



BANCO DE LA REPÚBLICA
SUBGERENCIA DE ESTUDIOS ECONÓMICOS
DEPARTAMENTO DE PROGRAMACIÓN E INFLACIÓN

SOSTENIBILIDAD DE LA CUENTA CORRIENTE: UNA APROXIMACIÓN DESDE LA SUAVIZACIÓN INTERTEMPORAL DEL CONSUMO¹

JUAN NICOLÁS HERNÁNDEZ A*

MAYO DE 2007

Resumen

El documento calcula la cuenta corriente óptima hacia el largo plazo, basándose en un enfoque de suavización intertemporal del consumo. La cuenta corriente actúa como una salvaguardia de manera que sí, hacia el largo plazo, se prevé una caída en el flujo del ingreso nacional, la mayor necesidad de ahorro en el presente implica un menor déficit en cuenta corriente. El trabajo coincide con trabajos anteriores en la identificación de los periodos en los cuales la cuenta corriente de Colombia ha estado alejada de la óptima. No obstante, al ampliar la muestra hasta 2004 y con proyecciones de la cuenta corriente hasta 2007, se identifica un agente representativo que tiende a consumir justamente su ingreso permanente en contraposición a aquel que tiende a consumir más allá de este. El progresivo relajamiento de las restricciones crediticias permite inferir en perspectiva, un comportamiento del consumo y por tanto de la cuenta corriente más cercanos al óptimo. Bajos los supuestos de déficit en cuenta corriente considerados se sugiere, a partir de 2006, la necesidad de un mayor ahorro.

¹ Palabras Clave: cuenta corriente, ingreso permanente, restricciones crediticias, ahorro, inversión

* Agradezco los comentarios del Departamento de Programación e Inflación del Banco de la República, en particular de su director Juan Mauricio Ramírez así como las sugerencias de Gloria Alonso y Dayra Garrido.

JEL: E21, F41, C30

I. SUSTENTACIÓN TEÓRICA Y METODOLOGICA

La idea desde esta perspectiva es encontrar la cuenta corriente compatible con una decisión óptima de suavización del consumo a lo largo del tiempo, dada una expectativa de ingreso futuro. De esta forma un déficit en cuenta corriente puede ser plausible en la medida que se prevea hacia el futuro un flujo positivo de ingreso. De forma alternativa, si se espera que disminuya el flujo futuro de caja (por ejemplo por un incremento del consumo público) se anticiparía un superávit en cuenta corriente (aumenta el ahorro). La cuenta corriente actuaría como un “amortiguador” para suavizar consumo, de cara a las variaciones que se presenten en el flujo del ingreso nacional.

Este enfoque sigue de cerca la propuesta metodológica de Gosh y Ostry (1995); replicada en Colombia para el periodo 1953-1996 por Suárez (1998), y según la cual, el flujo de del ingreso nacional se entiende como el PIB menos la inversión y el gasto del gobierno.

El marco analítico bajo el cual se desarrolla el modelo es el siguiente:

Para una economía pequeña las preferencias intertemporales de un agente representativo vienen dadas por la siguiente función de utilidad:

$$(1) \sum_{t=0}^{\alpha} \beta^t E[u(c_t)]$$

Esta función de utilidad que depende del consumo y se afecta por una tasa de descuento subjetiva β , está sometida a la siguiente restricción:

$$(2) b_{t+1} = (1+r)b_t + q_t - c_t - i_t - g_t$$

$$(2.1) \Delta b_{t+1} = \underbrace{(rb_t + q_t)}_{y_t} - c_t - i_t - g_t$$

donde b es el nivel de activos externos netos, r la tasa de interés fija a nivel mundial, q el PIB, i el nivel de la inversión y g el gasto del gobierno. De esta manera, para la economía se tiene una restricción presupuestal en donde el cambio en los activos externos netos va a ser igual al ahorro o desahorro de la economía, que a su vez es igual a la cuenta corriente.

Combinado las condiciones de primer orden necesarias, se obtiene la siguiente senda óptima del consumo:

$$(3) \quad c_t^* = \frac{r}{\theta} \left\{ b_t + \frac{1}{(1+r)} E_t \left[\sum_{j=0}^{\alpha} \frac{1}{(1+r)^j} (q_{t+j} - i_{t+j} - g_{t+j}) \right] \right\}$$

La ecuación (3) muestra que el consumo es proporcional a los flujos de caja esperados para el futuro y a los activos que se tienen en ese momento. El grado de proporcionalidad lo determina la constante θ .

θ , refleja hacia donde se inclina el consumo intertemporalmente dado un nivel de ingreso. Así, si θ es menor a 1, el país consume más allá de su flujo permanente de ingreso, es decir, inclina el consumo hacia el presente. En contraste si θ es mayor que uno el país es propenso a postergar consumo hacia el futuro.

Puesto que no existe razón para asumir que el componente θ de inclinación del consumo sea igual a uno, es decir que el consumo sea igual al flujo permanente de ingreso, es necesario remover, de la cuenta corriente observada, la tendencia que resulta de factores diferentes a la suavización del consumo a través del tiempo (como lo es la tendencia asociada a la inclinación del consumo).

Se redefine entonces una cuenta corriente observada que se ajusta de acuerdo a dicha inclinación del consumo (ccs_t). La corrección, una vez se conoce θ es sencilla y parte de la identidad:

$$q^2 + INF^3 = c + i + g + (x - m + INF)$$

$$PNB^4 = c + i + g + cc^5$$

$$(4) \quad cc = PNB - c - i - g$$

Sea $PNB = y$, e incorporando el parámetro de inclinación estimado θ

$$(5) \quad ccs_t = y_t - i_t - g_t - \theta c_t$$

La ccs_t no implica una cuenta corriente óptima por cuanto la misma no está asociada a la senda c_t^* que surge del proceso de optimización y suavizamiento. Antes bien, esta viene dada por:

$$(5.1) \quad ccs_t^* = y_t - i_t - g_t - \theta c_t^*$$

Sustituyendo la ecuación de c_t^* (3) en la correspondiente a ccs_t (5), se obtiene ccs_t^* :

$$(6) \quad ccs_t^* = -\sum_{j=1}^{\alpha} \frac{1}{(1+r)^j} [E_t \Delta(q_{t+j} - i_{t+j} - g_{t+j})]$$

donde en general $\Delta x = x_{t+1} - x_t$, de tal forma que cambios permanentes en el flujo de caja no van a tener efectos sobre la cuenta corriente puesto que el valor esperado de su cambio es cero. En contraste, choques transitorios favorables permiten mejoras en la cuenta corriente.

Hasta aquí se asume un comportamiento acorde con la hipótesis del ingreso permanente, la cual se sustenta en la maximización del bienestar esperado a lo largo de la vida a través de la definición de una función de utilidad. Las decisiones de gasto, y en

² Recuérdese que se define a q como el PIB.

³ Ingreso Neto de Factores.

⁴ Producto Nacional Bruto.

⁵ Cuenta Corriente.

consecuencia de ahorro, no se restringe solo por el ingreso del periodo corriente sino por el ingreso esperado.

En presencia de incertidumbre la Hipótesis del Ingreso Permanente exige establecer la manera en que los agentes actualizan sus expectativas de ingreso. De hecho, la ecuación (6), (derivada en parte de la ecuación (3)), hace explícito este punto al requerir una estimación del flujo de ingresos esperados hacia el futuro.

A primera vista ello puede resultar desalentador puesto que el conjunto de información que incorpora el agente para formar sus expectativas es desconocido y complejo. Sin embargo, dicha información no es necesaria.

Campbell y Schiller (1987) demuestran que la cuenta corriente en si misma refleja toda la información disponible por parte de los agentes. De esta forma, al incluir la cuenta corriente en el conjunto de información, se pueden capturar plenamente las expectativas de los agentes en cuanto a choques sobre el producto, la inversión y el gasto del gobierno.

Siguiendo a Campell y Shiller (1987) se estima en consecuencia un VAR para incorporar el hecho de que si bien la cuenta corriente (corregida por el sesgo de inclinación) que permitiría suavizar consumo, depende del flujo esperado de ingresos, las expectativas de la variación en dicho flujo dependen a su vez de la evolución en la cuenta corriente.

El VAR puede ser escrito como:

$$(7) \underbrace{\begin{bmatrix} \Delta(q_t - i_t - g_t) \\ CSS_t \end{bmatrix}}_{x_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix}}_{\psi} \underbrace{\begin{bmatrix} \Delta(q_{t-1} - i_{t-1} - g_{t-1}) \\ CSS_{t-1} \end{bmatrix}}_{x_{t-1}} + \varepsilon_t$$

En forma más compacta como:

$$(8) x_t = \psi x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Desde luego una condición necesaria para estimar el VAR es la previa verificación de que las variables involucradas en la estimación: $\Delta(q_t - i_t - g_t)$ y css_t son variables estacionarias (I (0)).

Obsérvese en la ecuación (6) que para llegar a la cuenta corriente⁶ compatible con una senda óptima de suavizamiento del consumo se requiere el componente $E_t \Delta(q_{t+j} - i_{t+j} - g_{t+j})$, por lo tanto basta con extraer del VAR estimado dicho valor. Esto es concentrarse en el primer componente del vector columna de variables dependientes y hallar el valor esperado en t . Volviendo al VAR representado en el sistema de ecuaciones (8) ello implica:

$$(9) E_t \Delta(q_{t+k} - i_{t+k} - g_{t+k}) = [1 \quad 0] \rho^k x_t$$

En este punto aún resta resolver el problema referente a la estimación del parámetro de inclinación θ . Para ello retómese la ecuación (5) $css_t = y_t - i_t - g_t - \theta c_t$, y obsérvese lo siguiente. Se mencionó que una condición necesaria y verificable era la estacionaridad de css_t , por tanto la parte derecha de la ecuación (5) también deber ser estacionaria. Véase no obstante que las variables de este componente son, por si solas variables no estacionarias o I (1). Una relación I (0) de variables I (1) nos lleva a concluir que θ se puede estimar a través de la cointegración entre el flujo de ingresos $(y - i - g)$ y c .

La robustez del modelo se puede corroborar a través de diversas pruebas. Valga resaltar que una de las más relevantes es aquella donde una vez estimado el VAR se verifica que efectivamente la cuenta corriente causa en el sentido de Granger los subsecuentes movimientos en el flujo nacional de ingreso. De ser así, efectivamente, existiría evidencia para pensar que la cuenta corriente se ajusta anticipándose a las variaciones que se presenten en el flujo del ingreso nacional.

La validación para el caso colombiano de la Hipótesis del Ingreso Permanente ha sido estudiada en trabajos precedentes como Hernández (2006). El trabajo encuentra que el

⁶ Ya corregida por el sesgo de inclinación θ .

ingreso observado afecta la evolución del consumo de los hogares en Colombia sin que ello necesariamente implique que los agentes actúen sin considerar sus expectativas de ingreso con el fin de suavizar consumo.

Ello es así por cuanto, además de un posible componente adaptativo, que condicionaría las expectativas de ingreso al ingreso observado, la presencia de restricciones crediticias podría fortalecer la relación entre el ingreso observado y el consumo. A pesar de una intención de suavizar el consumo a lo largo del tiempo, y que este último no dependa de la evolución corriente del ingreso, la presencia de restricciones podría limitar las posibilidades de suavizamiento.

En el contexto que concierne a este trabajo podría inferirse que una mayor apertura hacia el mercado de bienes y servicios y en especial al mercado de capitales relajaría las restricciones que en un momento impiden generar sendas acordes con un suavizamiento del consumo. De hecho, como encuentran Ghosh y Ostry (1995) para un grupo de países en desarrollo, entre ellos Colombia, el incremento en grado de movilidad de capitales ha permitido que los agentes suavicen consumo de cara a los distintos choques que enfrentan.

Algunos indicadores como el utilizado por Rincón y Mora (2006) reflejan que si bien existe evidencia de un mayor grado de integración financiera a partir de la década de los noventa, Colombia está dentro de los países de la región⁷ con un menor nivel de liberalización efectiva. Existe, adicionalmente una fuerte correlación estadística entre el grado de liberalización financiera y el grado de competitividad del sector bancario, indicando que países con niveles bajos de de integración al mercado financiero internacional pagan de hecho costos más elevados a través márgenes de intermediación más altos.

El rápido incremento en los flujos de capitales de los noventa es calificado por algunos autores (Rincón y Villar (2000)) no solo como un hecho positivo, que provee enormes ventajas y nuevas posibilidades a las economías emergentes, sino también como un proceso permanente e irreversible. Según el Banco Mundial (1999) el rápido proceso en

⁷ Bolivia, Costa Rica, Ecuador, Perú y Venezuela.

la integración financiera reflejó un cambio estructural y no se limitó a un comportamiento meramente coyuntural.

Bajo este punto de vista, la integración financiera a nivel internacional implica que independientemente de los impuestos y regulaciones que afectan marginalmente los costos y los incentivos al flujo de capital, la economía entra a ser una economía abierta en el sentido de Mundell-Fleming. Es decir la mayor exposición a los potenciales flujos de capital reduce drásticamente la habilidad de la banca central de afectar las tasas de interés en ejercicio de una política monetaria activa y al mismo tiempo velar por un esquema de tasa de cambio fijo o semi-fijo. El paulatino proceso de transición que vivió Colombia hacia un régimen cambiario cada vez más flotante está estrechamente relacionado con un esquema cambiario compatible a un mercado de capitales menos restringido en el contexto de un esquema de inflación objetivo.

II. ESTIMACIÓN

Bajo la presente revisión se consideran datos reales anuales a precios de 1994, para el periodo comprendido entre los años 1950 a 2004⁸, año hasta el cual se dispone de información de Cuentas Nacionales. Paralelamente se realizan algunos ejercicios con información hasta 2007 basándose en proyecciones⁹.

En un primer paso se estima la cointegración entre $(y - i - g)$ y c para hallar el parámetro de inclinación θ . Las series anuales de PNB, el consumo público y privado y la inversión desde 1950 se construyen empalmando los crecimientos reales calculados por López et al. (1996)¹⁰ de 1950 a 1970, y en adelante de las series reales del DANE¹¹.

⁸ Información proveniente de las Cuentas Nacionales del DANE, la balanza de pago

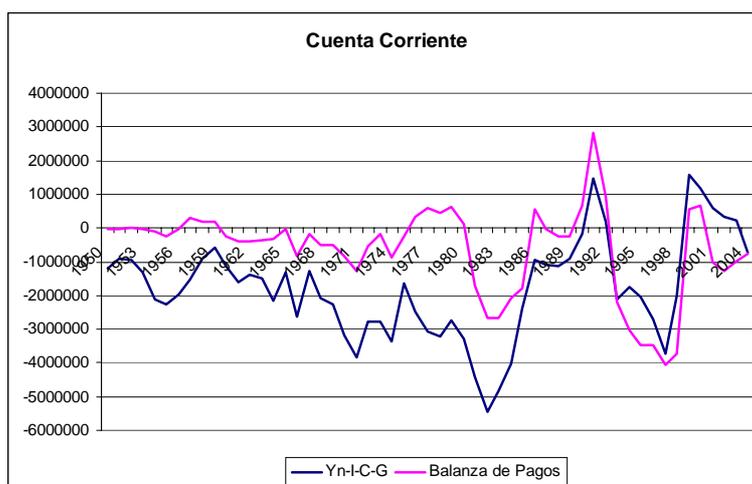
⁹ En particular proyecciones sugeridas por el Departamento de Programación e Inflación del Banco de la República referentes al déficit de cuenta corriente, según escenarios de balanza de pagos, y los crecimientos del producto, el consumo público, el consumo privado y la inversión. Véanse en el anexo I los distintos supuestos.

¹⁰ López A, Gómez C y Rodríguez N. (1996) "La caída de la Tasa de Ahorro en Colombia durante los años noventa: Evidencia a partir de una Base de Datos para el periodo 1950 – 1993". Borradores de Economía No. 57. Banco de la República.

¹¹ Salvo la serie de PNB que al no encontrarse en los datos del DANE términos reales, se deflacta con el deflactor implícito del PIB.

Para corroborar la consistencia de la información, se comparó la cuenta corriente medida como la diferencia entre la serie del Producto Nacional Bruto y la absorción (véase la ecuación 4) Vs. la cuenta corriente de balanza de pagos traída a precios reales de 1994¹². Según se observa en la gráfica 1, las tendencias son muy similares, pero desde 1950 hasta mediados de los ochenta las series muestran un nivel distinto.

Gráfica 1



Fuente: DANE y SGEE

Si se ajusta el ingreso nacional de manera que independientemente de la forma como se mida la cuenta corriente, se mantiene la consistencia en la información, la serie de ingreso nacional debe ajustarse en promedio un 5.9%. La grafica 2 muestra el ingreso nacional ajustado de manera que la identidad (4) cuadre con la información de la cuenta corriente de balanza de pagos. Sobre esta última definición de ingreso ajustado se desarrolla el ejercicio.

¹² Los datos originales dados en millones de dólares se pasan a pesos con la tasa de cambio promedio del año respectivo y posteriormente a reales con el deflactor del PIB.

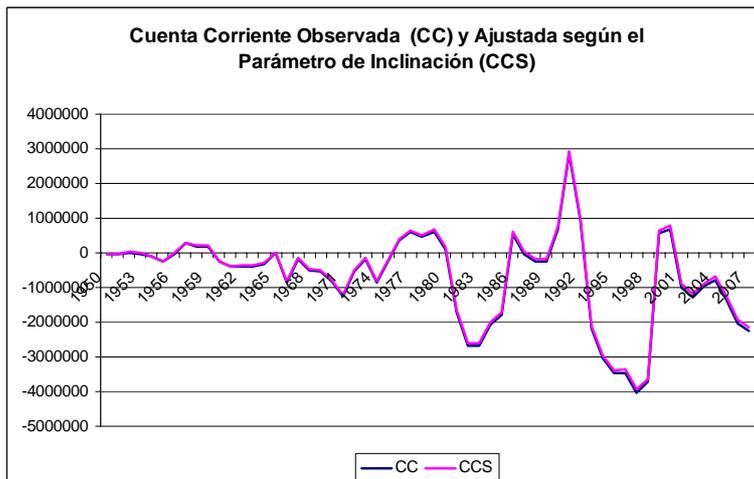
Gráfica 2



Fuente: DANE, SGEE y Cálculos del ejercicio

Las especificaciones técnicas del ejercicio de cointegración se resumen en el anexo 2. Valga resaltar que el θ estimado es igual a 0.998, es superior al calculado por Suárez, (0.892). Un incremento en este parámetro revela una menor propensión por consumir más allá del ingreso permanente, e inclusive, al ser casi igual a 1, implica que el consumo en los últimos años ha estado más alineado con la evolución del ingreso permanente.

Gráfica 3



Fuente: Cálculos del ejercicio

Una vez se obtiene la serie de cuenta corriente corregida se procede a estimar el VAR descrito en el sistema (7) para las variables $\Delta(q_t - i_t - g_t)$ y ccs_t ¹³. Las respectivas pruebas de estacionaridad se encuentran en el anexo 3, confirmando que las variables fluctúan a lo largo del tiempo alrededor de una media o una tendencia. Adicionalmente, al analizar el VAR se encontró que el rezago óptimo era igual a 1 (véase anexo 4).

Los coeficientes de la matriz ψ del VAR (anexo 4) se utilizan para hallar el componente óptimo de consumo suavizado de la cuenta corriente de acuerdo a la ecuación (9)¹⁴. Nótese sin embargo que los componentes óptimo y observado calculados se refieren al consumo suavizado. Para encontrar la diferencia entre la cuenta corriente observada y óptima (no suavizada) compatible con la teoría del ingreso permanente puede partirse del siguiente grupo de identidades que derivan en:

$$(10) \quad \begin{aligned} cc_t &= y_t - i_t - g_t - c_t \\ cc_t^* &= y_t - i_t - g_t - c_t^* \\ ccs_t &= y_t - i_t - g_t - \theta c_t \\ ccs_t^* &= y_t - i_t - g_t - \theta c_t^* \end{aligned}$$

Por lo cual:

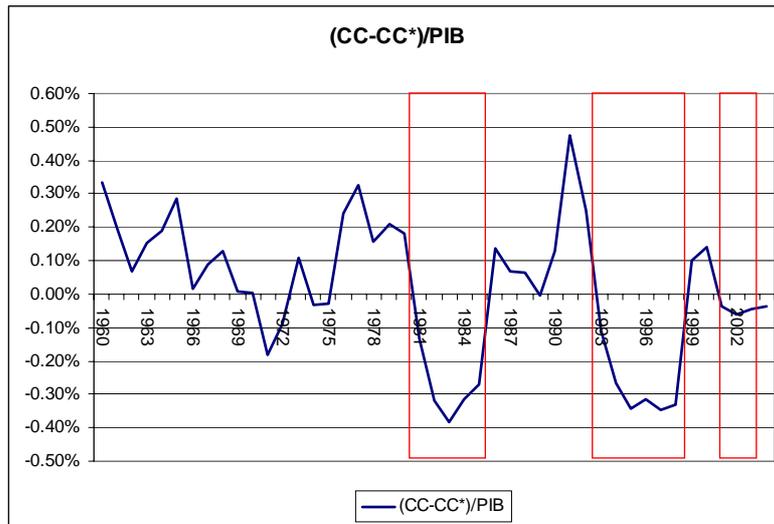
$$(10.1) \quad cc_t^* - cc_t = \frac{(ccs_t^* - ccs_t)}{\theta}$$

Siendo así, la gráfica 4 muestra la diferencia entre la cuenta corriente observada y la cuenta corriente óptima en proporción al PIB. Existen dos periodos donde claramente la cuenta corriente observada fue inferior a la óptima, sugiriendo que el consumo según la teoría del ingreso permanente ha debido ser menor y por ende mayor el ahorro. Dichos periodos están comprendidos entre los años 1981 a 1985 y 1993 a 1998, donde el desahorro promedio estuvo alrededor de -0.28% y -0.29% del PIB. Recientemente y para los años 2002 y 2003 se observa un leve desahorro no óptimo de -0.05% del PIB.

¹³ Siguiendo el trabajo de Suárez (1998) el VAR se corrió utilizando el componente estacionario de la cuenta corriente y la primera diferencia del flujo de caja, sin media las dos series.

¹⁴ Al incorporar (9) en (6) se toma un valor para la tasa de interés internacional (r) igual a 5%, siguiendo el trabajo de Suárez.

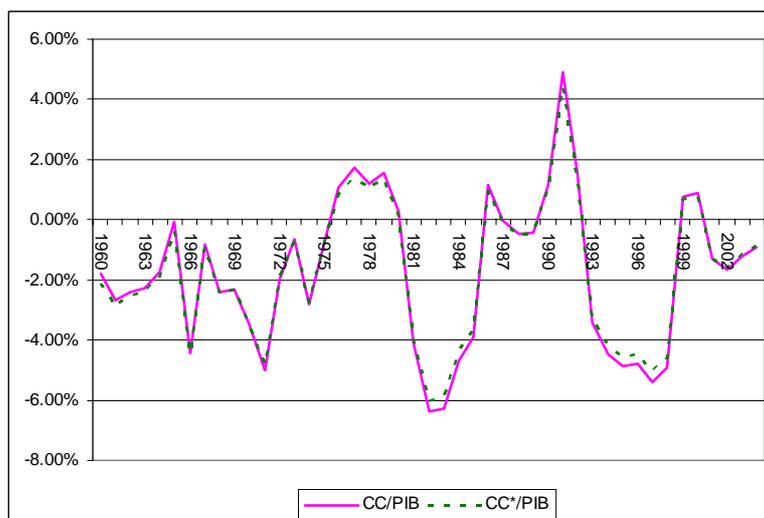
Gráfica 4



Fuente: Cálculos del ejercicio

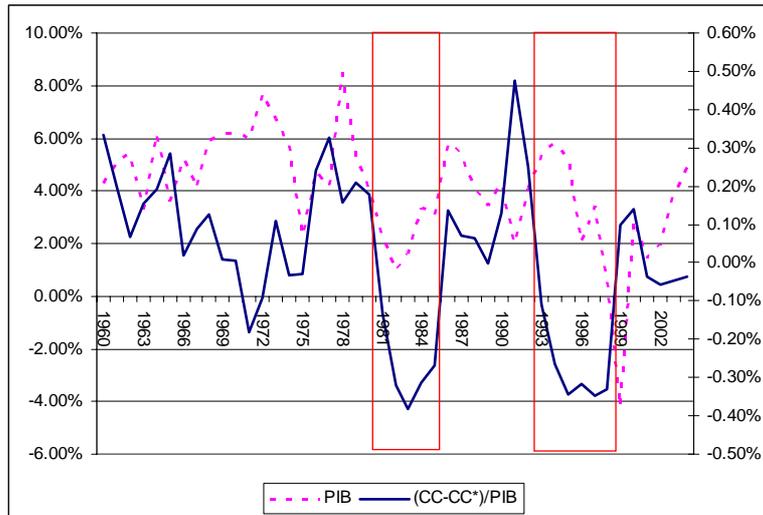
Estos niveles no óptimos de desahorro no implican necesariamente que lo óptimo hubiese sido generar superávits en cuenta corriente. Como se observa claramente en el gráfico 5 el punto está en que se desahorró por encima del desahorro óptimo. No es coincidencia que tras estos episodios donde se sugería una mayor necesidad de ahorro el producto experimentara ex post una tendencia decreciente especialmente fuerte, véase gráfica 6. Entre 1987 y 1991 el PIB se desaceleró a una tasa promedio del 15.19% en tanto que para 1999 el decrecimiento del producto fue de 4.2%, el mínimo histórico.

Gráfica 5



Fuente: Cálculos del ejercicio

Gráfica 6



Fuente: Cálculos del ejercicio

La recesión de 1999 afecta la estimación del VAR al punto de requerirse la inclusión de una *dummy* que resulta ser significativa. De no ser así, la estimación adolece de problemas como la no normalidad en los residuales. Cuando el VAR, en contraste, se corre con información hasta 1998, no se requiere controlar por ninguna variable exógena para cumplir satisfactoriamente con los criterios asociados a la especificación. Al considerar esta última muestra, las diferencias entre la cuenta corriente óptima y la observada en porcentaje del PIB son en promedio para el periodos 1983 a 1985 de -0.3% y entre 1994 y 1998 de -0.18%.

Es importante mencionar que en comparación con el trabajo de Suárez (1998) el desfase entre la cuenta corriente óptima y la cuenta corriente observada, coincide en los periodos, pero es más benevolente según la última estimación¹⁵. Posibles causas estarían asociadas con un parámetro de inclinación actual que sugiere un consumo más acorde con las tendencias esperadas del ingreso permanente.

Adicionalmente, como menciona Suárez (1998), los últimos años del periodo analizado por este, coinciden con un cambio en la estructura externa del país. De hecho, durante

¹⁵ Suárez estima entre 1994 y 1997 un déficit que excede al óptimo en promedio 2.7%, en tanto que entre 1981 y 1983 el desahorro estaría por encima del óptimo en 1.7% del PIB.

las postrimerías del siglo anterior progresivamente se fueron desmontando las restricciones al comercio internacional y a las transacciones de capital. El relajamiento de dichas restricciones, cuyos efectos pueden estar siendo percibidos ampliando la muestra hasta 2004, implica como se anotó previamente, una mayor posibilidad de suavizar consumo y por ende unas sendas de cuenta corriente, en perspectiva y hacia el futuro, más compatibles con la óptima.

Para el periodo de déficit que parte de 1993, a diferencia de los déficits precedentes, el ahorro no disminuyó, lo que se presentó fue un *boom* de inversión. En el periodo 1981-1985 el déficit fue totalmente explicado por el déficit del sector público y financiado con endeudamiento externo de largo plazo del sector público, inversión extranjera y desacumulación de reservas internacionales. El déficit a partir de 1993 se financió en parte con los recursos provenientes de privatizaciones, endeudamiento externo de largo plazo, especialmente del sector privado, y desacumulación de reservas.

La prueba de causalidad de Granger (anexo 4), según la cual no se encuentra evidencia suficiente para aceptar la hipótesis de que la cuenta corriente no causa Granger el flujo de ingreso nacional, corrobora que de hecho para Colombia la cuenta corriente puede actuar como un mecanismo para suavizar consumo dadas unas expectativas de ingreso permanente.

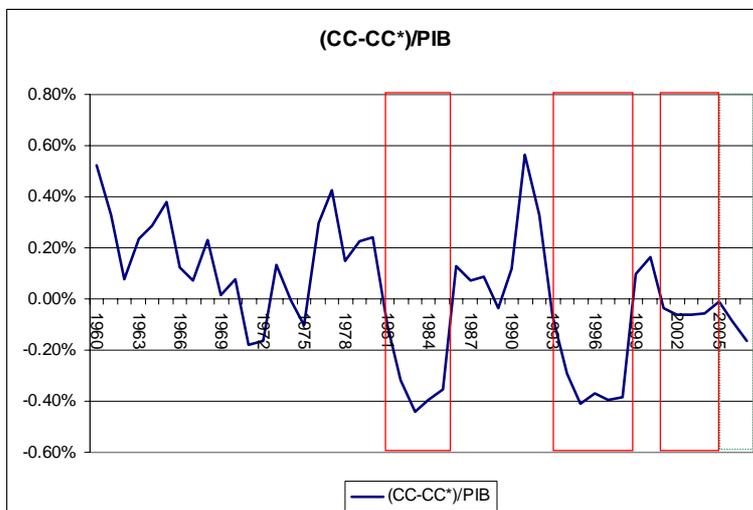
Como se mencionó preliminarmente, estas estimaciones se replican con información proyectada hasta 2007, manteniendo el θ estimado. De nuevo, y para cada conjunto de supuestos, tras calcular la serie de cuenta corriente corregida, y verificar la estacionaridad de las series, se estima el VAR (el anexo resume las distintas pruebas). Con los nuevos coeficientes de la matriz ψ se calcula el componente óptimo de consumo suavizado de la cuenta corriente.

Al incorporar el grupo de supuestos A^{16} , que implica, además de las proyecciones de gasto, un balance en cuenta corriente de -1886, -2939 y -3496 millones de dólares, se aprecia que la cuenta corriente observada estaría levemente por debajo de la óptima a partir del año 2001. La diferencia como porcentaje del PIB sería mínima, entre 0.04% y

¹⁶ Ver anexo 1.

0.06%, y de hecho para el año 2005 la cuenta corriente observada sería prácticamente la óptima¹⁷. (Gráfica 7).

Gráfica 7



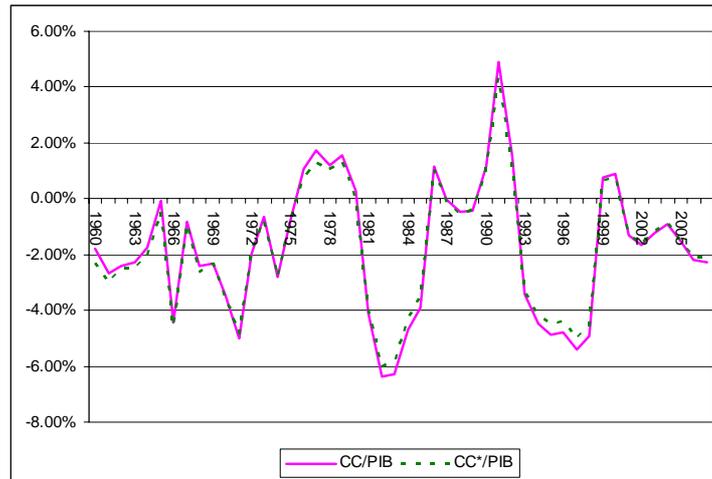
Fuente: Cálculos del ejercicio

No obstante a partir de 2006 se amplía la diferencia. Nótese que la cuenta corriente óptima no implica un superávit en cuenta corriente. Según se observa en la gráfica 8, el punto está en que el déficit en cuenta corriente, sería mayor al óptimo, que permitiría suavizar consumo dadas unas expectativas de ingreso. El déficit en cuenta corriente como proporción del PIB sería superior al óptimo en 0.09% y 0.16% para los años 2006 y 2007 respectivamente¹⁸.

¹⁷ Para los periodos 1981-1985 y 1993-1998 la estimación que incorpora los supuestos A sugiere una diferencia promedio con la cuenta corriente óptima de 0.32% en ambos periodos. Levemente por encima de los promedios estimados de 0.28% y 0.29% con información hasta 2004.

¹⁸ Entre los años 1971 y 1972 la estimación sugiere una diferencia semejante.

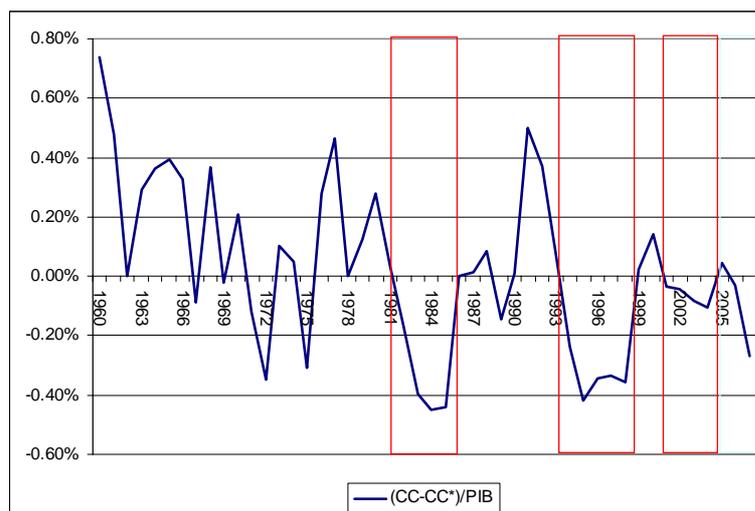
Gráfica 8



Fuente: Cálculos del ejercicio

De suponerse un déficit en cuenta corriente superior al considerado en el ejercicio inmediatamente anterior (grupo de supuestos *B*), de manera que este fuera de 1886, 2850 y 5378 millones de dólares, el déficit en cuenta corriente observado como proporción al PIB, sería superior al óptimo, para los años 2006 y 2007 en 0.03% y 0.27% respectivamente¹⁹ (Gráfico 9).

Gráfica 9



Fuente: Cálculos del ejercicio

¹⁹ Para el periodo 1981-1985 y 1993-1998 el desahorro no óptimo como proporción del PIB muestra un promedio muy similar al estimado con información a 2004 e igual a -0.28% y -0.27% respectivamente.

Obsérvese que para 2007, al producirse un mayor déficit en cuenta corriente (supuestos *B* Vs. *A*) el déficit óptimo como proporción del PIB también se incrementa. Ello es así pues como muestran Campbell y Shiller (1987) la cuenta corriente por si misma refleja toda la información disponible por los agentes al momento de formar sus expectativas de ingreso. No obstante, dado que se mantiene los supuestos de gasto y producto interno, la diferencia entre el déficit óptimo y observado también se amplía.

De nuevo la prueba de causalidad de Granger, para ambos grupos de supuestos, permite sugerir que la cuenta corriente actúa como una salvaguardia para suavizar consumo, frente a las variaciones que a futuro se esperan en el flujo del ingreso nacional (véase anexo 4)

Una vez considerados estos dos escenarios valga mencionar que conforme a los supuestos teóricos el consumo presenta una propensión marginal relacionada con la evolución del ingreso permanente, pero al mismo tiempo esta propensión puede variar si alguna de las variables previamente contempladas como dadas, tales como las preferencias intertemporales y/o la tasa de interés se altera.

El efecto de una variación en las preferencias se puede corroborar con los ejercicios precedentes. Al ampliar la muestra e incorporar un periodo con una estructura de mercado más proclive a la suavización intertemporal del consumo, se estimó un parámetro de largo plazo que sugiere un agente representativo cuyo consumo tiende a ser más compatible con el flujo de ingreso permanente. La cuenta corriente observada en consecuencia se acerca más a la óptima de lo estimado hasta 1996 por Suárez (1998).

III. CONCLUSIONES

Al comparar las estimaciones previas con la actual se corrobora que un mayor acceso al mercado de capitales ha permitido que en Colombia se pueda suavizar el consumo agregado de la economía, y que este progresivamente no se vea restringido por la evolución corriente del ingreso. Ello desde luego es sumamente relevante pues la posibilidad de dicha suavización permite que los choques negativos no tengan efectos persistentes. Valga resaltar sin embargo que comparativamente Colombia se encuentra aún por debajo de sus pares en cuanto a la liberalización efectiva

De acuerdo al enfoque implementado para calcular la cuenta corriente óptima existen señales de alarma temprana donde se sugiere que el desahorro debería ser menor al observado. Estas señales no se deben desestimar. Obsérvese como periodos donde el ahorro fue inferior al óptimo, fueron seguidos por choques negativos en el ingreso. En su momento trabajos anteriores²⁰ enviaban dichas señales coincidiendo con los periodos identificados como no óptimos en el presente documento.

El cálculo de la cuenta corriente óptima, además de advertir sobre el comportamiento consistente con las principales variables macroeconómicas, es un insumo importante para el cálculo de variables no observadas tales como el tipo de cambio real de equilibrio. Algunos modelos basados en fundamentales macroeconómicos entienden dicha tasa de equilibrio como aquella en la cual el déficit en cuenta corriente se encuentra en su nivel de largo plazo, suponiendo que el mercado interno está en equilibrio²¹.

²⁰ En particular Suárez (1998).

²¹ Véase Williamson (1994).

Bibliografía

Campbell, J. y R, Shiller (1987), “Cointegration and Test of Present Value Models” *Journal of Political Economy* No. 95. Octubre.

Gosh y Ostry (1995) “The Current Account in Developing Countries: A Perspective from the Consumption-Smoothing Approach” *The World Bank Economic Review*, Vol. 9, No.2.

Harris, R. Sollis, R. (2003): “Applied Time Series Modeling and Forecasting”. Halsted Press.

Hansen, H. y K, Juselius (1995), “Cats in Rats, Cointegration Analysis of Time Series” Institute of Economics, University of Copenhagen.

Hernández, JN (2006). “Revisión de los Determinantes Macroeconómicos del Consumo Total de los Hogares para el caso Colombiano”. *Ensayos sobre Política Económica* No. 52, Diciembre.

Johansen, S. (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, No. 12, pages 231-54.

----- (1994), “The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of non-stationary variables”, *Econometric Reviews*, No. 13, pages 205-29.

Lütkepohl, H. (1993), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Second Edition.

López A, Gómez C y Rodríguez N. (1996) “La caída de la Tasa de Ahorro en Colombia durante los años noventa: Evidencia a partir de una Base de Datos para el periodo 1950 – 1993”. *Borradores de Economía* No. 57. Banco de la República.

Mora, H. y H, Rincón (2006), “Capital Account Controls, Bank’s Efficiency, Growth and Macroeconomic Volatility in the FLAR’s Member Countries”. *Borradores de Economía* No. 364. Banco de la República.

Rincón, H. y L, Villar (2000), “The Colombian Economy in the nineties: capital flows and foreign exchange regimes”. *Borradores de Economía* No. 149. Banco de la República.

Suárez, F (1998) “Modelo de Ingreso Permanente para la Determinación de la Cuenta Corriente” *Borradores de Economía*, No. 111. Banco de la República.

Williamson, J (1994) “Estimates of Fundamental Equilibrium Exchange Rate (FEERS)” en J. Williamson (ed.) *Estimating Equilibrium Exchange Rate*, Institute of International Economics, Washington.

World Bank (1999) “Private Capital Flows to Developing Countries: The Road to Financial Integration” en *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 47, No. 4

Anexo 1

Supuestos de crecimiento del Ingreso, la Cuenta Corriente y la Absorción

Supuestos A:

	PIB	Cuenta Corriente MII U\$	Gasto Público	Formación Bruta de Capital	Consumo Hogares
2005	5.3%	-1886	4.8%	25.7%	4.7%
2006	6.8%	-2939	1.7%	28.6%	5.9%
2007	5.5%	-3496	3.0%	13.0%	6.5%

Las variaciones porcentuales se refieren a los crecimientos reales.

Supuestos B:

	PIB	Cuenta Corriente MII U\$	Gasto Público	Formación Bruta de Capital	Consumo Hogares
2005	5.3%	-1886	4.8%	25.7%	4.7%
2006	6.8%	-2850	1.7%	28.6%	5.9%
2007	5.5%	-5378	3.0%	13.0%	6.5%

Las variaciones porcentuales se refieren a los crecimientos reales.

Anexo 2

Estimación del componente de inclinación θ . Análisis de Cointegración

En cuanto a la especificación del tipo de modelo se pueden considerar diversas variantes. En particular, Suárez (1998) propone estimar un modelo sin intercepto. De ser así, caben dos posibilidades: el modelo no permite ninguna tendencia y el único intercepto es aquel asociado a la relación de cointegración, (tipo de modelo que denominaremos *CM*) o alternativamente se considera que no hay componentes determinísticos en los datos, de tal forma que también el intercepto en la relación de cointegración es igual a cero²² (tipo de modelo *N*).

Al considerar la nueva información ni el modelo tipo *N*, ni el tipo *CM* cumplen satisfactoriamente los criterios del análisis de cointegración. En contraste, cuando se estima un modelo donde el intercepto del vector de cointegración se combina con el de corto plazo dejando un intercepto promedio hacia el corto plazo, se cumple satisfactoriamente con dichos criterios. Véase la tabla A2.

Tabla A2

Análisis Cointegración	Prueba de cointegración ²³		Vectores de cointegración ²⁴ $\beta' = [\beta_1, \beta_2]$	Ajuste $\alpha' = [\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3]$ (t – student)	
	Traza	Valor Crítico		DL($y - i - g$)	DLc
Sistema/Modelo Longitud de rezago					
{ln($y - i - g$), ln(c)}	15.74	13.308	1	DL($y - i - g$)	DLc
Tipo de Modelo: <i>D</i>	2.63	2.706	-0.998	-0.293	0.241
Rezago: 3				(-2.109)	(2.15)
Normalidad	Autocorrelación				
p-val: 0.11	LB	LM(1)	LM(4)		
	0.02	0.82	0.16		

²² Este último tipo de modelo debe abordarse con cautela puesto que el intercepto en la relación de cointegración es generalmente necesario para controlar el efecto de las distintas unidades de medida en las variables. Véase Hansen y Juselius (1995).

²³ La hipótesis nula es que hay máximo cero o un vector de cointegración (el cuadro presenta la prueba en ese orden) de manera que tan pronto el estadístico de la traza sea inferior al valor crítico se acepta la hipótesis nula de que existen máximo r vectores de cointegración.

²⁴ Recuérdese que por efectos de la estimación los signos se encuentran de forma contraria.

Anexo 3
Pruebas de Raíz Unitaria

Hipótesis Nula: ccs_t es I (1)		Periodo: 1950 a 2004
Exógenas	ADF test estadístico	P Value
Constante	4.20	0.00156
Constante con tendencia lineal	4.49	0.00383
Ninguna	4.24	6.332e-05

Hipótesis Nula: $\Delta(q_t - i_t - g_t)$ es I (1)		Periodo: 1950 a 2004
Exógenas	ADF test estadístico	P Value
Constante	4.85	0.00019
Constante con tendencia lineal	5.25	0.00037
Ninguna	4.91	4.734e-06

Hipótesis Nula: ccs_t es I (1)		Periodo: 1950 a 2007 - <u>Supuestos A</u>
Exógenas	ADF test estadístico	P Value
Constante	4.19	0.00154
Constante con tendencia lineal	4.66	0.0021
Ninguna	4.24	6.185e-05

Hipótesis Nula: ccs_t es I (1)		Periodo: 1950 a 2007 - <u>Supuestos B</u>
Exógenas	ADF test estadístico	P Value
Constante	3.93	0.0034
Constante con tendencia lineal	4.53	0.0033
Ninguna	3.98	0.0002

Hipótesis Nula: $\Delta(q_t - i_t - g_t)$ es I (1)		Periodo: 1950 a 2007 - <u>Supuestos A y B</u>
Exógenas	ADF test estadístico	P Value
Constante	5.45	2.578e-05
Constante con tendencia lineal	5.81	5.802e-05
Ninguna	5.38	4.6003e-07

Anexo 4
Estimación del VAR

A.4.1 Criterios de Selección del Orden de Rezago

Variables Endógenas: $\Delta(q_t - i_t - g_t)$ y ccs_t			
Muestra: 1951-2004			
Rezago	AIC	SC	HQ
1	59.68925*	59.92315*	59.77765*
2	59.84030	60.23013	59.98762
3	59.83947	60.38524	60.04571
4	59.97707	60.67877	60.24225
5	59.98754	60.84517	60.31164
6	60.01467	61.02823	60.39770

Variables Endógenas: $\Delta(q_t - i_t - g_t)$ y ccs_t			
Muestra: 1951-2007 - Supuestos 1			
Rezago	AIC	SC	HQ
1	59.69326*	59.92053*	59.78011*
2	59.81793	60.19672	59.96267
3	59.8034	60.33371	60.00605
4	59.92738	60.6092	60.18793
5	59.91202	60.74535	60.23046
6	59.92483	60.90968	60.30117

Variables Endógenas: $\Delta(q_t - i_t - g_t)$ y ccs_t			
Muestra: 1951-2007 – Supuestos 2			
Rezago	AIC	SC	HQ
1	59.80861*	60.03589*	59.89546*
2	59.93455	60.31334	60.0793
3	59.88491	60.41522	60.08756
4	60.0026	60.68442	60.26314
5	59.99059	60.82392	60.30903
6	60.01181	60.99666	60.38815

A.4.2 Estimación del VAR

Muestra Ajustada: 1952-2004	$\Delta(q_t - i_t - g_t)$	ccs_t
$\Delta(q_{t-1} - i_{t-1} - g_{t-1})$	0.3958 (0.1213)*	0.4461 (0.1230)
ccs_{t-1}	-0.2599 (0.0822)	0.7739 (0.0833)

Muestra Ajustada: 1952-2007 Supuestos A	$\Delta(q_t - i_t - g_t)$	ccs_t
$\Delta(q_{t-1} - i_{t-1} - g_{t-1})$	0.3566 (0.12)	0.4248 (0.1175)
ccs_{t-1}	-0.2577 (0.0835)	0.7776 (0.0817)

Muestra Ajustada: 1952-2007 Supuestos B	$\Delta(q_t - i_t - g_t)$	ccs_t
$\Delta(q_{t-1} - i_{t-1} - g_{t-1})$	0.3559 (0.12)	0.4474 (0.12)
ccs_{t-1}	-0.2570 (0.0835)	0.7914 (0.084)

A.4.3 Correlación

Test de Autocorrelación – Portmanteau		
Muestra Ajustada: 1952-2004		
H0: No hay autocorrelación de los residuales al rezago h		
Rezagos	Q-Stat. Prob.	Adj. Q-Stat. Prob.
1	NA*	NA*
2	0.48791	0.47024
3	0.37481	0.33775
4	0.60286	0.55464
5	0.56424	0.49088
6	0.61255	0.52035
7	0.49699	0.37008
8	0.26691	0.14169
9	0.19515	0.08004
10	0.26682	0.11301

* Error estándar

Test de Autocorrelación – Portmanteau Muestra Ajustada: 1952-2007 Supuestos A		
H0: No hay autocorrelación de los residuales al rezago h		
Rezagos	Q-Stat. Prob.	Adj. Q-Stat. Prob.
1	NA*	NA*
2	0.3348	0.3181
3	0.2541	0.2242
4	0.3656	0.3181
5	0.3995	0.3334
6	0.4138	0.3275
7	0.3853	0.2785
8	0.2242	0.1226
9	0.1849	0.0835
10	0.2509	0.1153

Test de Autocorrelación – Portmanteau Muestra Ajustada: 1952-2004 Supuestos B		
H0: No hay autocorrelación de los residuales al rezago h		
Rezagos	Q-Stat. Prob.	Adj. Q-Stat. Prob.
1	NA*	NA*
2	0.2732	0.2567
3	0.1898	0.1636
4	0.3075	0.2631
5	0.3600	0.2971
6	0.3402	0.2592
7	0.3268	0.2279
8	0.2074	0.1128
9	0.2178	0.10780
10	0.3362	0.1822

A.4.5 Normalidad

Test de Normalidad – Ortogonalización Cholesky Muestra Ajustada: 1952-2004	
H0: Residuales Normales Multivariados	
Componente	Probabilidad
1	0.27240
2	0.51681
Conjunta	0.41679

Test de Normalidad – Ortogonalización Cholesky	
Muestra Ajustada: 1952-2007	
Supuestos A	
H0: Residuales Normales Multivariados	
Componente	Probabilidad
1	0.44821
2	0.32228
Conjunta	0.42394

Test de Normalidad – Ortogonalización Cholesky	
Muestra Ajustada: 1952-2007	
Supuestos B	
H0: Residuales Normales Multivariados	
Componente	Probabilidad
1	0.44803
2	0.64530
Conjunta	0.64789

A.4.6 Causalidad de Granger

Test de Causalidad de Granger – Muestra: 1952-2004	
Hipótesis Nula	Probabilidad
ccs_t no causa Granger $\Delta(q_t - i_t - g_t)$	0.0016

Test de Causalidad de Granger – Muestra: 1952-2007	
Supuestos A	
Hipótesis Nula	Probabilidad
ccs_t no causa Granger $\Delta(q_t - i_t - g_t)$	0.002

Test de Causalidad de Granger – Muestra: 1952-2004	
Supuestos B	
Hipótesis Nula	Probabilidad
ccs_t no causa Granger $\Delta(q_t - i_t - g_t)$	0.0021