C^{**}) = E(Y^{**}) = 0 \\ (3) \quad & E(C^* C^{**}) = E(Y^* Y^{**}) = 0 \\ (4) \quad & E(C^{**} Y^{**}) = 0 \end{aligned}$$

donde Y es el ingreso observado y C el consumo observado, siendo $*$ los componentes permanentes y $**$ los componentes transitorios. La segunda parte de la hipótesis establece que

$$(5) \quad C^* = H\Theta + \mu Y^*$$

donde H es una matriz de r variables observables, Θ es un vector de $r \times 1$, y μ es la propensión marginal a consumir ingreso permanente, y es independiente de Y^* . Las variables de H permiten variaciones en C^* entre hogares con el mismo Y^* y, por lo tanto, variaciones en la propensión promedio a consumir. La PMC, Propensión Marginal a Consumir, se considera igual para todos los hogares debido a la dificultad para estimar el modelo si μ fuese también función de H . Si se toman C^* e Y^* para denotar los logaritmos del ingreso y el consumo permanentes, entonces $H\Theta$ tiene un efecto multiplicativo sobre C^* y corresponde al parámetro k de Friedman, el que puede variar entre los hogares, pero es independiente de Y^* , mientras que μ es una elasticidad, la que Friedman consideraba como unitaria.

Las ecuaciones (3), (4) y (5) implican que:

$$(6) \quad E(C^* Y^{**}) = E(C^{**} Y^*) = 0$$

o ninguno de los componentes transitorios está correlacionado con alguno de los componentes permanentes, siempre que $E(HY^{**}) = 0$, o las variables de H no están relacionadas con el ingreso transitorio. Esto se desprende de $E(C^* Y^{**}) = \Theta E(HY^{**}) + \mu E(Y^* Y^{**})$, siendo el segundo término igual a cero debido al supuesto de (3). Por lo tanto, $E(HY^{**}) = 0$ es suficiente para asegurar cero-correlación entre el ingreso transitorio y el consumo permanente. Esto, obviamente, restringe las variables que pueden suponerse que determinan C^* .

Tal como en la formulación original de Friedman, el ingreso permanente es definido como la parte del ingreso que determina el consumo, y el consumo permanente se define

como la parte del consumo que está relacionada con el ingreso. Los componentes transitorios no se identifican *ex ante* con ninguna fuente o tipo particular de ingreso o consumo, sino que son definidos por los supuestos de cero-correlación. La distinción entre los dos componentes del ingreso depende, entonces, de su relación con el consumo y *no* de su estabilidad a través del tiempo. Incluso un flujo de ingreso extremadamente variable debería ser considerado como permanente si el consumo se ajusta rápidamente a él. Esta interpretación implica que la magnitud del “horizonte” del consumidor es una apreciación empírica: el ingreso permanente puede ser reestimado por el consumidor a intervalos frecuentes o puede estar definido para toda la vida. También implica que es inútil preguntarse si el ingreso transitorio afecta al consumo: la interrogante empírica relevante es, entonces, cuán importante es una variación transitoria en la variación total del ingreso, o cuánta variación existe en el ingreso que no afecte el consumo. La importancia relativa del ingreso transitorio será mayor mientras más corto sea el período de referencia, ya que el consumo presumiblemente se ajusta más completamente a las fluctuaciones anuales del ingreso que a las variaciones mensuales o semanales. Esto implica que el horizonte es comparable con el período de referencia, si en este período (casi) toda la variación del ingreso es permanente, y excede al período de referencia si existe mucha variación transitoria.

Para poder estimar el modelo de las ecuaciones del (1) al (6), es necesario suponer que Y^* está determinado por algún grupo X de m variables observables,

$$(7) \quad Y^* = X\phi + \epsilon$$

donde ϕ es un vector de $m \times 1$ y ϵ es el error de estimación que representa las contribuciones a Y^* de todas las influencias que no se encuentran incluidas en X , o la parte no explicada del ingreso permanente. (El suponer que $Y^* = X\phi$, sin error, sería una violación al supuesto de que el ingreso permanente no es observado). Se presume que el error ϵ no está correlacionado con los componentes transitorios y tiene media igual a cero:

$$(8) \quad E(\epsilon) = 0$$

$$(9) \quad E(\epsilon C^{**}) = E(\epsilon Y^{**}) = 0$$

Debo destacar dos aspectos de la determinación de Y^* . El primero es que X puede incluir cualquier variable que se crea determinante del ingreso permanente, siempre y cuando éstas sean observables: ingresos recibidos en el pasado, ingresos futuros previstos, indicadores de capital humano o no-humano, etc. En particular, X puede incluir las variables H que se presume afectan la propensión a consumir. Esto es, las variables incluidas en H pueden tener tanto un efecto directo sobre el consumo como uno indirecto mediante su contribución al ingreso permanente. El incluir H en X garantiza que $E(HY^{**}) = 0$ para que se cumpla la condición (6), puesto que $E(Y^*Y^{**})$ se puede escribir como $\phi E(XY^{**}) + E(\epsilon Y^{**})$. Por (3) la suma es igual a cero y por (9), también el segundo término se iguala a cero; por lo tanto, toda variable de X debe ser no correlacionada con Y^{**} . X debe incluir también $m-r$ variables Z , las cuales se puede presumir que determinan el ingreso permanente pero no tienen un efecto adicional directo sobre el consumo.

El segundo punto es que el “error” ϵ es tan parte del ingreso permanente —y, por lo tanto, del consumo permanente— como el componente explicado $X\phi$: es conocido para el consumidor pero no para el analista, quien puede pretender explicar, utilizando variables observables, solamente una parte de la varianza del ingreso permanente. Con esta aclaración que ha sido casi siempre omitida en trabajos empíricos previos sobre la misma

hipótesis, no existen dificultades para aceptar una correlación cero entre los componentes transitorios puros.

II. ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS

La sustitución de (5) y (7) en (1) nos entrega la forma reducida:

$$\begin{aligned}
 (10) \quad Y &= X\phi + \epsilon + Y^{**} \\
 &= H\phi_H + Z\phi_Z + V_Y = \hat{Y}^* + V_Y \\
 C &= H\Theta + \mu X\phi + \mu\epsilon + C^{**} \\
 &= H\Theta + \mu X\Theta + V_C \\
 &= H(\Theta + \mu\phi_H) + \mu Z\phi_Z + V_C = \hat{C}^* + V_C
 \end{aligned}$$

La matriz de varianza-covarianza V de los residuos compuestos V_Y y V_C (cada uno de los cuales incluye un componente permanente y uno transitorio) pueden ser interpretados como:

$$\begin{aligned}
 (11) \quad V_{YY} &= \text{var}(V_Y) = \text{var}(\epsilon) + \text{var}(Y^{**}) \\
 V_{CC} &= \text{var}(V_C) = \mu^2 \text{var}(\epsilon) + \text{var}(C^{**}) \\
 V_{CY} &= \text{covar}(V_Y, V_C) = \mu \text{var}(\epsilon)
 \end{aligned}$$

Es evidente que los valores *individuales* de ϵ y los componentes transitorios no pueden ser identificados y, por lo tanto, los valores individuales del ingreso permanente pueden ser conocidos solamente hasta un error con varianza igual a $\text{var}(\epsilon)$. Todas las varianzas de interés se pueden recuperar, sin embargo, si se obtienen estimaciones para el parámetro μ y los elementos de V . Estos últimos se pueden estimar mediante una regresión OLS de Y y C sobre X :

$$\begin{aligned}
 (12) \quad V_Y &= \Omega Y \\
 V_C &= \Omega C
 \end{aligned}$$

donde $\Omega = I - X(X'X)^{-1}X'$. Para poder separar los efectos directos (Θ) de los indirectos ($\mu\phi_H$) de las variables H sobre el consumo permanente, cualquier correlación entre H y las otras variables, Y , C , y Z , debe ser removida. Esto se logra mediante una regresión OLS sobre H , obteniendo otro grupo U de residuos:

$$\begin{aligned}
 (13) \quad U_Y &= \Lambda Y \\
 U_C &= \Lambda C \\
 U_Z &= \Lambda Z
 \end{aligned}$$

donde $\Lambda = I - H(H'H)^{-1}H'$. Sustituyendo la forma reducida (10) en vez de Y y C en (13),

$$\begin{aligned}
 (14) \quad U_Y &= \Lambda[H\phi_H + Z\phi_Z + \epsilon + Y^{**}] \\
 &= U_Z\phi_Z + \epsilon + Y^{**} \\
 U_C &= \Lambda[H(\theta + \mu\phi_H) + \mu Z\phi_Z + \mu\epsilon + C^{**}] \\
 &= \mu U_Z\phi_Z + \mu\epsilon + C^*
 \end{aligned}$$

puesto que $\Lambda H=0$, y $\Lambda\epsilon = \epsilon$, $\Lambda Y^{**}=Y^{**}$, y $\Lambda C^{**}=C^{**}$ (porque los tres términos de error son no-correlacionados con H). Los residuos U_Y y U_C son errores compuestos como V_C y V_Y , con la diferencia de que incluyen a U_Z , la porción de Z que es ortogonal a H. Los elementos de la matriz U de varianza-covarianza pueden ser interpretados como:

$$\begin{aligned}
 (15) \quad U_{YY} &= \text{var}(U_Y) = \text{var}(U_Z\phi_Z) + \text{var}(\epsilon) + \text{var}(Y^{**}) \\
 U_{CC} &= \text{var}(U_C) = \mu^2 \text{var}(U_Z\phi_Z) + \mu^2 \text{var}(\epsilon) + \text{var}(C^{**}) \\
 U_{CY} &= \text{covar}(U_Y, U_C) = \mu \text{var}(U_Z\phi_Z) + \mu \text{var}(\epsilon)
 \end{aligned}$$

Luego, combinando (11) y (15), tenemos:

$$(16) \quad \frac{U_{CC} - V_{CC}}{U_{YY} - V_{YY}} = \frac{\mu^2 \text{var}(U_Z\phi_Z)}{\text{var}(U_Z\phi_Z)} = \mu^2$$

por lo que μ puede estimarse de las varianzas residuales de cuatro regresiones OLS, de Y y C sobre X, y de Y y C sobre H.

Si las variables que componen a Z no ayudan a explicar C en forma apreciable, aunque contribuyan a explicar Y, U_{CC} y V_{CC} tendrán menos diferencia entre sí que U_{YY} y V_{YY} , y μ será bajo. Cuando la incorporación de Z a las regresiones añada exactamente lo mismo a la explicación de C, como lo hace a la explicación de Y, $\hat{\mu} = 1$. Finalmente, si las variables que componen a Z no explican más de Y ni de C, tanto el numerador como el denominador de (16) tienden a cero, y μ es difícil de estimar. El error estándar exacto de $\hat{\mu}$ puede estimarse de:

$$(17) \quad \sigma^2(\hat{\mu}) = (1 - \hat{\mu})^2 / F$$

(probando $\mu = 1$, siempre y cuando $\hat{\mu} \neq 1$)

donde el estadístico F de la prueba se calcula como:

$$(18) \quad (T - m - r - 1) \frac{(1 - \hat{\mu})}{2\hat{\mu}} \left[\frac{(1 + \hat{\mu}) V_{YY} V_{CY} - 2V_{CY}^2}{V_{YY}V_{CC} - V_{CY}^2} \right]$$

siendo T el número de observaciones y $m + r + 1$ el número de parámetros en ϕ , Θ y μ . El error estándar también se encuentra utilizando únicamente varianzas residuales y una covarianza, todas las cuales provienen de las regresiones sobre las variables X solamente. No existe error, o sea, μ se conoce exactamente, si $V_{CY}^2 = V_{YY} V_{CC}$: esto se desprende del requerimiento de que las variables transitorias sean no-negativas, lo que confina a μ al intervalo entre V_{CY}/V_{YY} y V_{CC}/V_{CY} . De (11), tenemos

$\mu = (V_{CY}/V_{YY}) (1 + \text{var}(Y^{**})/\text{var}(\epsilon)) \geq V_{CY}/V_{YY}$, puesto que $\text{var}(Y^{**}) \geq 0$. En forma similar, $\mu^2 = \mu(V_{CC}/V_{CY}) - \text{var}(C^{**})/\text{var}(\epsilon) \leq (V_{CC}/V_{CY})$, puesto que $\text{var}(C^{**}) \geq 0$, de donde $\mu \leq V_{CC}/V_{CY}/V_{CY}$ para $\mu \geq 0$.

El uso de $\hat{\mu}$ para estimar el error y las varianzas transitorias también permiten el cálculo del estadístico R^2 , que describe cuán bien explican el ingreso permanente y el consumo las variables observables de X:

$$(19) \quad R_{Y^*}^2 = \frac{\text{var}(\hat{Y}^*)}{\text{var}(Y^*)} = \frac{\text{var}(Y) - \text{var}(Y^{**}) - \text{var}(\epsilon)}{\text{var}(Y) - \text{var}(Y^{**})}$$

$$R_{C^*}^2 = \frac{\text{var}(\hat{C}^*)}{\text{var}(C^*)} = \frac{\text{var}(C) - \text{var}(C^{**}) - \mu^2 \text{var}(\epsilon)}{\text{var}(C) - \text{var}(C^{**})}$$

Debido a que se eliminan las varianzas transitorias, estas estadísticas pueden resultar más altas que el estadístico R^2 de la regresión OLS de (12).

Dado $\hat{\mu}$ y las estimaciones de V, se pueden utilizar otras regresiones para estimar los parámetros Θ y ϕ , como lo describí en mi trabajo de 1979, utilizando una técnica sugerida por Goldberger y Jöreskog. En la discusión que sigue, sin embargo, sólo considero el parámetro μ y la descomposición de la $\text{var}(Y)$ y la $\text{var}(C)$ en componentes permanentes y transitorios, puesto que éstos son suficientes como para responder a las interrogantes planteadas.

III. EL CONSUMO COMO FUNCIÓN VARIABLE DEL INGRESO PERMANENTE

La versión logarítmica de este modelo fue estimada utilizando información de 1967-1969 sobre presupuestos de hogares en siete ciudades de tres países sudamericanos (cuatro ciudades de Colombia, dos de Ecuador y una de Perú). La información fue recolectada como parte de un estudio de ingresos y gastos en los hogares, dirigido por el programa ECIEL, de Estudios Conjuntos sobre la Integración Económica de América Latina. Estos se encuentran descritos en detalle, así como una variedad de análisis basados en ellos, en mi libro en el que se resume el estudio, así como en publicaciones hechas por Prieto en Colombia y Figueroa en Perú.

La investigación previa consideraba todas las observaciones en cada país en conjunto, distinguiéndose las ciudades mediante variables *dummy* incluidas en H. Las estimaciones de la elasticidad de consumo permanente μ estuvieron significativamente más abajo de la unidad para los tres países, rechazando la teoría de Friedman de la existencia de una propensión marginal constante. Su especificación puede ser correcta para ingresos lo suficientemente altos y, por lo tanto, ser aplicable a la mayoría de los hogares de países de elevados ingresos, como los Estados Unidos. Pero en países con bajos ingresos no es aplicable: la gente que vive en medio de la pobreza no puede carecer de preferencia en el tiempo, ni ahorrar nada de un ingreso que es demasiado bajo incluso para cubrir sus necesidades básicas. La formulación de Friedman simplemente no toma en cuenta las necesidades; cualquier cantidad que no sea consumida hoy puede ser compensada, en su teoría, mediante un mayor consumo en el futuro.

Una función de consumo permanente que sea aplicable a todos los niveles de ingreso (que estén, por lo menos, sobre el nivel de mera supervivencia) debe ser curvilínea, permitiendo que la Propensión Media a Consumir empiece en la unidad y decrezca de manera asintótica a algún valor menor. Durante esta transición, la propensión marginal a consumir decrecerá con una pendiente mayor, y luego comenzará a crecer, coincidiendo eventualmente con la PMC si la especificación de Friedman es correcta para ingresos

altos. La elasticidad comenzará en uno, caerá a valores inferiores, y (posiblemente) volverá a uno con ingresos altos. Varios modelos que incorporan este comportamiento o aproximaciones a él han sido probados en hogares hindúes por Bhalla, quien obtuvo la mejor aproximación y la forma más razonable con una especificación exponencial de la PMC. Sin embargo, este enfoque requiere de estimaciones no-lineales, de manera que no puede ser sustituido por (5) en el actual modelo lineal. Tampoco permite la estimación de las contribuciones de las variables de X al ingreso y consumo permanentes, sino que estima solamente la relación entre el Y y C *observados*.

Una alternativa a la modificación de la función de consumo es la de mantener las ventajas de una estimación lineal, pero estimar el modelo en forma separada para los distintos estratos de ingreso permanente. Este enfoque lineal fragmentado permite a μ variar con el nivel de Y* entre estratos, manteniéndolo constante dentro de cada estrato. Esta investigación presenta resultados separados para cada una de las cuatro ciudades colombianas incluidas en el estudio anterior, con estimaciones para la ciudad como un todo y para los tres estratos *ex-ante* en que se subdividieron las muestras. Debido a que la estratificación de los hogares se basó en las características de la cuadra o barrio en que se encontraba el hogar, tales como el material de construcción y estilo de las viviendas, y la provisión de servicios municipales, en promedio estos estratos deberían corresponder a niveles de ingreso permanente bastante distintos. La heterogeneidad de ingresos dentro de un mismo vecindario implica, sin embargo, que los rangos de ingreso permanente individualmente se sobrepone unos a otros en forma considerable, y que en cada estrato existen algunos hogares que podrían estar mejor clasificados en otro estrato: familias pobres que viven en un barrio clasificado como de altos ingresos o vice-versa. Los estratos fueron también definidos sin relación con la "subsistencia", por lo que, mientras es probable que todos los hogares muy pobres hayan sido clasificados en el estrato más bajo, no necesariamente todas las familias de ese estrato serán demasiado pobres para ahorrar.

El cuadro 1 indica, para cada ciudad y estrato, el tamaño de la muestra y la media y la desviación estándar del ingreso y consumo observados. Estos últimos se presentan en dólares norteamericanos de 1968 por año, de poder de compra equivalente, utilizando una tasa de conversión proveniente de un estudio paralelo de ECIEL sobre precios. La información muestra una tasa de ahorro muy alta en los dos estratos más altos de Medellín, y ahorros sustancialmente negativos en los estratos bajos de Barranquilla y Cali; en todos los demás estratos, la PMC no parece exagerada, sugiriendo que la estratificación se ajusta razonablemente bien a los niveles de ingreso permanente más que a los de ingreso observado.

IV. ESPECIFICACIÓN DE LA REGRESIÓN Y BONDAD DEL AJUSTE

Las variables dependientes observables (Y y C) se definen como sigue:

- Y: ingreso disponible de todas las fuentes incluyendo ingreso en especies, menos impuestos directos y pagos de seguridad social.
- C: gasto total, excluyendo impuestos directos y pagos de seguridad social, así como la mitad del gasto en bienes durables. La mitad del gasto en bienes durables se considera como consumo; el variar el porcentaje de durables incluidos en C no afectó significativamente los resultados del análisis anterior. (Sin embargo, la poca frecuencia de compras puede afectar la posibilidad de separar los efectos permanentes y transitorios. Desgraciadamente no se tiene información sobre posesión o depreciación de bienes durables. También la correcta asignación de gastos en

CUADRO Nº 1

TAMAÑO DE LAS MUESTRAS Y MEDIAS Y DESVIACIONES ESTANDAR
DEL INGRESO Y CONSUMO, POR CIUDAD Y ESTRATO

Ciudad y Estrato		Tamaño de Muestra	Ingreso		Consumo	
			Media	Desv. Están.	Media	Desv. Están.
Bogotá	Total	797	389	453	388	376
	Alto	119	1.407	914	1.295	701
	Medio	294	407	358	401	267
	Bajo	384	264	206	279	148
Barranquilla	Total	727	314	357	328	263
	Alto	164	911	573	786	378
	Medio	200	424	380	426	271
	Bajo	363	183	124	221	100
Cali	Total	633	297	392	297	271
	Alto	133	941	839	772	448
	Medio	192	402	257	411	229
	Bajo	308	169	93	193	102
Medellín	Total	786	331	464	282	277
	Alto	166	977	952	735	564
	Medio	246	470	566	374	281
	Bajo	374	213	205	201	143

bienes durables entre consumo e inversión puede variar para distintos niveles de ingreso, pero no se toma en cuenta esta posibilidad.)

La información fue recolectada inicialmente con períodos de referencia distintos para los distintos componentes de estas variables, y luego multiplicada por los factores apropiados para obtener estimaciones trimestrales. El ingreso al trabajo es mensual, excepto por beneficios especiales reportados trimestralmente, y la mayor parte del resto de los ingresos también son mensuales. Los alimentos y otros productos de consumo frecuente son reportados semanalmente, los gastos en vivienda mensualmente, y los bienes que entran en la categoría de durables, tales como vacaciones y educación, trimestralmente.

Existen siete variables en H, las que presumiblemente afectan el consumo en forma directa como también mediante el ingreso. Cuatro de ellas son *dummies* que se refieren a la composición del hogar y a la etapa en que se encuentran en el ciclo de vida.

NOCHIL: No hay niños en el hogar; puede ser una pareja sin hijos o un individuo solo.

CH8—18: el hijo mayor del hogar tiene una edad entre los 8 y 18 años.

CHOV18: el hijo mayor presente tiene entre 19 y 25 años.

RETD: el jefe de hogar está retirado, lo que, generalmente, significa que no hay niños ni adolescentes presentes. (Un hogar en que un miembro que no sea el jefe de hogar esté retirado no cae dentro de la clasificación RETD).

La clase base para comparación es llamada CHUN8, lo que significa que el hijo mayor tiene siete años o menos. El jefe de hogar es definido como el que recibe la mayoría del ingreso. Estas variables fueron diseñadas para capturar dos efectos. Primero, que cuando

se da cierto ingreso, el consumo puede depender del tamaño de la familia, debido a necesidades como el alimento; y segundo, que la presencia y edad de los niños, y el status del jefe de hogar deberían afectar el deseo de ahorrar y la capacidad para hacerlo. Puesto que no se asume *ex-ante* que el horizonte del hogar es muy largo, no se ve a los niños como activos adquiridos por los padres para asegurarse su cuidado en la vejez, por lo que todo aquello que se gasta en los niños se considera como consumo. Esto incluye los gastos de educación de los hijos, lo que sirve en parte para incrementar sus ingresos futuros, y, por lo tanto, la posibilidad de aumentar el consumo futuro de los padres. Es imposible estimar cuánto de este gasto puede ser visto como ahorro, ya que depende de la estabilidad de la familia, el retorno económico de los estudios y otros factores desconocidos.

Otras dos variables *dummy* describen la situación de empleo en el hogar:

NOTEM: el jefe de hogar no estaba empleado en el momento de la encuesta, por cualquier razón.

MANYEM: más de un miembro del hogar tenía empleo.

Se puede objetar que NOTEM recoge solamente los efectos del desempleo por razones distintas al retiro, y que, por lo tanto, es probable que esté relacionado con el ingreso transitorio, en violación de (6). Sin embargo, si el desempleo afecta al consumo, cae dentro de la categoría de determinante de Y^* , ya que, por definición, el consumo no depende de Y^{**} . Luego, si *no* hay efecto sobre Y^* o C^* , los coeficientes de NOTEM en ϕ_H y en Θ serán simplemente cero; en la presente especificación el primer coeficiente podría ser igual a cero y el segundo, distinto de cero.

Finalmente, una variable continua está incluida en H:

CAPIN: es el porcentaje del ingreso total observado que se deriva del capital, excluyendo el retorno al capital en los negocios propios, el cual no está separado del ingreso del trabajo en la información.

CAPIN se incluyó bajo la hipótesis de que mientras una familia adquiere más riqueza no-humana, debería ahorrar menos o consumir más de un ingreso dado. Puede, por supuesto, estar relacionado con ingresos transitorios pasados, pero es independiente del Y^{**} *actual*. (En el grado en que se ahorra el ingreso transitorio pasado, las entradas subsecuentes del ahorro pueden ser permanentes o transitorias). El uso de un período de referencia corto (tres meses) hace más plausible la hipótesis de que $E(\text{CAPIN}, Y^{**}) = 0$, que lo que sería si se tratara de un período más largo.

La parte más difícil de la especificación consiste en la elección de las variables de Z, las que se presume que no afectan el consumo excepto mediante el ingreso permanente. Los principales elementos que conforman Z son variables de capital humano: cuatro clases de acuerdo a la edad (12-34, 35-49, 50-64 y 65 o más), y cuatro clases educacionales (sin educación, alguna educación primaria, alguna educación secundaria y alguna educación postsecundaria). Estas dos variables se entrelazan, produciendo hasta doce clases de edad y educación para aquellos jefes de hogar con algún tipo de educación formal, mientras que no se hace distinción de edad para los jefes de hogar sin educación, puesto que su perfil de ingresos con respecto a la edad es esencialmente plano. La justificación para incluir la edad en esta especificación es doble. Primero, el horizonte puede ser lo suficientemente cercano como para que las personas redefinan su ingreso permanente al ir envejeciendo, siendo incapaces de proyectar una vida entera por delante; y segundo, cualquier efecto aparente que tenga la edad sobre el consumo (dado el ingreso), se debe de hecho al ciclo de vida, el cual ya está incluido en H. Presumiblemente las personas también redefinan su ingreso permanente al adquirir más educación. Sin embargo, casi

todos los jefes de hogar han dado por terminada su escolaridad, y la inversión en educación se limita a sus hijos. Por lo tanto, no importa que no se tome en cuenta cómo puede depender el consumo del ingreso anticipado por incrementos futuros del capital humano.

Las variables que componen a Z incluyen también a tres clases ocupacionales (profesional, técnico y administrativo; empleados y obreros, y otros empleos incluyendo trabajadores independientes no-profesionales) para permitir tanto la clasificación de capital humano de acuerdo a sus empleos específicos, como una posible segmentación del mercado laboral. La clase base de comparación es la compuesta por empleos de oficina, menos especializadas que los profesionales; la clase que sirve como base de acuerdo a edad y educación es de 12-34 años de edad, con alguna educación primaria. Las variables explicatorias son las mismas del estudio previo, donde se combinan los tres estratos, excepto cuando existen tan pocas observaciones distintas de cero para una variable, que ésta se combina con una o más variables distintas. Debido a que casi todas las variables son *dummies*, esto implica simplemente reducir el número de clases por considerar, no distinguiendo entre educación universitaria y secundaria en los estratos bajos, ni entre ausencia de educación y escolaridad primaria en el estrato alto, por ejemplo, o combinando los grupos por edades.

El estadístico R^2 para las regresiones iniciales OLS (12) y (14) se muestra en el cuadro 2. Típicamente, el conjunto completo de variables X explican un cuarto o más de la varianza tanto del ingreso como del consumo, pero las variables H por sí solas explican mucho menos, a veces menos de la décima parte de la varianza total. Existe una tendencia de las variables que componen a H para explicar más en los estratos altos que en los bajos, y más dentro de un mismo estrato que en la población total. Este fenómeno

CUADRO N° 2

ESTADISTICOS R^2 DE LAS REGRESIONES OLS DEL INGRESO (Y) Y CONSUMO (C) SOBRE TODOS LOS DETERMINANTES (X) Y SOBRE LAS VARIABLES QUE AFECTAN AL CONSUMO DIRECTAMENTE (H), POR CIUDAD Y ESTRATO

Ciudad y Estrato		Y(X)	C(X)	Y(H)	C(H)
Bogotá	Total	0,4035	0,4375	0,0322	0,0386
	Alto	0,2821	0,3274	0,1603	0,2248
	Medio	0,4045	0,4245	0,0997	0,0832
	Bajo	0,3183	0,3457	0,0402	0,0566
Barranquilla	Total	0,4373	0,4248	0,0532	0,0616
	Alto	0,2786	0,2559	0,0835	0,1713
	Medio	0,3994	0,3085	0,2292	0,1531
	Bajo	0,1290	0,2052	0,0368	0,0784
Cali	Total	0,2770	0,3777	0,0734	0,0684
	Alto	0,4052	0,3516	0,2664	0,2284
	Medio	0,2629	0,2767	0,1053	0,1013
	Bajo	0,2715	0,2438	0,1589	0,1309
Medellín	Total	0,3221	0,3650	0,0666	0,0826
	Alto	0,3686	0,3928	0,2437	0,2502
	Medio	0,2465	0,3283	0,0688	0,1091
	Bajo	0,3227	0,2834	0,0843	0,0882

probablemente refleja el hecho de que el principal determinante de las mayores diferencias de ingreso es la educación, la cual varía mucho entre estratos, pero es más uniforme dentro de cada estrato. Una misma especificación de Z y de H fue investigada en las cuatro ciudades, variando por estrato, pero no por ciudad. Los resultados de la regresión deberían diferir entre las ciudades, debido a que no se hizo ningún esfuerzo por encontrar la especificación que se ajustara mejor a cada ciudad por separado.

V. PROPENSIONES MARGINALES PERMANENTES AL CONSUMO

Las estimaciones de μ y los errores estándar asociados con ellas se encuentran en el cuadro 3. Una vez reunidas todas las observaciones de cada ciudad, la Propensión Marginal a Consumir fue de 0,85 para Bogotá y Cali, pero mucho menor para Barranquilla y Medellín.

CUADRO N° 3

ESTIMACIONES DE LA PROPENSION MARGINAL PERMANENTE A CONSUMIR
POR CIUDAD Y ESTRATO.
(Errores Estándar entre Paréntesis)

Ciudad	Total	Estrato Alto	Medio	Bajo
Bogotá	0,8589 (0,0132)	0,7040 (0,0545)	0,7878 (0,0272)	0,9088 (0,0178)
Barranquilla	0,7169 (0,0207)	0,4339 (0,0605)	0,6817 (0,0449)	0,9477 (0,0127)
Cali	0,8530(a) (0,0125)	0,5034 (0,0554)	0,9425 (0,0207)	1,0994 (0,0348)
Medellín	0,6275 (0,0146)	0,6331 (0,0391)	0,5523 (0,0230)	0,6313 (0,0264)

(a) El requisito de que las variables transitorias sean no-negativas confina a μ a moverse entre 0,4987 y 0,8267; esta última estimación es utilizada en la descomposición de las varianzas observadas.

Las estimaciones separadas por estratos entregan resultados más variados, con errores de estimación algo mayores. La relación curvilínea debería mostrar que $\mu_m < \mu_\ell$, con m y ℓ indicando los estratos medio y bajo. Dependiendo de la velocidad de la transición hacia una PMC constante, μ_h , el valor del estrato alto puede ser mayor o menor que μ_m ; y, dependiendo de cuán cerca está el estrato bajo al nivel de subsistencia, μ_ℓ puede ser distinguible o no de la unidad. En esta información $\mu_\ell < 1,0$ para todas las ciudades exceptuando a Cali, cuyos hogares en ese estrato mostraron un ahorro marginal negativo. Las comparaciones entre parámetros para los tres estratos se resumen en los siguientes estadísticos "t", encontrándose un μ más bajo para el estrato alto, indicado por un valor negativo, como se esperaba:

	Bogotá	Barranquilla	Cali	Medellín
$\mu_m < \mu_l$:	-5.415	-9.368	-5.183	-3.145
$\mu_h < \mu_m$:	-2.281	-4.726	-11.396	2.658

Los resultados de Bogotá, Barranquilla y Cali confirman siempre la relación presentada aquí, aumentando el consumo permanente en forma más lenta que el ingreso permanente entre uno y otro estrato. La diferencia es siempre altamente significativa. Medellín muestra la declinación en μ esperada del estrato bajo al medio, pero el parámetro crece nuevamente en el estrato alto. Esto es de esperarse si los ingresos en ese estrato son lo suficientemente altos como para que μ haya retornado a su valor de estrato bajo, pero ya que el estrato alto de Medellín es menos rico que el de Bogotá, esta interpretación sería plausible sólo si los hogares de Medellín son más partidarios del ahorro, o comienzan a ahorrar con ingresos más bajos que el resto de los hogares colombianos. Con esta única excepción (parcial), los resultados parecen confirmar la relación postulada, y mostrar que, incluso, en el estrato alto, los ingresos en Colombia no fueron lo suficientemente altos como para que el consumo se hubiera convertido en proporcional al ingreso.

VI. LA IMPORTANCIA DE LA VARIACIÓN TRANSITORIA

El procedimiento de estimación utilizado aquí distingue explícitamente entre variación transitoria pura en consumo o en ingreso, y la parte no explicada del consumo permanente, distinguiendo a ambos de la variación permanente explicada. El cuadro 4 muestra cada uno de los tres componentes en forma de porcentaje de var (Y) o var (C), para facilitar las comparaciones entre ciudades y estratos. Las estadísticas R_{Y*}^2 y R_{C*}^2 (19) también se presentan. Estas van de 0,2 a 0,5; esto es, entre un quinto y la mitad de la variación permanente es explicada por las variables de X, constituyendo el resto var (ϵ).

El principal resultado de interés es que el componente transitorio es casi siempre menor —a menudo mucho menor— que el componente permanente, e incluso menor que el término de error permanente var (ϵ) o μ^2 var (ϵ). La única excepción se presenta en el estrato alto en Barranquilla. Queda claro que la mayor parte de la variación en el ingreso es permanente; esto es, se asocia con una variación en el consumo. Las fluctuaciones puramente transitorias explican típicamente menos de un 20% del total de la varianza. El consumo parece ajustarse en forma bastante rápida a las variaciones en el ingreso. Dicho de otra forma, para la mayoría de los hogares el horizonte no puede ser mucho más extenso que el período de referencia de tres meses que se utilizó en la información, para que ocurra un ajuste así de rápido. A estos niveles de ingreso, “permanente” no significa necesariamente “de largo plazo”. Un período de referencia más extenso podría incrementar el porcentaje permanente pero no por mucho tiempo, puesto que el 80% de las variaciones son ya permanentes.

Existen por lo menos dos razones, consistentes con la hipótesis de Friedman, para esperar que el horizonte sea muy corto. La primera es que distintas categorías de consumo tienen distintos horizontes, máximo unas pocas semanas para alimentos, períodos más largos para provisiones del hogar y los bienes semidurables, y años o incluso décadas para categorías tales como la compra de vivienda, educación y algunos durables. El horizonte de un hogar será, entonces, un promedio ponderado de su distribución de presupuesto, y será, por lo tanto, más corto mientras menor sea el ingreso y mayor sea la pro-

porción de él que se gaste en alimentos. Incluso en el estrato alto, el gasto en alimentos implica un porcentaje sustancial de gasto para todos. La segunda razón es que para operar con un horizonte de largo plazo, los hogares deben tener la posibilidad de ahorrar y pedir prestado a tasas reales de interés razonablemente estables, y no demasiado distintas. Bajo las sustanciales imperfecciones del mercado de capital enfrentadas por los colombianos excepto los más ricos, a fines de los años '60, como fue estudiado por Hill, el ahorro a largo plazo en formas financieras era poco práctico, forzando una reducción del horizonte, o lo que es lo mismo, a un ajuste más rápido del consumo al ingreso actual. El ahorro en la forma de bienes durables es una vía de escape parcial a este problema, pero no es un sustituto completo, y la información no permite medir el consumo de los bienes durables en la forma de depreciación, de manera de obtener mejores estimaciones del ahorro.

Con la ayuda del cuadro 4 podemos examinar otras dos hipótesis sobre la importancia del ingreso y consumo transitorios. La primera es que, en vista de que los consumidores tratan de estabilizar su consumo de alguna manera contra las fluctuaciones de ingreso, $\text{var}(C^{**})$ debería ser menor que $\text{var}(Y^{**})$, en todas las ciudades y estratos. Si se efectúa la comparación entre los porcentajes de $\text{var}(C)$ y $\text{var}(Y)$ que son transitorios, se confirma la expectativa en dos o quizás tres ciudades en el estrato bajo, pero sólo en

CUADRO N° 4

FRACCIONES DE LA VARIANZA TOTAL DEL INGRESO Y CONSUMO
OBSERVADOS DEBIDO A LOS COMPONENTES TRANSITORIOS,
ERROR DE ESTIMACION Y COMPONENTES PERMANENTES EXPLICADOS

	Y^{**}	ϵ	\hat{Y}^*	$R^2_{Y^*}$	C^{**}	$\mu\epsilon$	\hat{C}^*	$R^2_{C^*}$
Total								
Bogotá	0,127	0,468	0,404	0,463	0,059	0,503	0,438	0,465
Barranquilla	0,132	0,430	0,438	0,505	0,168	0,407	0,426	0,511
Cali	0,286	0,435	0,278	0,390	(a)	0,621	0,379	0,379
Medellín	0,170	0,507	0,323	0,389	0,074	0,560	0,366	0,395
Estrato Alto								
Bogotá	0,154	0,558	0,288	0,340	0,197	0,470	0,333	0,415
Barranquilla	0,040	0,677	0,283	0,295	0,446	0,294	0,260	0,470
Cali	0,203	0,388	0,410	0,514	0,300	0,344	0,356	0,509
Medellín	0,217	0,411	0,372	0,475	0,135	0,469	0,396	0,458
Estrato Medio								
Bogotá	0,180	0,414	0,407	0,496	0,110	0,463	0,426	0,479
Barranquilla	0,105	0,493	0,402	0,449	0,238	0,450	0,312	0,409
Cali	0,162	0,571	0,267	0,318	0,084	0,636	0,280	0,306
Medellín	0,231	0,519	0,250	0,325	0,028	0,641	0,331	0,341
Estrato Bajo								
Bogotá	0,134	0,546	0,320	0,370	0,085	0,568	0,347	0,380
Barranquilla	0,336	0,532	0,131	0,198	0,061	0,732	0,207	0,221
Cali	0,134	0,592	0,274	0,316	0,160	0,594	0,246	0,293
Medellín	0,011	0,665	0,325	0,328	0,170	0,544	0,285	0,344

(a) μ se estima mediante el límite superior, V_{CC}/V_{CY^*} , por lo que se fuerza a la $\text{var}(C^{**})$ a ser igual a cero; véase Tabla 3.

Medellín en el estrato alto. El hecho de que la variación transitoria pareciera ser más importante en el ingreso que en el consumo entre los pobres, pero no entre los ricos, se puede deber a la inclusión en el consumo de la mitad de los gastos en bienes durables. Estos gastos son mucho mayores entre los ricos, y, debido a que el gasto en bienes durables no necesita estar correlacionado con incrementos de ingreso, tales gastos pueden aparecer como transitorios. Basando la comparación en la varianza absoluta, multiplicando los porcentajes del cuadro 4 por $\text{var}(C)$ y $\text{var}(Y)$, respectivamente, reduce la diferencia en la variación transitoria entre los niveles de ingreso. Parece ser que la exclusión de los bienes durables, o su evaluación a precios de depreciación más que a precios de compra, hace que el consumo transitorio sea sistemáticamente menor que el ingreso transitorio. Esto ocurriría, probablemente, también si la información fuese basada en un período más largo que uno de tres meses, de manera que los gastos en educación, viajes y otros rubros grandes y poco regulares aparecieran como menos transitorios.

La segunda hipótesis es sugerida por la estructura ocupacional en las ciudades colombianas. Los trabajadores independientes se concentran en los extremos de la distribución del ingreso, quedando más al centro los trabajadores asalariados. Si los primeros tienen más variaciones transitorias del ingreso, como parece probable, la varianza del ingreso transitorio debería ser menor en el estrato medio. (El mismo argumento no puede hacerse para el consumo transitorio, puesto que éste es por definición independiente de las variaciones en el ingreso). Las estimaciones empíricas no apoyan esta especulación; la varianza transitoria es, a menudo, menor en el estrato más bajo, y a veces más alta en el estrato medio. Los hogares e individuos probablemente tienen grandes diferencias con respecto a su exposición a fluctuaciones temporales en el ingreso, pero las diferencias dependen de la ocupación, edad, número de personas que trabajan en la familia, ingresos de fuentes distintas al trabajo, etc., sin tener relación sistemática con el *nivel* de ingreso permanente. Más aún, si los hogares de ingresos altos tienen una mayor riqueza en relación con el ingreso actual y gastan una proporción menor del ingreso en comida y otras necesidades de corto plazo que los hogares pobres, sus horizontes serán de más largo plazo. El consumo, por lo tanto, no se ajusta a los cambios de ingreso tan rápidamente, razón por la cual la variación no-correlacionada o transitoria será mayor. Los resultados obtenidos aquí reflejan la definición de cero correlación de "transitorio", y contradicen por consiguiente las expectativas basadas en una definición en términos de estabilidad temporal.

VII. RESUMEN

Esta investigación examina dos aspectos importantes del ingreso y consumo permanentes: la relación del consumo con el ingreso, al excluirse los componentes transitorios, y la importancia relativa de los componentes transitorios. Los resultados son bastante uniformes entre las cuatro ciudades colombianas estudiadas. Primero, el consumo permanente es una proporción decreciente del ingreso permanente a lo largo de los rangos de ingresos observados. Segundo, la mayor parte de las variaciones tanto en el ingreso como en el consumo son permanentes, aunque no puedan ser explicadas en su totalidad por las variables observables utilizadas aquí. La variación transitoria es relativamente pequeña y constante para todos los niveles de ingreso. Juntos, estos descubrimientos destacan la importancia de los niveles de ingreso real bajo en relación con las necesidades de subsistencia, al determinar el comportamiento de consumo. Con ingresos bajos se puede ahorrar muy poco, y el horizonte será necesariamente más corto; al crecer el ingreso por sobre el nivel de subsistencia la tasa de ahorro puede converger hacia un nivel constante

más alto, y el horizonte expandirse. Las condiciones del mercado de capitales de un país pobre tal como Colombia refuerzan el efecto de los ingresos bajos al acortar los horizontes y hacer que el consumo responda rápidamente a los cambios en el ingreso.

REFERENCIAS

- S.S. Bhalla (1980), "The Measurement of Permanent Income and its Application to Savings Behavior", *J. Polit. Econ.*, Agosto, 88, 722-44.
- A. Figueroa (1974), "Estructura de Consumo y Distribución de Ingresos en Lima Metropolitana, 1968-69", Lima.
- M. Friedman (1957), "A Theory of the Consumption Function", Princeton.
- A.S. Goldberger (1972), "Maximum-Likelihood Estimation of Regressions Containing Unobservable Independent Variables", *Inter. Econ. Rev.*, Feb, 13, 1-15.
- J. K. Hill (1978), "Imperfect Capital Markets and Life-Cycle Consumption", *Paper No 87*, Program of Development Studies, Rice University, primavera.
- K. G. Jöreskog (1973), "A General Method for Estimating a Linear Structural Equation System", en A.S. Goldberg y O. D. Duncan, eds., *Structural Equation Models in the Social Sciences*, New York.
- P. Musgrove (1979), "Permanent Household Income and Consumption in Urban South America", *Amer. Econ. Rev.*, Junio, 69, 355-68.
- (1978), "Consumer Behavior in Latin America", Washington.
- R. Prieto (1971), "Estructura del Gasto y Distribución del Ingreso Familiar en Cuatro Ciudades Colombianas", Bogotá, 3 vols.