

ENSAYOS

sobre política económica

Revisión de los determinantes macroeconómicos del consumo total de los hogares para el caso colombiano

Juan Nicolás Hernández A.

Revista ESPE, núm. 52, diciembre 2006 Páginas 80-109



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 no se obtenga lucro por este concepto y además, cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además poner en su propio *website* una versión electrónica del mismo, pero incluyendo la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción de esta revista para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro *website*, requerirá autorización previa de su Editor de ESPE.

A Review of the Macroeconomic Determinants Of Household Consumption for the Colombian Case

Juan Nicolás Hernández A.*

I thank for the valuable commentaries and suggestions of Hernando Vargas, Marc Hofstetter, Martha Misas, Juan Mauricio Ramírez, Christian Jaramillo, Lina Cardona and Mario Nigrinis. Similarly I thank for the pertinent observations made by an anonymous referee of the technical committee of the Publishing Council of ESPE and the work developed by its edition group. The opinions expressed do not necessarily reflect those of the Central Bank of Colombia.

* Banco de la República. E-mail: jhernaag@banrep.gov.co

Document received 17 April 2006; final version accepted 8 November 2006.

Abstract

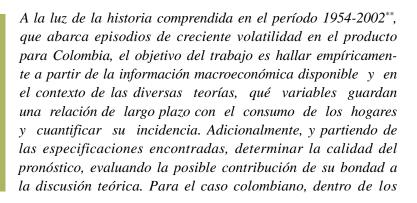
On the light of the history between the years 1954-2002 (for relations that were found in this period, the estimations are actualized with information to 2003), period that includes an increase in income growth volatility for Colombia, the objective of this work is, in the context of different consumption theories, to find empirically what macroeconomic variables have a long run relationship with household consumption and quantify its incidence. Additionally and according with the estimated relations, evaluate its goodness of fitness and the contribution of this to the theoretical discussion. The results confirm for the Colombian case the low relevance of demographic structure, the negative effect of interest rate and the relevant roll of wealth, disposable income and financial system. On the long term households with a higher access to the financial system tends to save.

JEL Classification: E21, E27, C32.

Keywords: consumption, income, interest rate, wealth, life cycle, financial system, elasticity, VEC, forecasting.

Revisión de los determinantes macroeconómicos del consumo total de los hogares para el caso colombiano

Juan Nicolás Hernández A. *



Agradezco los valiosos comentarios y sugerencias de Hernando Vargas, Marc Hofstetter, Martha Misas, Juan Mauricio Ramírez, Christian Jaramillo, Lina Cardona y Mario Nigrinis. De igual forma agradezco las pertinentes observaciones del evaluador anónimo del comité técnico del Consejo Editorial de ESPE y el trabajo desarrollado por su equipo de edición. Las opiniones expresadas por el autor no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

^{*} Banco de la República. E-mail: jhernaag@banrep.gov.co

Para aquellas relaciones encontradas para el período 1954 a 2002 se actualiza la estimación con información a 2003.

Documento recibido el 17 de abril de 2006; versión final aceptada el 8 de noviembre de 2006.

resultados se corrobora que la estructura demográfica no resulta tan relevante, el efecto negativo de la tasa de interés, el papel de la riqueza y el ingreso disponible, así como el papel del sistema financiero. Hacia el largo plazo los hogares con un mayor acceso al sistema financiero tenderían a ahorrar.

Clasificación JEL: E21, E27, C32

Palabras claves: consumo, ingreso, tasa de interés, riqueza, ciclo de vida, sistema financiero, elasticidad, VEC, pronóstico.

I. MOTIVACIÓN

En la medida en que para muchos países el consumo representa entre un 50% a un 70% del producto¹, no es sorprendente que la función consumo sea una de las relaciones agregadas de gasto más estudiadas, de hecho, la multiplicidad de enfoques teóricos, sobre los cuales se hará un breve recuento así lo confirman.

Si bien el tema del consumo no es nuevo, tampoco es un tema culminado. Tras la revisión de la literatura y la observación de ciertos casos en particular (comentados más adelante), queda claro que los determinantes del consumo no son inmutables y en cierta forma, si bien existen relaciones casi evidentes con variables como el ingreso, la edad, entre otras, la obviedad de las mismas en el plano empírico no resulta tan contundente.

Las múltiples respuestas que surgen ante la necesidad de entender hacia dónde se dirige el consumo han llevado a que autores como Fernández-Corugedo (2004) afirmen que no existe una teoría absoluta que explique el comportamiento de éste en todas las economías. Lo pertinente es investigar, para cada caso particular y en determinados períodos, qué relaciones avalan la dinámica de la variable dentro de uno u otro enfoque.

_

En particular, para Colombia durante la década 1994-2004 el consumo de los hogares representó, en promedio, el 63,5% del PIB.

El simple hecho de partir de un agente representativo para modelar y verificar la dinámica del consumo agregado se percibe como una solución sumamente simplificada; para algunos autores como Deaton (1992) este tipo de agente tiene dos fallos: "sabe demasiado y vive demasiado" (Deaton, 1992, prefacio), resultando poco probable que "un agregado de individuos con vidas finitas y con información limitada se comporte como el individuo de los libros de texto" (Ibíd.).

En esa línea, el objetivo del trabajo es hallar empíricamente, a partir de la información macroeconómica disponible para el caso colombiano y en el contexto de las diversas teorías del consumo, cuáles variables guardan una relación de largo plazo con el consumo de los hogares y cuantificar su incidencia.

Al mismo tiempo, una vez identificada la relación de largo plazo, se determinará para los años más recientes, cuándo resulta posible o no predecir el consumo a ciertos horizontes, partiendo de las relaciones halladas. Esta evaluación, más que una curiosidad empírica, constituye un aporte a la discusión teórica en la medida en que permite inferir acerca de la pertinencia de las conclusiones derivadas de los diversos enfoques teóricos.

Adicionalmente, la evaluación para el caso colombiano es de especial interés por cuanto el período de estudio comprende un episodio reciente de recesión y creciente volatilidad del producto, no considerado en estudios precedentes. La evidencia indicará, adicionalmente, la conveniencia de aceptar las implicaciones de política económica de uno u otro enfoque teórico de acuerdo con la dinámica y los determinantes encontrados.

En ese orden, el documento, tras la presente motivación hace un breve recuento de los principales enfoques teóricos que abordan el problema del consumo, al tiempo que rescata alguna evidencia empírica general que pretende evaluar su compatibilidad con los hechos. Dentro de esta evidencia se evalúa la validez del acierto o desacierto del pronóstico como elemento relevante dentro de la discusión teórica. En el cuarto apartado la corroboración empírica se amplía para el caso colombiano, contrastando la información disponible y los resultados obtenidos por estudios anteriores con las nuevas estimaciones, de cuya metodología se hace una sucinta alusión; igualmente, para los sistemas hallados se evalúa la calidad del pronóstico al tiempo que se ponen en contexto algunos de los hallazgos, para finalmente concluir.

II. TEORÍA DEL CONSUMO

Existen tres modelos fundamentales sobre los cuales se sustentan las distintas teorías del consumo, a saber: la hipótesis del ingreso absoluto (HIA), de Keynes (1936); la hipótesis del ingreso permanente (HIP), de Friedman (1957), y la teoría del ciclo de vida (HCV), de Modigliani (1949).

El trabajo de Keynes (1936), para muchos, constituye el pilar de la investigación macroeconómica de la función consumo y se basa en un sencillo principio según el cual el gasto en consumo está en función del ingreso disponible; así, sólo un incremento en el ingreso agregado, después de impuestos, lleva a un aumento del consumo².

Las medidas de política económica influyen indirectamente sobre el consumo al poder afectar el ingreso disponible. El punto relevante de este enfoque es que hace explícito un aspecto tenido en cuenta en la mayoría de variantes teóricas posteriores, el efecto del ingreso corriente sobre el consumo.

Diversos autores destacan, sin embargo, que especificaciones basadas en el principio de la HIA han resultado insuficientes al pretender proyectar la evolución del consumo (O. Eitrheim *et al.*, 2000, y Fernández-Corugedo, 2004). El hecho de asumir un individuo que observa tan solo su ingreso corriente y omite la intemporalidad en la toma de sus decisiones, restringe la bondad de pronóstico de este tipo de modelos³.

La HIP, por su parte, se sustenta en la maximización del bienestar esperado a lo largo de la vida, a través de la definición de una función de utilidad. El gasto no se restringe sólo por el ingreso del período corriente sino por el ingreso esperado; así, se discrimina el ingreso en cada período entre permanente y transitorio y, de igual forma, se hace con el consumo. El componente permanente del ingreso reflejaría aquellos factores determinísticos como el capital humano acumulado, en tanto que el componente transitorio reflejaría fluctuaciones accidentales.

El Anexo 1 ofrece, a través de un sencillo lenguaje matemático y gráfico, una representación de las principales premisas no solo del enfoque metodológico de Keynes sino de las más relevantes teorías citadas.

No obstante, Keynes era consciente que cambios inesperados en los valores del capital, cambios sustanciales en la tasa de interés, así como cambios en la distribución del ingreso podían tener efectos significativos sobre la propensión marginal a consumir.

El consumo permanente presenta una propensión marginal constante con respecto al ingreso permanente, pero, al mismo tiempo, esta propensión puede variar si alguna de las variables previamente contempladas como dadas se altera (tales como las preferencias del consumidor o la tasa de interés).

En presencia de incertidumbre la HIP exige establecer la manera como los agentes actualizan sus expectativas de ingreso. Una variante importante de este enfoque teórico es que Friedman (1957) supone expectativas adaptativas. El ingreso permanente se aproxima a partir de la evolución presente e histórica del ingreso; de esta forma, si bien los consumidores en la toma de sus decisiones de gasto se preocupan sólo por el presente y el futuro, finalmente el pasado incide.

La función consumo en el contexto de la HIP no puede ser formulada en términos de los gastos en consumo y el ingreso disponible, pues debe diferenciarse claramente el componente transitorio y permanente de estas variables.

En términos de política, habría efectos directos no sólo a través de la tasa de interés. El tipo de choques es importante en la percepción y la conducta de los consumidores; así, si se anuncia que una reducción de impuestos o de tasa de interés es permanente, el comportamiento es diferente a si la política se percibe como transitoria.

Por su parte, la HCV también reconoce asignaciones de consumo condicionadas a la evolución futura del ingreso, pero adicionalmente advierte variaciones sistemáticas de acuerdo con las necesidades del individuo a lo largo de su vida, es decir, ligada a factores como la edad y los recursos disponibles. Alguna evidencia sugiere, sin embargo, que restringir los patrones de consumo a un ciclo particular de la vida puede diferir de conductas donde el individuo no consume todo su ingreso al final de sus días; ya que, de hecho, el individuo puede heredar parte de su ingreso acumulado a las generaciones venideras (Bernheim, 1985).

Las implicaciones de política dadas para el caso del ingreso permanente aplican en el contexto de la HCV, pero, adicionalmente, la distribución por edades en la economía, la edad de jubilación y la expectativa de vida son importantes en la explicación del consumo.

El punto de las expectativas abre paso a una de las críticas más contundentes, la cual cuestiona la posibilidad de estimar una función consumo: Lucas (1976) afirma

que bajo expectativas racionales (y no adaptativas) la relación estructural entre las variables no existe.

De acuerdo con la HIP y con la HCV, los agentes perciben una relación estructural entre el ingreso permanente y el consumo y, debido a las expectativas adaptativas, existe una relación estructural entre el ingreso permanente y el ingreso observado, por tanto, el consumo es determinado por el ingreso observado.

Si bien Lucas concuerda con la relación entre el ingreso permanente y el consumo, no encuentra razón que sustente una relación estable entre el ingreso permanente y el ingreso observado. Ante decisiones de política, los agentes alteran la forma como infieren el ingreso permanente a partir del observado. Si bien el consumo depende del ingreso futuro, éste no tiene por que estar relacionado con el pasado. La crítica de Lucas implica la consideración empírica y teórica de las expectativas racionales, con lo cual propone seguir modelando un agente que procura maximizar su utilidad a lo largo de la vida, pero acentuando el papel de las expectativas y la riqueza.

En esa línea, Hall (1978) propone un modelo de ingreso permanente bajo incertidumbre, en el cual se pretende maximizar el valor esperado de la función de utilidad sujeta a la evolución de los activos, donde las ganancias derivadas del capital humano son estocásticas y, al mismo tiempo, la única fuente de incertidumbre. Los agentes deciden su gasto dada toda la información disponible al momento de formar sus expectativas. El ingreso permanente se define como una proporción de la riqueza esperada a lo largo de la vida y, a su vez, el consumo está en función de dicho ingreso permanente.

Si los consumidores no perciben que ninguna información sobre el futuro se anticipa, su ingreso permanente se mantendría invariante, de manera que el consumo mañana sería igual al de hoy. Como la nueva información es impredecible por definición, el consumo presente difiere del de antes sólo por un término de perturbación y, en consecuencia, según *la hipótesis del ingreso permanente con expectativas racionales* (Hiper), ninguna otra variable, diferente al propio consumo rezagado, podría predecir mejor el consumo presente.

Valga resaltar, como lo hace Deaton (1992: 27) que esto no implica que el ingreso no cumpla un papel en la determinación del consumo; ciertamente, el nivel al cual el consumo se fija inicialmente depende de los recursos a lo largo de la vida, determinados al menos, en parte, por los niveles del ingreso laboral corriente y

futuro. Además, el término de perturbación propio de la caminata aleatoria, refleja cambios inesperados en el ingreso. Si el ingreso cambia en una forma no prevista, un nuevo patrón de consumo puede generarse, de manera que el nivel corriente y futuro del consumo puede cambiar. La proposición de que el consumo sigue una *caminata aleatoria* no precluye la correlación entre los cambios en el consumo y los cambios en el ingreso corriente.

Obsérvese que el modelo de ingreso permanente con expectativas racionales tiene una interesente consecuencia de política económica: los cambios esperados en el futuro pueden afectar el consumo de hoy, aún cuando la política no se haya implementado.

En lo que se refiere al impacto de la tasa de interés sobre el consumo, bajo este enfoque teórico el efecto es ambiguo, pues la relación positiva entre la variación del interés y el consumo (efecto ingreso) surge como respuesta a menores necesidades de ahorro cuando la remuneración del ingreso no consumido aumenta y, por ende, el individuo destina menos recursos a ahorrar.

Por otra parte la relación negativa entre el consumo y la tasa de interés surge cuando, por un lado, ante aumentos en la tasa de interés los activos futuros pierden valor y, en consecuencia, el individuo se preocupa por ahorrar (efecto riqueza), y por otro, cuando el creciente costo de oportunidad del consumo lleva a su disminución (efecto sustitución). De tal manera que el efecto neto de un aumento de tasa de interés pudiera ser positivo o negativo, dependiendo si la suma de los efectos sustitución y riqueza logra compensar o no el efecto ingreso.

A pesar de que, según la Hiper, el consumo se comporta casi como una caminata aleatoria, algunos resultados empíricos podrían refutar este enfoque. Si la predicción del consumo se relaciona con el ingreso pasado, fenómeno reseñado por algunos autores como "exceso de sensibilidad" (Flavin, 1981), cambios en el ingreso corriente pueden tener un impacto significativo y positivo sobre la evolución del consumo de los hogares, desafiando el propósito general de la Hiper, según la cual el consumo sería menos volátil que el ingreso actual por cuanto el primero se relaciona con el ingreso permanente.

Sobre este último punto la observación de mercados de capitales imperfectos sustenta en buena parte, el efecto del ingreso corriente sobre el consumo. De existir restricciones crediticias, las posibilidades de suavizar el consumo a lo largo

del tiempo se limitan y, por ende, variaciones en el consumo se relacionan estrechamente con variaciones en el ingreso⁴.

Otro aspecto relacionado con la suavización del consumo tiene que ver con la anotación de Carroll y Summers (1989), quienes, enfatizando la idea original de Friedman, resaltan que el ingreso permanente no debe ser entendido como las ganancias esperadas a lo largo de la vida, sino como el ingreso promedio a una edad determinada: los individuos enfrentan limitaciones en la formación de sus expectativas y si suavizan lo hacen por varios años y no por varias décadas. De esta forma la relación entre el ingreso y el consumo sería más estrecha de lo que predeciría la Hiper.

La suavización del consumo puede depender, además, de ciertas características particulares del individuo. Por ejemplo Kimball (1990) advierte sobre la importancia del ahorro con motivo precaución. En la medida en que el componente estocástico (el ingreso laboral) sea más volátil, es decir, que tenga una mayor varianza, y dentro de la definición de su función de utilidad el agente incorpore un alto parámetro de prudencia, el nivel de consumo será menor y mayor su ahorro con motivo 'precaución'.

Una versión extendida del ahorro con motivo 'precaución' es el modelo de reservas reguladas que involucra actitudes frente al riesgo: aquí, los agentes fijan una especie de meta de riqueza que depende negativamente de su nivel de impaciencia, y positivamente de la incertidumbre de su ingreso laboral⁵. Estas fuerzas opuestas regulan el proceso de acumulación y, en consecuencia, las variaciones en el crecimiento del consumo. Carroll (1997) menciona cómo los consumidores, partiendo de este esquema de reservas reguladas, terminan fijando el crecimiento promedio del consumo de acuerdo con el crecimiento promedio del ingreso laboral.

Adicionalmente, en línea con la idea original de Dusenberry (1949), quien destaca la relatividad de la utilidad que genera el consumo a lo largo del tiempo, Carroll (2000) menciona cómo los hábitos generados por el historial de consumo del individuo afectan la relación ingreso-consumo. Si los individuos han logrado un determinado nivel de consumo, puede que sus ahorros con motivo 'precaución'

Nuevamente, la representación del Anexo 1 es de utilidad. Se ahonda en el problema de las restricciones crediticias por cuanto la evaluación empírica posterior ratifica su relevancia.

⁵ Éste, a su vez, relacionado con la posibilidad de quedar desempleado.

resulten insuficientes para protegerlos no sólo de choques negativos en el ingreso, sino para cubrir unos hábitos cada vez más exigentes que terminan por reducir la utilidad futura del consumo.

III. CORROBORACIÓN EMPÍRICA-HECHOS GENERALES

Como se anotó, la HIA, al centrarse en el efecto del ingreso disponible corriente sobre el consumo y omitir el papel de las expectativas en la valoración del ingreso, ha llevado a que múltiples estimaciones fundamentadas en dicha hipótesis resulten insuficientes al tratar de caracterizar el comportamiento del consumo: por ejemplo, a mediados de los años ochenta la desregulación financiera en el Reino Unido y los países escandinavos derivó en una notable disminución en la bondad del pronóstico de las funciones de consumo para entonces estimadas.

El hecho fue interpretado por muchos economistas como un experimento natural que corroboraba las predicciones de las expectativas y el ingreso permanente: de acuerdo con esta interpretación, estimulados por la desregulación financiera los consumidores revisaron su renta permanente generando un cambio enorme en la correlación entre el consumo y la renta actual, base de la función convencional de consumo.

La corroboración empírica de la hipótesis del ingreso permanente tampoco está exenta de dificultades; tal vez la principal está relacionada con la cuestión de hallar una *proxy* adecuada del componente permanente, independientemente del tipo de expectativas que se consideren (Fernández-Corrugedo, 2004).

Es así como, en el caso de la HIP con expectativas adaptativas, varios hechos incidieron en su momento para desvirtuar este enfoque como explicación factible del comportamiento del consumo agregado. De forma similar a los desaciertos en la caracterización de la evolución del consumo bajo la HIA, Deaton (1992) y Fernández-Corugedo (2004) señalan que, ante la volatilidad de la economía global hacia la década de los años setenta, las mediciones propuestas de ingreso permanente a partir del observado subestimaron el consumo. Las relaciones previamente encontradas como estables entre el consumo y el ingreso corriente⁶ no se corroboraron.

Recuérdese que el ingreso corriente incide en la formación del ingreso permanente de acuerdo con las expectativas adaptativas.

Sólo después del trabajo de Davidson *et al.* (1978) se tuvo conciencia de algunos fallos en la evaluación empírica de los modelos y, en consecuencia, sobre el requerimiento de técnicas, tales como el análisis de cointegración y del método de corrección de errores, cruciales para la distinción de la dinámica y las relaciones de largo y corto plazos.

Las aplicaciones posteriores corroboraron, además, que una relación estacionaria o de equilibrio de largo plazo entre el consumo corriente y el ingreso corriente es improbable si los componentes tendenciales de estas variables exhiben divergencias significativas. Es necesario suponer que el consumo depende de otras variables "secundarias", adicionales al ingreso de estado estacionario, tales como la riqueza personal, los precios relativos y las medidas de distribución de edades e ingreso⁷.

De hecho, especificaciones revisadas de la función consumo que incluyeron medidas más amplias del bienestar de los hogares —como Brodin y Nymoen, 1989, y 1992; y Berg, 1995, cuyos modelos no parten de condiciones como las de Euler, fruto de la lógica propuesta por la modelación que incorpora la Hiper—, resultaron exitosas a posteriori en la identificación del cambio que representó la desregulación financiera de mitad de los años ochenta en los países mencionados.

Al ampliar las variables que pretenden medir el bienestar de los hogares, han resultado determinantes en su relación con los patrones de consumo no sólo aquellas asociadas con la riqueza relativa y la estructura de edades. Para casos particulares, como en Japón, Wakabayashi y Horioka (2005) muestran cómo las restricciones al crédito⁸ han incidido en el impacto positivo y significativo del ingreso corriente sobre el consumo, reafirmando el efecto de las imperfecciones en el mercado de capitales sobre el consumo y su relación con el exceso de sensibilidad.

En un análisis que involucra varios países, Carroll y Summers (1989) previamente comprobaron que en Japón efectivamente se observaban incrementos

Si el consumo depende de otras variables además del ingreso, una política que altere este último no garantiza un cambio en el consumo, a menos que las otras variables sean totalmente insensibles a la política implementada (posibilidad de efectos compensados).

Medidas a través de diversos indicadores (como acceso a tarjetas de crédito, por ejemplo).

considerables en el consumo ante crecimientos importantes en el ingreso; de forma alternativa, en aquellos países donde el ingreso crecía poco, los incrementos del consumo eran menores. Este comportamiento según los autores, podría estar vinculado con alguna causa común que afecta de forma paralela el crecimiento del ingreso y el consumo, o al hecho de que, efectivamente, los consumidores resultan más sensibles al ingreso corriente de lo que predeciría la Hiper.

Algunas regularidades los llevan a inclinarse por esta última explicación; por ejemplo, es de esperar que cuando se suaviza el consumo, reducciones en la tasa de crecimiento futura lleven a que los países incrementen sus tasas de ahorro. Ello contrasta con las tasas de ahorro relativamente estables observadas en diversos países.

Si bien en diferentes casos puede corroborarse cierto grado de sensibilidad del ingreso al consumo, esto no implica que los individuos actúen irracionalmente, o que omitan la intertemporalidad en la toma de sus decisiones. Las múltiples restricciones, los hábitos u otros aspectos implican la coexistencia de individuos diversos, y algunas regularidades empíricas pueden ser explicadas cuando no se adopta una representación excluyente.

Muestra de lo anterior es el trabajo de Campbell y Mankiw (1989) quienes al caracterizar simultáneamente dos tipos de consumidores, unos que actúan de acuerdo con la Hiper y otros que se guían por la evolución del ingreso corriente, logran retener ciertos hechos de la economía de los Estados Unidos.

Dentro de estos hechos, y en contraste con la versión simple de la hipótesis del ingreso permanente, comprueban que el pronóstico del consumo no se restringe a una caminata aleatoria puesto que estiman, a partir de su muestra⁹, que cuando se prevé un incremento del 1% en el ingreso se puede esperar un incremento del 0,5% en el consumo; simultáneamente, períodos en los cuales el consumo es relativamente alto, en comparación con el ingreso, suelen ser seguidos por períodos donde el ingreso crece de manera importante, sugiriendo un comportamiento compatible con la formación de expectativas racionales.

⁹ Que comprende información trimestral desde 1953 hasta 1986.

A. LA EVOLUCIÓN DEL PRONÓSTICO COMO APORTE A LA DISCUSIÓN TEÓRICA

La concentración en la bondad del pronóstico y su evolución frente a cierto rango de choques¹⁰, ha llevado a desestimar erróneamente algunas estimaciones. Como anotan Eitrheim *et al.* (2000), una estrategia que pone mucho énfasis en el comportamiento del pronóstico y sus fallas, sin una evaluación cuidadosa de las causas, corre el riesgo de desestimar modelos que pueden contener importantes elementos estructurales.

Los errores en el pronóstico son frecuentemente causados por cambios en los parámetros no estructurales; por ejemplo, Doornik y Hendry (1997), y Clements y Hendry (1999) demuestran que la principal fuente de falla en el pronóstico son cambios determinísticos en la media de equilibrio (e. g. la tasa de ahorro de equilibrio), mas no cambios en los coeficientes derivados (e. g. propensión a consumir), que finalmente son los de interés para el análisis de política.

Ahora, si bien lo hechos confirman que un episodio de falla en el pronóstico no invalida la teoría subyacente ni valida su rival, lo cierto es que, a partir de la hipótesis del ingreso permanente con expectativas racionales (Hiper) se dedujo que el mejor predictor del consumo era el propio consumo rezagado y que ninguna otra variable podría predecir mejor el consumo presente.

Esta fuerte afirmación está sujeta a revisión, de observarse un mayor acierto en el pronóstico originado a partir de una estimación que involucre variables asociadas con un enfoque teórico alternativo a la Hiper. Si la proyección que se deriva de este último supera el pronóstico de una caminata aleatoria, esto resulta suficiente para refutar la afirmación de que el consumo pasado es el mejor predictor de él mismo.

En este punto la bondad del pronóstico constituyen un referente para discriminar la teoría subyacente: obsérvese que si el mejor predictor del consumo no es el propio consumo rezagado, se estaría inclinado por afirmar que, a pesar de la Hiper, cuestiones como las restricciones crediticias, los hábitos, entre otros, podrían

Impuestos y cambios en el presupuesto, cambios en la tasa de interés, tasas de desempleo, entre otros.

estar condicionando la evolución del consumo y, por tanto, a partir de una caminata aleatoria no se obtendría necesariamente la mejor predicción.

Un error en el pronóstico no constituye una condición suficiente para desestimar una teoría, en tanto que un mayor ajuste en comparación con una caminata aleatoria ciertamente contradice que esta última sea la mejor opción para determinar la trayectoria futura del consumo.

IV. CORROBORACIÓN EMPÍRICA-EL CASO COLOMBIANO

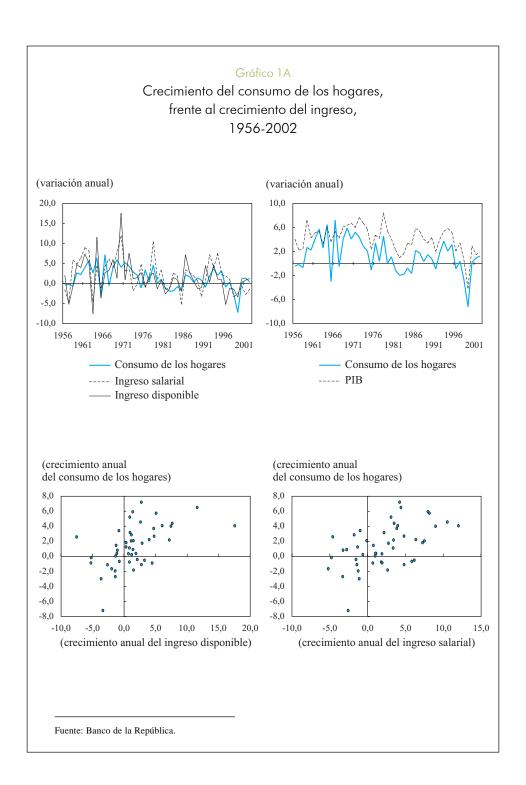
Con el objetivo de aproximarse a la definición de los determinantes macroeconómicos del consumo de los hogares para el caso colombiano, es pertinente evaluar, en primera instancia, la relación más simple sugerida por Keynes (1936), y dada por aquella entre el ingreso disponible y el consumo.

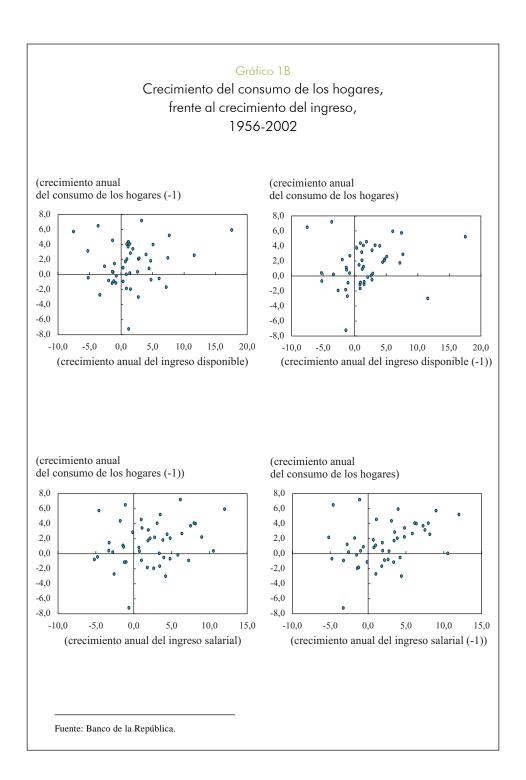
De acuerdo con el Gráfico 1A, y como era de esperarse, se observa una relación positiva entre el crecimiento anual del consumo de los hogares y el crecimiento anual del ingreso, medido como el ingreso salarial o el ingreso disponible¹¹; resulta, sin embargo, menos dispersa la relación cuando se considera el ingreso bajo esta última definición.

Retomando el argumento de Campbell y Mankiw (1989) según el cual, bajo expectativas racionales, períodos en los cuales el consumo es relativamente alto son seguidos por otros donde el ingreso crece de manera importante, resulta interesante comparar de forma preliminar dos tipos de relaciones; primero, aquella dada entre el crecimiento del consumo del año t-1 y el crecimiento del ingreso en el año t, y segundo, la relación que surge entre el crecimiento del consumo en el año t y el crecimiento del ingreso en el año anterior. Como se aprecia en el Gráfico 1B, existe una relación más estrecha en el último caso. Este hecho, a primera vista, sopesaría más el efecto del ingreso sobre el consumo y menos el comportamiento esperado bajo expectativas racionales.

Dentro de las estimaciones adelantas para Colombia de la relación entre el consumo y el ingreso, puede encontrarse la elaborada por Carrasquilla (1989), quien, a

Una descripción más detallada de los datos y sus fuentes se observa en el Anexo 2.





través de una serie de regresiones, concluye que la implicación estocástica de la no existencia de predictores significativos del consumo agregado, asociada con la Hiper, es violada en el caso colombiano en la medida en que se atribuye cierta influencia del ingreso sobre el consumo. Se pregunta, sin embargo, si esto es suficiente para descartar la Hiper más aun cuando la *significancia* de los parámetros por él estimados puede ser espuria, en la medida que los residuos asociados con su estimación no se juzgan como ruido blanco.

Al corroborar que el flujo de consumo exhibe una raíz unitaria y que el PIB también muestra un comportamiento asimilable a una caminata aleatoria, prueba que las tendencias aleatorias encontradas de manera individual son, en realidad, una única tendencia común, asociadas con el hallazgo de un vector de cointegración. Finalmente, Carrasquilla encuentra que la Hiper es válida "tanto por el comportamiento del consumo, como por la existencia de cointegración entre C y Y" (Ibíd.) y opera como una relación de largo plazo, a la cual tienden a ajustarse los choques temporales que sufre la economía.

Afirmar que la existencia de cointegración valida la Hiper no es suficiente; de hecho, en caso de hacerse la respectiva evaluación del pronóstico para cierto período y corroborar que la senda de consumo que se pronostica a partir de una estimación particular (que puede incluir, además, del ingreso y del término de corrección de error variables plausibles como el acceso al crédito, la riqueza, entre otros) supera en bondad de ajuste al consumo rezagado (mejor predictor de una caminata aleatoria); la conclusión de la Hiper en relación con el pronóstico, no aplicaría para el período evaluado.

A pesar de ello, la técnica de estimación implementada por Carrasquilla (1989), quien considera un sistema de información que involucra el término de perturbación de largo plazo, va en la dirección correcta si se tiene en cuenta que el objetivo es contrastar las predicciones de largo plazo y, como anotan Carroll y Summers (1989), basta con adoptar una técnica que haga explicita esta relación. De no ser así, se correría el riesgo de concentrarse en las fluctuaciones del consumo y el ingreso y su relación con en el problema de la substitución entre renta presente y futura, y se terminaría abordando la cuestión del consumo desde una perspectiva de corto plazo. Por ende, la presente revisión de los determinantes macroeconómicos de largo plazo del consumo total de los hogares en Colombia, y su posible variación tras la evolución del reciente ciclo económico, es respaldada empíricamente por el

análisis de estimaciones que incluyen, de igual forma, dicho componente de largo plazo¹².

En contraste con los hallazgos de Carrasquilla, si se plantea un modelo bivariado que involucra las variables sugeridas por la HIA y, en particular, el consumo y el ingreso disponible¹³, se encuentra que la relación de largo plazo no afecta la dinámica del consumo. Si se modifica el sistema bivariado manteniendo el consumo per cápita de los hogares, pero involucrando el ingreso salarial no se encuentra siquiera una relación de largo plazo, lo que lleva a afirmar que no es posible establecer una relación estructural entre el consumo y el ingreso bajo esta representación (para una lectura más clara de los resultados, en el Anexo 4 se presenta el resumen de las distintas estimaciones).

Retomando el hecho verificado por otras estimaciones, donde la inclusión de variables adicionales que pretenden cuantificar el bienestar de los hogares ha resultado determinante en la posibilidad de establecer una relación más precisa y estable, varios autores han coincidido en tomar como *proxy* de la riqueza de los hogares variables asociadas con uno de sus activos más importantes, a saber, la vivienda.

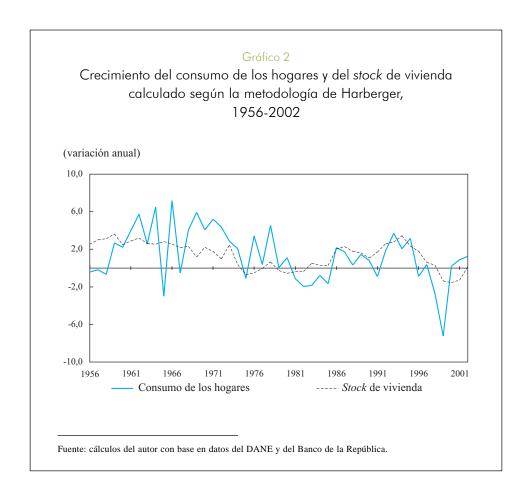
De acuerdo con la representación del Gráfico 2, la volatilidad del crecimiento anual del consumo total de los hogares es mayor que la del *stock* de vivienda, aun así, obsérvese que períodos donde asciende o desciende el acervo de vivienda coinciden con períodos de expansión o contracción del consumo total de los hogares, sobre todo a partir de la década de los setenta.

Dentro de las estimaciones relacionadas, Duarte (2003) analiza la respuesta del consumo a cambios en la riqueza. En línea con la HIP plantea un modelo donde el consumo resulta proporcional a la riqueza total, compuesta, a su vez, de la riqueza no humana y la riqueza humana, menos un término de perturbación asociado con la incertidumbre.

Con lo anterior, supone, para el período 1987-2000, que la riqueza humana es proporcional al PIB, toma como *proxy* de la riqueza no humana el precio real de la

Para ahondar en la técnica de estimación revísese el Anexo 3.

Para todas las estimaciones se tratan las variables en términos per cápita; valga anotar que las mismas también se evaluaron en niveles agregados sin encontrarse ningún tipo de relación.



vivienda, y como *proxy* de la incertidumbre de los activos la inflación del IPC. Una representación uniecuacional que incorpora el término de corrección de errores lo lleva a calcular que la elasticidad del consumo agregado con respecto al precio de la vivienda es de 17%; encuentra, adicionalmente, un efecto negativo de la tasa de interés sobre el consumo: 1 punto porcentual de la tasa de interés reduce en 0,13 puntos porcentuales el consumo.

Duarte concluye que en Colombia se cumple parcialmente la Hiper, ya que el consumo planeado es función de la riqueza humana. Atribuye este hecho a la posible violación de supuestos del modelo, tales como el horizonte de planeación finito, herencias o restricciones de liquidez. Reconoce, igualmente, que errores de medición en variables (como el precio de la vivienda) pueden influir en la calidad

de la estimación. La ausencia del análisis del pronóstico no le permite concluir sobre este aspecto y, por ende, dar respuestas más contundentes relacionadas con la pertinencia de uno u otro enfoque teórico.

Al revisar la relación e incorporar la historia reciente, considerando para ello un sistema trivariado que incluye, junto con el consumo de los hogares y el ingreso disponible, el *stock* de vivienda como *proxy* de la riqueza de los hogares, se obtiene un modelo¹⁴ que cumple satisfactoriamente con todos los requerimientos del análisis de cointegración multivariado¹⁵ (Cuadro 1A). Cabe anotar que cuando se toma la vivienda como variable *proxy* de la riqueza sería preferible considerar no sólo las variaciones en cantidades sino también en precios relativos; sin embargo, como reconoce Duarte (2003), las dificultades en la medición del precio de la vivienda afectan la calidad de las estimaciones.

En lo que se refiere a las elasticidades (Cuadro 1B) se observa que en el largo plazo el efecto sobre el consumo del crecimiento del *stock* de vivienda es claramente superior al efecto de las variaciones en el ingreso disponible, independientemente de la metodología que se adopte para la lectura de las mismas, y del período de estimación. Para esta caracterización cuantitativa de las relaciones es preciso mencionar que no es prudente obtener las elasticidades de largo plazo a partir del vector de cointegración. Como señala Misas *et al.* (2001), citando a Johansen, esta interpretación es discutible al prescindir del componente de corto plazo; por tanto, las elasticidades se obtienen partiendo de la función impulso-respuesta del sistema o de su representación *moving average* (MA, por su sigla en inglés; al respecto véase el Anexo 3).

Siendo así, y según se aprecia en el Cuadro 1b, la variación en el consumo de los hogares ante incrementos en el *stock* de vivienda sería, bajo la muestra 1955 a 2002, de 3,82, 3,487 ó 4,26, según se lea este efecto de largo plazo a partir de la matriz C (que surge de la representación MA), del efecto acumulado de las primeras diferencias de la función impulso-respuesta o de la reacción de largo plazo en la función de impulso respuesta. Entre tanto, la elasticidad del ingreso sería de

Con tendencia en el vector de cointegración: para la interpretación de dicha tendencia revísese el

¹⁵ En este caso, existe evidencia de exogeneidad débil del ingreso disponible, lo que lleva a imponer la respectiva restricción.

Cuadro 1A

Criterios del análisis de cointegración

Modelo: consumo de los hogares, ingreso disponible y stock de vivienda

Sistema ^{a/} [muestra de estimación]	Modelo (rezago)	$\alpha_x = 0^{\text{ b/}}$	Vector de cointegración (variables, tendencia) ^{c/}
LCh, LYd, Lv ^{d/} [1955-2002]	CD (2)	$lpha_{_{Yd}}$	(1 -0,814 -1,06 0,013) e/
LCh, LYd, Lv ^{f/} [1955-2003]	CD (2)	$lpha_{_{Yd}}$	(1 -0,762 -1,06 0,012) ^{g/}

Sistema a/	Normalidad	Autocorrelación		
[muestra de estimación]		LB	LM(1)	LM(4)
LCh, LYd, Lv ^{d/} [1955-2002]	0,47	0,05	0,14	0,18
LCh, LYd, Lv ^{f/} [1955-2003]	0,46	0,03	0,12	0,14

a/ Para comprensión de las convenciones remítase al Anexo 4.

Fuente: cálculos del autor.

0,106, 0,39 ó 0,78, respectivamente¹⁶. Bajo la muestra 1955 a 2003 las elasticidades estimadas no varían sustancialmente.

Para evaluar el efecto de la tasa de interés se procede a adicionar esta variable al anterior sistema de información¹⁷ (Cuadro 2A): el impacto de una

b/ Restricción de exogeneidad débil sobre la variable x.

c/ Recuerde que los signos, por efecto de la estimación están con el signo contrario.

d/ La variable de intervención considerada es dum1 (1970, 1999). Obsérvese que en estos años las variaciones anuales del *stock* de vivienda y el consumo son históricamente altas. En particular en la muestra no se observan variaciones tan negativas como las que se calculan para 1999, año donde se aprecia la mayor recesión del periodo.

e/ Los errores estándar para beta son (0,000; 0,077; 0,151; 0,002).

f/ Bajo esta muestra ampliada se mantiene la variable de intervención.

g/ Los errores estándar para beta son (0,000; 0,075; 0,153; 0,002).

También, se contempló en el sistema trivariado el ingreso salarial en lugar del disponible, pero, según se observa en el Anexo 4, los resultados fueron menos satisfactorios: en particular, la consistencia de los signos de la relación de largo plazo no es la esperada.

Cuadro 1B

Elasticidades

Modelo: consumo de los hogares, ingreso disponible y stock de vivienda

Muestra de	Sistema LCh:		Elasticidades	
estimación	LCII.	Matriz C (representación MA)	Impulso respuesta ^{a/}	Impulso respuesta en diferencias ^{b/}
1955-2002	LYd Lv	(0,106; 3,822)	(0,78; 4,26)	(0,39; 3,487)
1955-2003	LYd Lv	(0,115; 3,646)	(0,78; 4,07)	(0,389; 3,319)

a/ Se refiere al valor que toma el logaritmo del consumo una vez se estabiliza la respuesta tras el choque de una unidad en la variable relacionada. El orden de exogeneidad para la descomposición de Cholesky es LYd, Lv y LCh, siendo el consumo de los hogares la variable más endógena.

variación en la riqueza disminuye, en tanto que el efecto del ingreso disponible sobre el consumo aumenta, aunque el primero sigue siendo superior, comparado con el segundo, independientemente de la forma como se obtengan las elasticidades¹⁸ (Cuadro 2B). En el largo plazo la elasticidad del consumo per cápita, frente a la tasa de interés, sería negativa y comprendida en un rango entre -0,15 y -0,047¹⁹.

Incorporando variables asociadas con la estructura demográfica del país, compatibles con la HCV, estudios anteriores han revelado su poca relevancia en la determinación de los patrones de consumo y ahorro para el caso colombiano (López,

b/El impulso respuesta en diferencias hace alusión a la suma de las primeras diferencias del impulso respuesta. La obtención de las mismas bajo esta última aproximación se sustenta en el hecho de que en el caso continuo, la primera derivada del logaritmo puede aproximarse a la variación porcentual. Fuente: cálculos del autor.

¹⁷ Tras el análisis se mantiene el modelo tipo CD (2), y también se encuentra evidencia para imponer la restricción de exogeneidad débil sobre el ingreso disponible.

Obsérvese lo similares que resultan las elasticidades calculadas según la matriz C y el impulsorespuesta en diferencias.

Nuevamente se plantea una variante del sistema con el ingreso salarial, pero la exclusión de la riqueza y del consumo del vector de cointegración llevan a descartar esta especificación.

Cuadro 2A

Criterios del análisis de cointegración Modelo: consumo de los hogares, ingreso disponible, stock de vivienda y tasa de interés

Sistema [muestra de estimación]	Modelo (rezago)	$\alpha_{x} = 0$	Vector de cointegración (variables, tendencia)
LCh, LYd, Lv, r a/ [1955-2002]	CD (2)	$lpha_{_{Yd}}$	(1 -0,792 -0,616 -0,608 0,008) b/
LCh, LYd, Lv, r e ^t [1955-2003]	CD (2)	$lpha_{_{Yd}}$	(1 -0,750 -0,631 -0,585 0,07) d/

Sistema [muestra de estimación]	Normalidad	Autocorrelación		
[muestra de estimación]		LB	LM(1)	LM(4)
LCh, LYd, Lv, r a/ [1955-2002]	0,18	0,63	0,12	0,25
LCh, LYd, Lv, r e ^d [1955-2003]	0,17	0,50	0,09	0,18

a/ La variable de intervención es dum1 (1962, 1963, 1970). Hacia 1962 y 1963 se observa una de las caídas más relevantes en la tasa de interés, en tanto que para 1970 se observa el mayor crecimiento en el ingreso disponible.

Fuente: cálculos del autor.

Misas y Oliveros (1996)). De hecho, y según se observa en el Gráfico 3, no es clara la relación del crecimiento anual del consumo total de los hogares y el crecimiento anual de la dependencia demográfica, medida como la proporción de la población en un rango de edades que se pudiera entender productivo en relación con la población total. El crecimiento del consumo total de los hogares es mucho más volátil que las variaciones en la estructura demográfica.

De hecho, según se observa en la tabla resumen de las estimaciones (Anexo 4), considerando la variable de dependencia demográfica como la proporción de la

b/ Los errores estándar para beta son (0,000; 0,036; 0,070; 0,087; 0,001).

c/Bajo esta muestra ampliada se mantiene la variable de intervención.

 $[\]textbf{d}/ \ Los \ errores \ estándar \ para \ beta \ son \ (0,000; \ 0,040; \ 0,079; \ 0,099; \ 0,001).$

Cuadro 2B

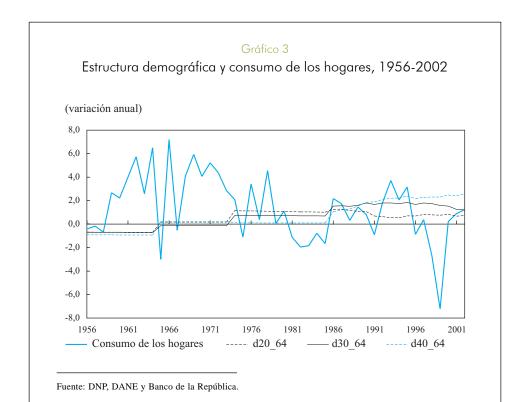
Elasticidades

Modelo: consumo de los hogares, ingreso disponible, stock de vivienda y tasa de interés

Muestra Sistema		Elasticidades			
de	LCh:	Matriz C	Impulso	Impulso respuesta	
estimación		(representación MA)	respuesta ^{a/}	en diferencias	
1955-2002	LYd Lv r	(0,533; 2,964; -0,11)	(0,84; 3,64; -0,047)	(0,536; 2,90; -0,158)	
1955-2003	LYd Lv r	(0,518; 2,75; -0,118)	(0,804; 3,408; -0,07)	(0,505; 2,71; -0,148)	

a/ El orden de exogeneidad para la descomposición de Cholesky es LYd, Lv r y LCh, siendo el consumo de los hogares la variable más endógena.

Fuente: cálculos del autor.



población entre 20 y 64 años, no se logra establecer una relación de largo plazo²⁰. Aun si se modifica la tasa de dependencia y se tiene en cuenta la proporción de la población entre 30 y 64 años o 40 y 64 años, no se logra establecer dicha relación.

El trabajo de López, Misas y Oliveros (1996), además de la demografía, evalúa diferentes sistemas con información comprendida entre 1953 y 1993. También, bajo la técnica de cointegración, en su estimación del equilibrio de largo plazo, incorporan, junto con el ingreso laboral, la riqueza y la tasa de interés, algunas variables relacionadas con la crítica a la Hiper como son las restricciones crediticias y la volatilidad del ingreso.

Conciben, en consecuencia, cinco sistemas que adicionan a las variables anteriores (riqueza, tasa de interés e ingreso laboral), *proxies* de restricciones crediticias, a la incertidumbre en el ingreso, a la utilidad derivada del consumo público y privado y a la estructura demográfica²¹. Encuentran que los sistemas que adicionan el consumo público y la volatilidad del ingreso son los que mejor satisfacen los criterios del análisis de cointegración.

Concluyen que el ingreso laboral es el mayor determinante del consumo total de los hogares en el corto plazo. Según el mecanismo de corrección de error, el consumo crecería entre 0,66% y 0,7% ante un aumento de 1% en el ingreso; además, existe un efecto negativo de la tasa de interés sobre el consumo. En el largo plazo el consumo per cápita se incrementa entre 0,6% y 1% si la tasa de interés decrece en un 1 porcentual. El trabajo encuentra adicionalmente escasa evidencia que sugiriera que las restricciones crediticias hicieran parte de alguna relación de largo plazo.

Como se anotó anteriormente, la interpretación de las elasticidades de largo plazo, basándose en los coeficientes estimados para el vector de cointegración, no resulta del todo precisa; de forma similar a Carrasquilla (1989) y Duarte (2003), la ausencia de la evaluación de la bondad de pronóstico de los sistemas estimados no permite decir mucho acerca de la pertinencia de la Hiper.

Esta variable se contempla dentro de diversas variantes trivariadas, tetravariadas y pentavariadas, que adicionalmente consideran el ingreso salarial o el ingreso disponible.

En su orden las proxies, son: crédito al sector privado como proporción del PIB, desviación estándar del ingreso laboral tres años atrás, consumo público real per cápita, consumo privado real per cápita y porcentaje de la población entre los 18 y los 64 años de edad.

Un punto que merece especial atención es la irrelevancia que tienen las restricciones crediticias para el período de estudio de López, Misas y Oliveros (1996). Esta situación puede diferir de estimaciones más recientes de acuerdo con el cambio importante que se observa en algunas de las variables que sirven como *proxies* de acceso al crédito. Según se aprecia en el Gráfico 4A, la relación crédito/PIB después de 1997 desciende, incluso a pesar de la disminución en el denominador, el cual cae por efecto del retroceso en el crecimiento del producto tras la recesión de 1998.

Concentrándose en la última década, la intermediación financiera en Colombia se estancó tras la crisis de 1998 alrededor de una razón crédito/PIB del 30% en promedio (hasta 2002). Según un informe del Banco Mundial (Solo y Manroth, 2006), este nivel está significativamente por debajo de las razones observadas para Chile, a la par con los de México y por encima de las relaciones calculadas para Perú. El descenso en la intermediación por parte de la banca colombiana puede atribuirse a una creciente aversión al riesgo tras la crisis bancaria de 1998.

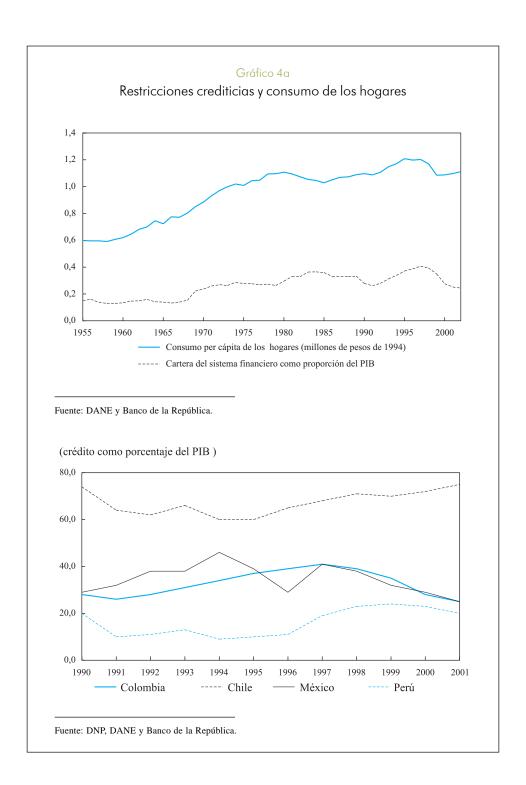
Junto con la relativamente baja profundización financiera, en comparación con otros países de la región, la cual se mantuvo hasta 2002 en niveles inferiores al período que antecede la crisis, el deterioro en la intermediación se asocia, también, con una mayor exposición de los bancos a los bonos y préstamos hacia el sector público, lo cual termina desplazando el crédito destinado al sector privado (Gráfico 4B).

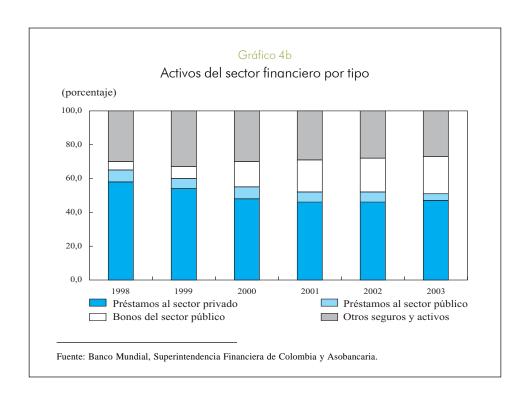
Resulta interesante apreciar en el Gráfico 4C, la relación que guarda el consumo total y de bienes durables por parte de los hogares, con las ventas y avances con tarjeta de crédito²². En comparación con el consumo total se percibe una relación más evidente entre el consumo de bienes durables por parte de los hogares y esta medida aproximada de acceso al crédito.

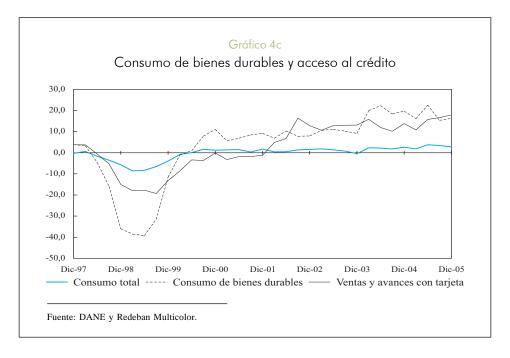
Incorporando la historia reciente y considerando junto con el consumo de los hogares y el ingreso disponible la cartera total del sistema financiero como proporción del PIB²³, es posible establecer, de hecho, una relación de largo plazo (Cuadro

²² Información con periodicidad trimestral.

²³ Obsérvese que se trata de una proxy más general a la utilizada por López, Misas y Oliveros (1996).







3A). Comparando las elasticidades con las obtenidas en las actualizaciones presentadas previamente se observa un mayor efecto del ingreso sobre el consumo (Cuadro 3B). De hecho cuando la variable *proxy* de profundización financiera hace parte de la especificación, la elasticidad ingreso aumenta, independientemente de la lectura que se haga de la misma.

Un mayor acceso al crédito implica la posibilidad de suavizar el consumo, es decir, si se sabe que el ingreso corriente es inferior al ingreso permanente, eventualmente el consumo corriente puede estar por encima del ingreso de ese período, y viceversa; por tal motivo, el sentido del efecto sobre el nivel del consumo no es

Cuadro 3A

Criterios del análisis de cointegración Modelo: consumo de los hogares, ingreso disponible y cartera/PIB

Sistema [muestra de estimación]	Modelo (rezago)	$\alpha_x = 0$	Vector de cointegración (variables, tendencia)
LCh, LYd, LC_Y [1955-2002]	CD(2)	$lpha_{_{Yd}} \ lpha_{_{C_Y}}$	(1 -1,234 0,204 0,003) ^{a/}
LCh, LYd, LC_Y [1955-2003]	CD(2)	$lpha_{_{Yd}} \ lpha_{_{C_Y}}$	(1 -1,222 0,206 0,003) b/

Sistema [muestra de estimación]	Normalidad		Autocorrelación	
[muestra de estimación]		LB	LM(1)	LM(4)
LCh, LYd, LC_Y [1955-2002]	0,03	0,15	0,22	0,11
LCh, LYd, LC_Y [1955-2003]	0,03	0,15	0,19	0,17

a/ Los errores estándar para beta son (0,000; 0,095; 0,051; 0,001).

Fuente: cálculos del autor.

b/ Los errores estándar para beta son (0,000; 0,098; 0,051; 0,001).

Cuadro 3B

Elasticidades Modelo: consumo de los hogares, ingreso disponible y cartera/PIB

Muestra Sistema			Elasticidades			
de	LCh:	Matriz C	Impulso	Impulso respuesta		
estimación		(representación MA)	respuesta ^{a/}	en diferencias		
1955-2002	LYd LC_Y	(1,122 -0,163)	(1,088 -0,1540)	(0,7528 -0,1943)		
1955-2003	LYd LC_Y	(1,089 -0,171)	(1,055 -0,1609)	(0,7238 -0,2004)		

a/ El orden de exogeneidad para la descomposición de Cholesky es LYd, LC_Y y LCh siendo el consumo de los hogares la variable más endógena.

Fuente: cálculos del autor.

unidireccional, en tanto que sí es claro que un mayor acceso al crédito representa una menor volatilidad del consumo. El punto al contemplar la *proxy* de acceso al crédito está en la relevancia que cobra el ingreso corriente como determinante del consumo²⁴, y que se ratifica empíricamente para el caso colombiano.

De acuerdo con las elasticidades halladas para Colombia, el efecto de largo plazo de la profundización financiera sobre el consumo total de los hogares es negativo, por tanto, a un horizonte prolongado y dado un nivel de ingreso, los hogares ahorran más y consumen menos entre mayor acceso al crédito tengan.

Cabe mencionar que para todas las muestras de estimación los parámetros de largo plazo son estables, según se corrobora con las pruebas de estabilidad del vector de cointegración presentadas en el Anexo 7.

²⁴ Al considerar conjuntamente las variables que resultaron relevantes: consumo de los hogares, ingreso disponible, riqueza, tasa de interés y restricciones crediticias ciertos criterios del análisis de cointegración son insuficientes (véase Anexo 5).

A. EVALUACIÓN DEL PRONÓSTICO PARA LOS SISTEMAS ENCONTRADOS

Un punto relevante y no evaluado en los trabajos anteriores es el juzgamiento de la bondad del pronóstico; en consecuencia, se realiza una evaluación sobre la calidad del mismo, basado en aquellas estimaciones que cumplieron satisfactoriamente con los criterios del análisis de cointegración.

La evaluación de pronóstico que se sigue es de tipo rolling, que consiste en realizar el pronóstico manteniendo el tipo de modelo $(D \circ CD)$ y la estructura de rezagos hallada inicialmente con información a 2002, pero reestimando los parámetros de corto y largo plazos al incluir progresivamente información hasta los años 1997, 1998, 1999, 2000 y 2001. De observarse que a dichos períodos el tipo de modelo y la estructura de rezagos varía, para cada uno de los respectivos años se toma la mejor especificación²⁵. Posteriormente, se calculan y promedian algunas de las medidas estándar utilizadas para la evaluación de pronóstico²⁶ a un horizonte de tiempo similar²⁷.

Una medida de bondad del pronóstico que cobra especial relevancia por su aporte en la discusión teórica es la U de Theil²⁸. De acuerdo con esta sencilla razón entre el error de pronóstico de un modelo en particular y el error de pronóstico de una caminata aleatoria, de observarse una relación inferior a 1, es posible concluir que el pronóstico del modelo alternativo supera el de una caminata aleatoria.

Bajo la consideración que la falla en el pronóstico no necesariamente implica que los coeficientes de largo plazo sean incorrectos, cuando se observan los distintos criterios de pronóstico en los sistemas de información hasta ahora estimados sobresale que la U de Theil es superior a 1 (Cuadro 4A).

Lo anterior sugiere que a los distintos horizontes evaluados, y frente a los pronósticos de las especificaciones contempladas, el mejor predictor del consumo total

Valga precisar que se probó que el tipo de especificación inicialmente hallada con información hasta 2002, la cual involucra una tendencia en el vector de cointegración y requiere de dos rezagos, se mantiene en cada uno de los períodos analizados

²⁶ La forma como se construyen las diferentes medidas de evaluación se resume en el Anexo 5.

²⁷ Siendo las medidas a un horizonte de cinco años aquellas que se derivan del pronóstico hasta 2002 con información a 1997.

La medición de la bondad del pronóstico a través de medidas distintas a la U de Theil se presenta en el Anexo 6.

²⁹ La descripción de los datos trimestrales se encuentra en el Anexo 2.

Ev	•	onóstico de los i de Theil prome	modelos evaluad dio	OS
		Sistema {lch, lyd, l n fuera de muestra		
Un año	Dos años	Tres años	Cuatro años	Cinco año
3,6	2,88	4,25	3,91	4,7
		istema {lch, lyd, lv n fuera de muestra		
Un año	Dos años	Tres años	Cuatro años	Cinco año
2,47	1,91	2,63	1,94	2,63
		istema {lch, lyd, lc n fuera de muestra	_, ,	
Un año	Dos años	Tres años	Cuatro años	Cinco año
3,34	2,78	2,54	0,88	1,04

per cápita de los hogares es el propio consumo en el presente. Las conclusiones de la Hiper corresponderían con la evaluación del pronóstico para estos casos y, por tanto, aunque existe evidencia de la relación de largo plazo, los modelos considerados no son suficientes para poder determinar la evolución del consumo de los hogares.

No obstante, si bien a primera vista la bondad del pronóstico para el sistema que involucra la variable de profundización financiera revela que el mejor predictor del consumo es el propio consumo rezagado, se aprecia una mejora importante en la U de Theil en relación con las otras estimaciones; inclusive, a un horizonte de cuatro años el pronóstico a partir del VEC estimado para este sistema de información supera el de una caminata aleatoria.

Realizando una observación más detallada y por años del ejercicio de evaluación fuera de muestra (Cuadro 4B) para este sistema de información, se aprecia que sobre la U de Theil promedio inciden particularmente los errores en el pronóstico de los modelos estimados con información hasta 1999 y 2000; años ciertamente atípicos dado que en 1999 el crecimiento del producto estuvo alrededor del -4%.

En contraste, si se hubiese hecho el pronóstico con información hasta 1997, 1998 ó 2001, una caminata aleatoria no hubiera superado al pronóstico que se estima a partir del modelo de corrección de errores. Según se anotó en el apartado III.A, un episodio atípico como el observado en 1999 puede implicar un cambio determinístico importante en la media de equilibrio, y en consecuencia producir errores de pronóstico, pero no necesariamente cambios en los coeficientes derivados para el largo plazo.

Adicionalmente, no es suficiente que en ciertos períodos la U de Theil revele que la caminata aleatoria es la mejor alternativa de pronóstico para afirmar que las conclusiones de Hall (1978), en lo referente al mejor predictor del consumo sean ciertas. La posibilidad de que el desacierto en el pronóstico se deba, entre otras, a la omisión de alguna o algunas variables, persiste. El punto es que para aquellos períodos donde la especificación sugerida supera la caminata aleatoria, no hay

Cuadro 4B

Evaluación del pronóstico de los modelos evaluados U de *Theil* por años, sistema con *proxy* de acceso al crédito

	997	1998	1999	2000	2001	Promedia
						Tromcure
Un año	0,01	0,63	11,65	4,06	0,37	3,34
Dos años	0,73	0,74	6,13	3,54		2,78
Tres años	0,95	0,75	5,94			2,54
Cuatro años	1,02	0,74				0,88
Cinco años	1,04					1,04

duda de que esta última no es la mejor opción de predicción. La bondad de ajuste del pronóstico puede ser susceptible de mejorar.

B. CONTEXTUALIZACIÓN DE ALGUNOS HALLAZGOS EMPÍRICOS

El efecto negativo de la profundización financiera sobre el consumo total se atribuye a que en el largo plazo, dado un mayor acceso al sistema financiero, los hogares ahorran más y consumen relativamente menos. Por ejemplo, es muy factible que un hogar colombiano, al cual se le abre el acceso a la financiación, destine buena parte de su ingreso al pago de una cuota hipotecaria (lo cual se considera ahorro). Cabe anotar, sin embargo, que en el corto plazo algunos autores encuentran un efecto positivo de la profundización financiera sobre el consumo —al respecto puede revisarse la estimación hecha por Bennet, Loayza y Hebbel (2001) para el caso chileno—.

Como indican Loayza, Hebbel y Servén (2001) la liberalización financiera abarca un conjunto de medidas como la eliminación de los límites al crédito, flexibilidad en los requisitos a la entrada de instituciones financieras extranjeras, liberalización de tasas de interés, desarrollo de mercados de capital y fortalecimiento de la regulación prudencial y de la supervisión. Analíticamente, el efecto de la liberalización se puede dividir en un efecto directo, con un impacto positivo sobre el consumo en el corto plazo, y otro indirecto, con efectos positivos sobre el ahorro hacia el largo plazo.

El impacto directo de corto plazo está, además, constituido por canales de precio y cantidad. El primero opera vía tasas de interés. Tras la disminución en la tasa de interés (una vez se amplia la oferta de crédito) y dado que, como se probó en Colombia, prima el efecto sustitución sobre el ingreso, es de esperar que aumente el consumo y disminuya el ahorro. Adicionalmente el hecho de que se amplíe el acceso de los hogares al crédito hace que sean capaces de financiar mayores niveles de consumo dados sus niveles de ingreso.

El componente de corto plazo de la estimación actualizada para Colombia respalda el impacto positivo que tiene inicialmente el mayor acceso al crédito sobre el consumo. Cuando se observa en la ecuación de la primera diferencia del logaritmo natural del consumo total de los hogares, el coeficiente estimado para el rezago anual de la primera diferencia del logaritmo natural del crédito en proporción al PIB es positivo, significativo e igual a 0,1265 para la muestra a 2002, y 0,1238 para la muestra a 2003.

Hacia el largo plazo Loayza y Shankar (2000) sugieren que, en países como la India, la liberalización de los mercados financieros domésticos y el fortalecimiento del sector bancario han inducido a que los agentes privados cambien la composición de sus activos en favor de bienes durables. Los autores van más allá y proponen, para el caso de la India, incluir en la contabilidad del ahorro el gasto en bienes durables.

El anterior patrón de gasto, dado un mayor acceso al crédito, se puede extender para el caso colombiano. Recopilando la regularidad observada en el Gráfico 4C, puede verse cómo la dinámica en las ventas y avances con tarjeta de crédito está mucho más relacionada con la evolución en el consumo de durables, que con la tendencia en el consumo de bienes totales por parte de los hogares. De hecho, siguiendo esta preferencia por durables una vez se cuenta con el suficiente acceso al crédito, puede que los hogares destinen parte de su ingreso al ahorro con el fin de invertir posteriormente en activos como la vivienda. Resulta coherente pensar que en el largo plazo entre mayores sean las restricciones y, por tanto, menor la participación del crédito, la porción del ingreso destinado a ahorrar sea menor.

Ante el particular comportamiento del gasto en bienes durables se abordó el problema por tipo de bienes. Para ello se analizaron dos conjuntos de datos. El primero, con periodicidad anual comprendido entre 1965 y 2002, el segundo, con información trimestral desde 1996:I hasta 2005:IV. Bajo esta última frecuencia el período considerado es relativamente corto dada la disponibilidad de información, sin embargo, se cuenta con medidas más específicas de restricciones crediticias, tal es el caso de las ventas y avances con tarjeta de crédito²⁹.

Con el conjunto de información anual no se puede establecer una relación de largo plazo entre el gasto en bienes durables, las diversas medidas de ingreso y una *proxy* tan amplia de restricciones crediticias. La exclusión del ingreso de la relación de largo plazo es una constante en los diversos sistemas analizados.

Para el caso trimestral persiste la evidencia de exclusión del ingreso disponible de la relación de largo plazo, por lo que se procede a estimar preliminarmente un

 $^{^{29}}$ La descripción de los datos trimestrales se encuentra en el Anexo 2.

sistema multivariado sin dicha relación. La estimación VAR, así como las representaciones uniecuacionales en aquellos casos donde no se puede rechazar la hipótesis de que la primera diferencia del logaritmo del consumo de durables no causa Granger la primera diferencia del logaritmo del ingreso disponible, no arroja estimaciones satisfactorias en términos de *significancia* y comportamiento de los residuales. La brevedad de la información puede estar incidiendo.

V. CONCLUSIONES

La cuestión del consumo y sus determinantes en Colombia no es para nada un tema nuevo; de hecho, el caso colombiano coincide con la multiplicidad de estimaciones observadas en la literatura general.

El problema es un asunto vigente pues queda claro, tras la presente revisión, que al pretender caracterizar la evolución del consumo es necesario investigar en determinados períodos las relaciones que avalan su dinámica. Por ejemplo, al incorporar la historia reciente de la economía colombiana las restricciones crediticias terminan desempeñando un papel importante en la explicación de su comportamiento, lo cual contrasta con estudios precedentes.

Las estimaciones corroboran adicionalmente para el caso colombiano la existencia de una relación de largo plazo entre el consumo de los hogares, la *proxy* de riqueza y la tasa de interés. La dependencia demográfica no es una variable que afecte los patrones de ahorro y consumo para Colombia lo que concuerda con hallazgos previos.

El efecto del *stock* de vivienda, como *proxy* de la riqueza, supera sustancialmente el efecto del ingreso disponible sobre el consumo de los hogares. En relación con la tasa de interés, las elasticidades estimadas avalan para el caso colombiano un efecto negativo sobre el consumo y en términos cuantitativos, coincide con algunas estimaciones anteriores.

Pese a la existencia de la relación de largo plazo en diversos sistemas de información, el ingreso disponible podría ser una variable útil en la predicción del consumo total de los hogares, sólo cuando se consideran paralelamente las restricciones crediticias (salvo aquellos períodos atípicos donde el ingreso experimenta serias fluctuaciones). La bondad de ajuste deficiente en sistemas que cumplen con los

criterios del análisis de cointegración no constituye una razón suficiente para desestimar las elasticidades de largo plazo. Como se mencionó, una estrategia que pone mucho énfasis en el comportamiento del pronóstico y sus fallas, sin una evaluación cuidadosa de las causas, corre el riesgo de descartar modelos que pueden contener importantes elementos estructurales.

La relevancia que toma el ingreso al considerar simultáneamente el acceso al crédito sugiere que no se da una completa suavización de la trayectoria de consumo al verse limitada esta posibilidad. La mayor elasticidad del consumo frente al ingreso, cuando se controla por la presencia de restricciones al crédito, respalda este aumento en la sensibilidad del consumo.

El hecho de que el ingreso corriente de los hogares afecte la evolución del consumo no implica que estos actúen de manera irracional. Las restricciones al crédito, acentuadas tras la crisis de 1998, limitan la capacidad de flexibilizar el gasto. Hacia el largo plazo cuando los hogares gozan de mayor acceso al sistema financiero terminan destinando una creciente proporción de su ingreso a ahorrar. Casos externos sugieren que dado este mayor acceso los hogares tienden a acumular bienes durables y activos como la vivienda. Es por tanto recomendable ahondar en la identificación de las restricciones que imperan en Colombia.

Al tratar de ser más específicos, y considerando la amplitud de una variable como el consumo, se desarrollaron diversas estimaciones para el caso del gasto en bienes durables. Con periodicidad trimestral, el período considerado es relativamente corto dada la disponibilidad de información; sin embargo, se cuenta con medidas más específicas de restricciones crediticias, tal es el caso de las ventas y avances con tarjeta de crédito. Entre tanto, con el conjunto de información anual no se puede establecer una relación de largo plazo entre el gasto en bienes durables, las diversas medidas de ingreso y una *proxy* tan amplia de restricciones crediticias. Con el tiempo cabría solucionar los problemas asociados con la brevedad y medición de la información.

La tendencia por destinar mayor proporción del ingreso a la compra de durables (automóviles, por ejemplo) y eventualmente al ahorro para la adquisición de activos como la vivienda dado un mayor acceso al crédito, es una cuestión abierta. La transición del efecto positivo de corto plazo del acceso al crédito sobre el consumo total *vs.* el efecto positivo sobre el ahorro en el largo plazo puede ser eventualmente estudiado a través de modelos de umbral que determinen el momento y las variables cruciales en la transición.

REFERENCIAS

- 1. Bennett, H.; Loayza, N.; Schmidt-Hebbel, K., "Un estudio del ahorro agregado por agentes económicos en Chile", F. Morandé y R. Vergara (eds.), *Análisis empírico del ahorro en Chile*, Banco Central de Chile, 2001.
- 2. Bernheim, B., *et al.*, "The Strategic Bequest Motive", *Journal of Political Economy*, vol. 6, núm. 93, 1985, pp. 1045-1076.
- 3. Berg, L., "Housing and Financial Wealth; Financial Deregulation and Consumption-The Swedish Case: The experience of the Nordic countries Scandinavian", *Journal of Economics*, vol. 3, núm. 97, 1995.
- 4. Brodin, P.; Nymoen, R., "The Consumption Function in Norway. Breakdown and Reconstruction", *Arbeidsnotat*, 1989/7, Norges Bank, 1989.
- 5. Brodin, P.; Nymoen, R., "Wealth Effects and Exogenity: The Norwegian Consumption Function 1966.1-1989.4", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, núm. 54, 1992.
- 6. Camerer, C.; Chua, Z., "Experiments on Intertemporal Consumption with Habit Formation and Social Learning" (unpublished research paper), 2006.
- 7. Carrasquilla, A., "La asignación intertemporal del consumo en Colombia: un enfoque de cointegración", *Ensayos sobre Política Económica*, núm. 16, diciembre, 1989.
- 8. Carrizosa, M., "Las tasas de interés y el ahorro financiero en Colombia", *Revista Banca y Finanzas*, núm. 189, 1985.
- 9. Carroll, C.; Summers, L., "Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence", *NBER*, documento de trabajo, 3090, 1989.
- 10. Carroll, C.; Christopher, D., "Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 1, núm. 112, 1997, pp. 1-56.

- 11. Carroll, C.; Christopher, D.; Overland, J.; Weil, D. N., "Saving and Growth with Habit Formation", *American Economic Review*, vol. 3, núm. 90, 2000, pp. 341-355.
- 12. Clements, M. P.; Hendry, D. F., *Forecasting Non-stationary Economic Time Series*, Cambridge, The MIT Press, 1999.
- 13. Davidson, J. E.; Hendry, D.; Srba, F.; Yeo, S., "Econometric Modelling of The Aggregate Time-Series Relationship between Consumers", *Economic Journal*, núm. 88, 1978.
- 14. Deaton, A., *Understanding Consumption*, Oxford, Oxford University Press, 1992.
- 15. Doornik, J. A.; Hendry, D. F., "The Implications for Econometric Modeling of Forecast Failure", *Scottish Journal of Political Economy*, núm. 44, 1997, pp. 437-461.
- 16. Duarte, L., "Los determinantes del consumo y la propensión marginal a la riqueza en Colombia", versión interna de la Dirección General de Política Económica del Ministerio de Hacienda, 2003.
- 17. Dusenberry, James S., *Income, Savings, and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge (MA), Harvard University Pres, 1949.
- 18. Eitrheim, O.; Jansen, E. S.; Nymoen, R., "Progress from Forecast Failure– The Norwegian Consumption Function", *Royal Economic Society*, vol. 5, núm. 1, 2002, pp. 40-64.
- 19. Fernández-Corugedo, E., *Consumption Theory*, London, Bank of England, Handbooks in Central Banking, 2004.
- 20. Flavin, M., "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income", *Journal of Political Economy*, núm. 89, 1981.
- 21. Friedman, M., A Theory of the Consumption Function, Princeton, Princeton University Press, 1957.

- 22. Gallego, F.; Morandé, F.; Soto, R., "El ahorro y el consumo de bienes durables frente al ciclo económico ¿Consumismo, frugalidad, racionalidad?", Morandé, F.; Vergara, R. (eds.), *Análisis empírico del ahorro en Chile*, Banco Central de Chile, 2001.
- 23. Gallego, F.; Soto, R., "Evolución del consumo y compras de bienes durables en Chile, 1981-1999", Documentos de trabajo, núm. 79, Banco Central de Chile, 2000.
- 24. Hall, R. E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, núm. 86, 1978.
- 25. Harberger, A., "La tasa de rendimiento de capital en Colombia", *Revista de Planeación y Desarrollo*, núm. 3, 1969, pp. 13-42.
- 26. Harris, R.; Sollis, R., *Applied Time Series Modeling and Forecasting*, Halsted Press, 2003.
- 27. Hernández, J. N., "Demanda de importaciones para el caso colombiano: 1980-2004", Borradores de Economía, núm. 333, Banco de la República, 2005.
- 28. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12, 1988, pp. 231-254.
- 29. Johansen, S., "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of non-Stationary Variables", *Econometric Review*, núm. 13, 1994, pp. 205-229.
- 30. Keynes, J. M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London, Macmillan, 1973.
- 31. Kimball, M. S. "Precautionary Saving in the Small and in the Large", *Econometrica*, núm. 58, 1990.
- 32. Loayza, N.; Schmidt-Hebbel, K.; Servén, L., "Una revisión del comportamiento y de los determinantes del ahorro en el mundo", Morandé, F.; Vergara,

- K. (eds.) *Análisis empírico del ahorro en Chile*, Banco Central de Chile, 2001.
- 33. Loayza, N.; Shankar, R., "Private Saving in India", *World Bank Economic Review*, vol. 14, núm. 3, 2000, pp. 571-594.
- 34. López, A.; Gómez, C.; Rodríguez, N., "La caída de la tasa de ahorro en Colombia durante los años noventa: evidencia a partir de una base de datos para el período 1950-1993", Borradores de Economía, núm. 57, Banco de la República, 1996.
- 35. López, A.; Misas, M.; Oliveros, H., "Understanding Consumption in Colombia", Borradores de Economía, núm. 58, Banco de la República, 1996.
- 36. Lucas, R. E., "Econometric Policy Evaluation: a Critique", *The Phillips Curve and Labor Markets*, North Holland, 1976.
- 37. Lütkepohl, H., *Introduction to Multiple Time Series Analysis* (second edition), Spriger-Verlag, 1993.
- 38. Misas, M.; Ramírez, M. T.; Silva, L., "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes", Borradores de Economía, núm. 178, Banco de la República, 2001.
- 39. Modigliani, F., "Fluctuations in the Saving-Income Ratio: A Problem in Economic Forecasting", *Studies in Income and Wealth*, núm. 11, NBER, 1949.
- 40. Palumbo, M.; Rudd, J.; Whelan, K., "On the Relationships between Real Consumption, Income, and Wealth", *Finance and Economics Discussion Series*, núm. 2002-38, Federal Reserve Board, 2002.
- 41. Solo, M. Manroth, A., "Access to Financial Services in Colombia", *World Bank Policy Research*, núm. 3834, 2006.
- 42. Wakabayasshi, M.; Yuji, C. O., "Borrowing Constraints and Consumption Behavior in Japan", working paper, núm. 11560, NBER, 2005.

PRINCIPALES REFERENTES TEÓRICOS

Para una sencilla comparación entre los diversos enfoques teóricos se realiza un ejercicio en tres períodos, donde adicionalmente se asume una senda exógena de ingreso a lo largo de la vida de un individuo, dada por 10, 50 y 30¹. Esta senda del ingreso corriente, en línea con la hipótesis del ciclo de vida, muestra un comportamiento sistemático de acuerdo con aspectos como la edad del individuo. Al iniciar su ciclo de vida y al finalizar el mismo el ingreso no es tan alto como aquel esperado en el auge de su vida productiva.

A1.1 Hipótesis del ingreso absoluto

Keynes se basa en el sencillo principio según el cual el gasto en consumo está en función del ingreso disponible (después de impuestos); así, por ejemplo:

(A1.1)
$$c_t = \alpha + \beta y_t$$

Donde:

 $0 < \beta < 1$, es la propensión marginal a consumir α , es el componente autónomo del consumo, mayor a 0. c_t , es el consumo y, y_t consumo personal e ingreso disponible total en t

En un ejemplo numérico simplificado tal que:

(A1.2)
$$c_t = 3 + 0.7 y_t$$
.

Se tendría que:

y_t c_t		Consumo en proporción al ingreso		
10	10	100%		
50	38	76%		
30	24	80%		

Sin ninguna unidad de medida en particular, pero dada en todo caso por la misma unidad.

Obsérvese que el porcentaje del ingreso que se ahorra crece con éste. Los instrumentos de política económica no tienen efecto directo sobre el consumo. Lo afectan de forma indirecta a través del ingreso disponible.

A1.2 Hipótesis del ingreso permanente

La hipótesis del ingreso permanente se fundamenta en que los agentes maximizan la utilidad que deriva de su consumo, a lo largo de la vida, sujetos a la restricción que imponen sus ingresos durante la misma.

Inicialmente, asúmase un modelo de dos períodos donde se tiene perfecta previsión sobre el ingreso corriente y futuro $^2(y_1, y_2)$. La utilidad que genera el consumo corriente y futuro se puede generalizar de acuerdo con la siguiente especificación:

(A1.3)
$$U_1 = u(c_1) + \beta u(c_2)$$

donde, 0 < b < 1, es un factor subjetivo de descuento intertemporal. Además, $u'(c_1) > 0$ y $u''(c_1) < 0$. La maximización de esta función de utilidad se ve limitada por la siguiente restricción:

(A1.4)
$$c_1 + \frac{c_2}{1+r} = y_1 + \frac{y_2}{1+r}$$

Donde r es la tasa de interés para prestar o pedir prestado en el mercado de capitales y en consecuencia, 1/1+r el factor de descuento de mercado. De la condición de primer orden de la maximización de (A1.3) sujeta a (A1.4) se deriva la ecuación de Euler:

(A1.5)
$$u'(c_1) = (1 + r) \beta u'(c_2)$$

Según la cual una asignación óptima de consumo es aquella donde la utilidad marginal del consumo hoy, es igual a la utilidad marginal del consumo futuro traído a valor presente incorporando, adicionalmente, el costo de postergar el consumo.

² Ello iría en línea con un escenario de expectativas racionales.

Asumiendo que el factor subjetivo de descuento intertemporal de la utilidad (β) es igual al factor de descuento del mercado, se deriva que: $u'(c_1) = u'(c_2)$ y, en consecuencia, el consumidor prefiere una senda de consumo plana donde $c_1 = c_2$. Se puede generalizar este resultado para un modelo con más períodos y se mantiene que, en general:

(A1.6)
$$u'(c_t) = (1+r) \beta u'(c_{t+1})$$

Luego con $\beta = 1/1 + r$, se obtiene que $c_t = c_{t+1}$. Para un ejercicio con tres períodos, de acuerdo con (A1.6), y modificando (A1.4) a ese horizonte, se tendría que:

(A1.7)
$$c_1 = c_2 = c_3 = c = \frac{y_1 (1+r)^2 + y_2 (1+r) + y_3}{(1+r)^2 + 2 + r}$$

Siguiendo la senda exógena del ingreso, el consumo a lo largo de los tres períodos estaría dado por:

y_t	10	50	30
$c_{t}(r=0,1)$	29,3	29,3	29,3

Claramente la senda de consumo se suaviza en comparación con la hipótesis del ingreso absoluto. El ingreso corriente no tiene un impacto significativo sobre el consumo³. En términos de política habría efectos no sólo a través de la tasa de interés (*r*). El tipo de choques y su percepción como permanentes o transitorios incide en las asignaciones óptimas de los consumidores.

A1.3 Hipótesis del ciclo de vida y patrones de consumo

La hipótesis del ciclo de vida, en comparación con el ejercicio precedente implica una restricción adicional: el agente es consciente de unas necesidades mínimas de

Sobre períodos de tiempo que comprendan muchos años, el ingreso corriente será muy similar al ingreso permanente, y en esa medida el consumo será proporcional al ingreso.

consumo, por ejemplo en el período 2 puede requerir un consumo mínimo igual a \tilde{c}_2 . Entre otros aspectos, el individuo puede estimar que en la mitad de su ciclo de vida requiere consumir más, por cuanto enfrenta mayores responsabilidades o un patrón de gasto más exigente.

La utilidad y las restricciones para el modelo de tres períodos serían, en consecuencia:

(A1.8)
$$U_1 = u(c_1) + \beta u(c_2) + \beta^2 u(c_3)$$

(A1.9)
$$c_1 + \frac{c_2}{1+r} + \frac{c_3}{(1+r)^2} = y_1 + \frac{y_2}{1+r} + \frac{y_3}{(1+r)^2}$$

(A1.10)
$$c_2 = \tilde{c}_2$$

Tras la maximización de (A1.8) sujeta a (A1.9) y (A1.10) se llega a la condición de Euler, donde $u'(c_1) = [(1+r)^2] \beta^2 u'(c_3)$ y con $\beta = 1/(1+r)$, se obtiene: $c_1 = c_3$. Adicionalmente, con $c_2 = \bar{c}_2 = 40$ y r = 0,1.

(A1.11)
$$c_1 = c_3 = \frac{y_1(1+r)^2 + y_2(1+r) + y_3 - \tilde{c}_2(1+r)}{(1+r)^2 + 1}$$

Período	$\boldsymbol{\mathcal{Y}}_t$	$c_{_t}$
1	10	24
2	50	40
3	30	24

Obsérvese que, si bien se logra cierta suavización del consumo, la restricción adicional implica una mayor relación con el ingreso.

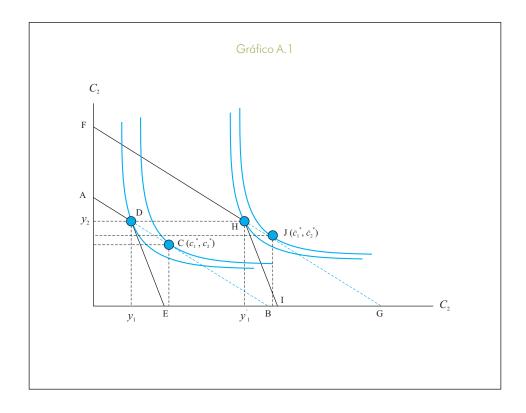
A1.4 El papel de las restricciones en el mercado de capitales: de vuelta al ingreso corriente

Supongamos que el individuo enfrenta el problema de asignación del consumo para dos períodos y se encuentra en un mercado de capitales sin imperfecciones

(caracterizado por aspectos como libre acceso al crédito y tasa de préstamo igual a tasa de depósito). En ese contexto, la restricción que enfrenta el individuo a un horizonte de dos períodos vendría dada por la línea recta AB, donde se mantiene la relación: $c_1 + [c_2/(1+r)] = y_1 + [y_2/(1+r)]$ (Gráfico A.1).

De acuerdo con su curva de indiferencia, el individuo se ubicaría en el punto C, donde pide prestada una cantidad equivalente a: $(c_1^* - y_1)$. Su consumo en el período 1 no se restringe por su ingreso corriente.

Considerando el caso en el cual la tasa de préstamo es superior a la de depósito (es decir, un tipo de imperfección en el mercado de capitales) la restricción del individuo vendría dada, ahora, por el segmento ADE. A la izquierda del punto $C_1 = y_1$, la restricción vigente sería el segmento AD [$c_1 + (c_2/(1+r)) = y_1 + (y_2/(1+r))$] en tanto que a la derecha del punto $C_1 = y_1$ la restricción sería aquella asociada con el segmento de DE [$c_1 + (c_2/(1+r')) = y_1 + (y_2/(1+r'))$]. El individuo maximiza su utilidad en el punto D, consumiendo todo su ingreso en cada



período. La presencia de la imperfección hace que el individuo se ubique en un nivel de utilidad inferior a aquel que obtiene en el punto *C*.

Si el ingreso en el período 1 aumenta de y_1 a y_1 , la restricción del individuo que no enfrenta restricciones crediticias pasa de la línea AB a la línea FG, mientras que la restricción del individuo que enfrenta restricciones crediticias pasa de la línea ADE a la línea FHI. El primero maximiza su utilidad en el punto $J(\tilde{c}_1^*, \tilde{c}_2^*)$, mientras que el último la maximiza a un menor nivel de utilidad en el punto H.

Del ejercicio anterior queda claro que cambios en el consumo no corresponden estrictamente con cambios en el ingreso, siempre que el individuo no enfrente restricciones crediticias (punto J). En el contexto de un mercado de capitales imperfecto, los cambios en el consumo coinciden con cambios en el ingreso corriente (punto H).

Este mismo ejemplo gráfico puede ser usado para analizar el caso en el cual el individuo no puede pedir prestado; en dicho caso, la restricción incluiría al segmento AD, pero el segmento DE sería vertical.

DATOS

Datos anuales

El sistema de información anual que se analiza abarca observaciones per cápita comprendidas entre 1954 y 2002¹, y se construye a partir de las siguientes variables:

Consumo

- Consumo de los hogares (incluye ISFLSH²): para la construcción de la serie de consumo de los hogares de 1950 a 2004, en términos reales, en primera instancia se toma la serie calculada por López, Gómez y Rodríguez (1996) del consumo nacional privado (de 1950 a 1990). La ventaja de esta serie radica en que utilizó un procedimiento que permitió tratar de forma conjunta las cuentas nacionales producidas por el DANE, con aquellas series inicialmente calculadas por el Banco de la República para el período 1950-1980. De 1990 a 2004 la serie se actualiza con información del DANE.
- Consumo final de bienes durables por parte de los hogares: la serie de consumo de bienes durables para el período 1965 a 2002 en millones de pesos se construye, en primera instancia, para el período 1965 a 1995, según lo permite la discriminación disponible en la metodología base 75 del DANE, a partir de los crecimientos anuales en el consumo de muebles, accesorios fijos, alfombras y otras cubiertas para piso, aparatos de cocinar y calentar, refrigeradores, lavadoras y otros aparatos domésticos, aparatos y equipos terapéuticos, equipo de transporte personal y equipos y accesorios. Para el período 1992 a 2002, y con el cambio de metodología (base 94)³, se considera el consumo en muebles, accesorios, aparatos de cocinar y calentar, herramientas para la casa y el jardín, aparatos y equipos terapéuticos, compra de vehículos, equipos y accesorios, equipo para grabación de ima-

Más allá de 2002 se mantienen las mismas fuentes.

² Instituciones sin fines de lucro que sirven a los hogares.

³ Estos cambios en metodología incluye aspectos como cambios en la muestra y la redefinición de algunos ítems.

gen y sonido, joyas y relojes (descontando las respectivas reparaciones). Para obtener la serie en términos reales, el deflactor utilizado es el IPC fin de, base 1994.

Ingreso

- Ingreso disponible de los hogares: para la serie del ingreso disponible en términos corrientes de 1950 a 2002, se toma de 1950 a 1987 el crecimiento anual del ingreso disponible total de los hogares en millones de pesos calculado por López, Gómez y Rodríguez (1996). De 1988 a 2002, los crecimientos anuales del ingreso disponible de los hogares e instituciones privadas sin fines de lucro que sirven a los hogares según información del DANE.
- Ingresos salariales: para la construcción de la serie de ingresos salariales corrientes de 1950 a 2002 se considera de 1950 a 1987 el crecimiento anual de los ingresos salariales corrientes calculados por López, Misas y Oliveros (1996). De 1988 a 2002 se toma el crecimiento anual de la remuneración de los asalariados, según un cuadro resumen de los agregados macroeconómicos del DANE.

Población

La proyección de la población colombiana parte de las observaciones puntuales de los censos de 1964 y 1973 y del dato de población de 1950, suministrado por el DNP, y desde 1985 se sigue la proyección del DANE.
 La dependencia demográfica se mide como la razón de la población entre x y y años y la población total.

Riqueza

 Stock de vivienda: La serie del stock de vivienda se calcula partiendo de la formación bruta de capital físico en edificaciones residenciales y según la

El método de Harberger acumula la inversión y descuenta la depreciación a un stock inicial de capital. El stock inicial, siguiendo esta metodología, se calculó como la razón entre el promedio

metodología de Harberger (1969)⁴. De 1950 a 1993 la serie de inversión en vivienda proviene de los cálculos de López, Gómez y Rodríguez (1996) y de 1994 en delante, de información suministrada por la sección de Estadística del Banco de la República.

• Interés: de 1950 a 1979 se toma la tasa de interés calculada por Carrizosa (1985). Para el período 1980 a 1993 la información proviene de la tasa de los CDT 90 días en términos nominales según López et al. (1996) y de 1994 en adelante de la serie suministrada por el Departamento de Estadística del Banco de la República. El dato real se construye considerando la respectiva inflación anual.

Restricciones crediticias

Cartera total del sistema financiero como proporción del PIB: La series de cartera total del sistema financiero y del PIB se extraen de la información contenida en la publicación de los *Principales indicadores económicos 1923-1997* del Banco de la República. De 1998 en adelante se utiliza la información de cartera neta suministrada por el Departamento Técnico y de Información Económica del Banco de la República. La serie del PIB para el período 1998 a 2002 proviene del DANE.

Datos trimestrales

Consumo

• Consumo de bienes durables por parte de los hogares: para la construcción de la serie trimestral de consumo de bienes durables en términos reales se toma la información estadística proveniente del DANE, la cual desagrega el consumo final desestacionalizado de los hogares residentes efectuado dentro del territorio económico según tipo de bien para el período 1994:I a 2005:IV. De acuerdo con la clasificación del consumo según

de la formación bruta de capital entre 1950 a 1952 y la suma de un crecimiento promedio de la inversión en edificaciones para dicho período de 0,05 y una depreciación de la vivienda de 0,025.

durabilidad, la metodología del DANE incluye dentro del grupo de durables los muebles, los aparatos de cocinar, las herramientas, quipos y aparatos terapéuticos, automóviles, relojes y joyas y equipo fotográfico.

Ingreso

• Ingreso disponible con información de balanza pagos: dada la trimestralización de la cuenta corriente de 1996:I a 2005:IV la serie de ingreso disponible se construye para este mismo período agregando al PIB, la renta neta de los factores externos (ingresos menos egresos) y las transferencias corrientes, estas últimas en una importante proporción constituidas por las remesas. Una variante de este cálculo del ingreso disponible se efectúa cuando al agregar al PIB la renta neta de los factores externos no se contemplan los ingresos y egresos que por intereses tiene el sector público, al tiempo que se descuenta la remisión neta de utilidades y dividendos y los intereses netos de la demanda externa privada. Los ingresos tributarios del Gobierno nacional central⁵ se descuentan y se incluyen las transferencias corrientes.

Restricciones crediticias

 Ventas y avances con tarjetas de crédito: la información de ventas y avances con tarjetas de crédito para el período 1996:I a 2005:IV proviene de la información mensual que reporta Redeban Multicolor, compañía dedicada a la transferencia electrónica de fondos entre entidades financieras y establecimientos comerciales.

⁵ Información proveniente de la Sección de Sector Público del Banco de la República.

METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN: MODELO MULTIVARIADO CON CORRECCIÓN DE ERRORES (VEC)

Los sistemas de información se amplían sucesivamente partiendo de un sencillo sistema divariado, el cual incluye el consumo de los hogares y el ingreso (en línea con la HIA), para posteriormente contemplar variables como dependencia demográfica, riqueza y acceso al crédito de acuerdo con los lineamientos teóricos expuestos anteriormente.

Se plantea en consecuencia la siguiente especificación

(A3.1)
$$\Delta Y_{t} = \Gamma_{1} \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \prod Y_{t-1} + \mu + \Psi D_{t} + \varepsilon_{t};$$

siendo Y_{t} el sistema de información compuesto por las variables sugeridas por determinada teoría; D_{t} , el conjunto de elementos determinísticos, y $\Pi = \alpha \beta'$, el producto entre las velocidades de ajuste a y el respectivo vector de cointegración β .

Se trabajan con las series en logaritmo natural¹ y se estima la existencia de la relación de largo plazo de uno a seis rezagos bajo dos especificaciones particulares. En la primera, que denominaremos *CD*, al no percibirse una clara tendencia cuadrática en el nivel de los datos no se incluye una tendencia de tiempo en el corto plazo del modelo²; sin embargo, al poder existir algún crecimiento lineal de largo plazo, que el modelo no es capaz de incorporar, se asigna una tendencia lineal al vector de cointegración. Esta variable es capaz de capturar el efecto del crecimiento de una variable exógena, no especificada como el progreso tecnológico³.

Esta condición de tendencia cuadrática puede entenderse como necesaria en la medida que de no ser al menos cuadrática y si por el contrario lineal, su diferencia será cero o si al caso constante, lo que afectaría el intercepto y no la tendencia.

Con excepción de la tasa de interés.

Cualquier variable de Zt, vector de n variables "potencialmente endógenas", puede entablar una relación cointegrante con el tiempo; luego, la inclusión de la tendencia al espacio de cointegración es necesaria (Harris, 1989: p. 122, pie de página número 32). En particular, es de esperar que los hábitos de consumo se adapten paulatinamente al constante cambio técnico.

Adicionalmente, al observarse cierta tendencia lineal en los datos⁴ se contempla un tipo de modelo, que denominaremos D, donde el intercepto del vector de cointegración se combina con el de corto plazo, dejando un intercepto promedio hacia el corto plazo. Ello también sucede en el modelo tipo CD, con la diferencia de que, bajo la especificación tipo D, no se incorpora un componente de tendencia lineal ni en el corto ni en el largo plazos. Se sigue, en consecuencia, la selección de componentes determinísticos propuesta por Johansen (1994).

Una vez que se encuentra existencia de cointegración⁵, y el comportamiento de los residuales se juzga como adecuado al ser ruido blanco y normal multivariado (Lütkepohl, 1993) los modelos se someten a pruebas de exogeneidad débil y exclusión del vector de cointegración. Es de señalar que, dado el propósito del trabajo se requiere que el consumo no presente evidencia de exogeneidad débil y que ninguna de las variables del sistema esté excluida del vector de cointegración.

En caso de no encontrar evidencia para rechazar la hipótesis de exogeneidad débil de las variables distintas al consumo, se estiman las elasticidades de largo plazo considerando el sistema bajo restricciones de exogeneidad débil; ello consiste, fundamentalmente, en imponer un 0 sobre las velocidades de ajuste α_i , de manera que el desequilibrio de largo plazo no afecta a las ecuaciones de corto plazo de las variables que se estiman exógenas débiles⁶.

Para obtener las elasticidades es importante observar que, por lo general, en la literatura empírica se han asociado las mismas con el vector de cointegración; sin embargo, y como señala Misas, Ramírez y Silva (2001) citando a Johansen, esta interpretación es controversial, pues ignora la dinámica de largo y corto plazos. Se sugieren, entonces, formas alternativas para obtener dichas elasticidades, tales como el análisis de impulso-respuesta o la matriz C, fruto de la representación MA del sistema:

Obsérvese, por ejemplo, en el Gráfico 4a la evolución en el nivel del consumo per cápita de los hogares.

Es de señalar que, en el análisis de cointegración se consideran variables dummies que recogen valores atípicos cuando así se requiera; además en la determinación del rango por el estadístico de la traza se tiene en cuenta que de acuerdo con Cheung y Lai (1993), dicha prueba muestra más asimetría y exceso de curtosis que el de máximo valor propio (en los residuos), por lo que se requiere una corrección previa por tamaño de muestra.

⁶ Desde luego, se observa que los residuales mantengan un comportamiento adecuado tras la imposición de las restricciones.

(A3.2)
$$Y_{t} = C \sum_{i=1}^{t} (\varepsilon_{t} + \Psi D_{i}) + C(L)(\varepsilon_{t} + \Psi D_{t}) + P_{\beta \perp} Y_{0}$$

donde:
$$C = \beta_{\perp} (\alpha_{\perp}' \Gamma \beta_{\perp})^{-1} \alpha_{\perp}'' \text{ y } P_{\beta_{\perp}} = \beta_{\perp} (\beta_{\perp}' \beta_{\perp})^{-1} \beta'$$

De forma tal que un choque aleatorio en el momento t=1, sobre una de las ecuaciones del sistema, tiene un efecto de corto plazo a través de $C(L)\varepsilon_t$, el cual desaparece en el tiempo, y un efecto de largo plazo en la matriz C a través de la columna correspondiente a la ecuación bajo el choque.

Cuadro A.4 Cuadro resumen de las estimaciones

Modelo	Teoría subyacente	Rango (rezago) tipo de especificación mejor(es) modelo(s)	No exclusión vector de cointegración	débil	Signos de b intuitivos	No autoco- rrelación	Normalidad	Series exógenas dummies (años
LCh LYd	HIA	1 (3,4,6) CD	\checkmark	$\alpha_{Ch} = 0$	\checkmark	\checkmark	\checkmark	
LCh LYs	HIA	0	\checkmark	\checkmark	\checkmark	\checkmark	\checkmark	
LCh LYd Lv	HIP controlando por riqueza	1 (2) CD	\checkmark	$\alpha_{Yd} = 0$	\checkmark	\checkmark	\checkmark	D1(70, 99)
LCh LYs Lv	HIP controlando por riqueza	1 (5) D	\checkmark	\checkmark	Lv	\checkmark	\checkmark	
LCh LYd Lv r	HIP controlando por riqueza y tasa de interés	1 (2) CD	√	$\begin{array}{l} \boldsymbol{\alpha}_{Yd} = 0 \\ \boldsymbol{\alpha}_{V} = 0 \end{array}$	√	\checkmark	\checkmark	D1(62, 63, 70
LCh LYs Lv r	HIP controlando por riqueza y tasa de interés	1 (2,3) CD 1(6)D 3(1)CD	Lch Lv		\checkmark	V	V	
		2(1)D		$\alpha_{Ch} = 0$				
LCh LYd Ld20-64	HCV	1 (2) CD	\checkmark	\checkmark	\checkmark	\checkmark	×	
LCh LYd Lv r d20-64	HCV controlando por tasa de interés y riqueza	2 (2) CD 2 (2) D	Lv	√	√	√	\checkmark	
LCh LYs Lv r d20-64	HCV controlando por tasa de interés y riqueza	1 (2) D	\checkmark	\checkmark	Ld20-64	√	\checkmark	
LCh LYs r d20-64	HCV controlando por tasa de interés	1 (2) D	√	$ \boldsymbol{\alpha}_{Ys} = 0 $ $ \boldsymbol{\alpha}_{d} = 0 $	d20-64	√	√	
LCh LYd Lv r d30-64	HCV controlando por tasa de interés y riqueza	1 (3) D	\checkmark	\checkmark	\checkmark	\checkmark	×	
LCh LYd Lv r Ld30-64	HCV controlando por tasa de interés y riqueza	1 (3) D	\checkmark	\checkmark	\checkmark	\checkmark	×	
LCh LYd Lv r Ld40-64	HCV controlando por tasa de interés y riqueza	3 (1,1) CD 3 (1,1) D 2 (2) CD 2(2) D	V	√	V	×	×	
LCh LYd L(c/y)	HIP controlando por restricciones crediticias	1 (2) CD	\checkmark	$\begin{array}{l} \alpha_{Yd} = 0 \\ \alpha_{CY} = 0 \end{array}$	V	√	1	
LCh LYd Lv r L(c/y)	HIP controlando por restricciones crediticias, tasa de interés y riqueza	2 (2) CD	√	\checkmark	\checkmark	×	√	

del sistema financiero como proporción del PIB; r: tasa de interés. Fuente: cálculos del autor.

102 103

MEDIDAS DE ERROR DE PRONÓSTICO

U de Theil =
$$\sqrt{\sum_{t=1}^{n} \frac{\hat{\mathcal{E}}_{t}^{2}}{(y_{t} - y_{t-1})^{2}}}$$

RMPE =
$$\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} (y_t - \hat{y_t})^2}$$

RMSPE =
$$\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} \left[\frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right]^2}$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} |y_t - \hat{y}_t|$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} \left| \frac{y_t - \hat{y_t}}{y_t} \right|$$

	Evalu	uación de los pro	nósticos	
		lch, lyd, lc_y		
Rolling	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE
Un año	0,03	0,02	0,03	0,02
Dos años	0,04	0,04	0,04	0,04
Tres años	0,05	0,04	0,04	0,04
Cuatro años	0,04	0,04	0,03	0,03
Cinco años	0,04	0,04	0,04	0,03
		lch, lyd, lv		
Rolling	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE
Un año	0,05	0,05	0,05	0,05
Dos años	0,08	0,07	0,07	0,07
Tres años	0,13	0,11	0,12	0,11
Cuatro años	0,17	0,16	0,16	0,15
Cinco años	0,19	0,18	0,18	0,16
		lch, lyd, lv, r		
Rolling	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE
Un año	0,03	0,03	0,03	0,03
Dos años	0,05	0,04	0,04	0,04
Tres años	0,07	0,06	0,07	0,06
Cuatro años	0,09	0,08	0,08	0,08
Cinco años	0,11	0.10	0,10	0,09

