

---

---

# Los factores externos que afectan la política monetaria colombiana <sup>‡</sup>

Lavan Mahadeva<sup>‡</sup>

Javier Guillermo Gómez<sup>§</sup>

April 2, 2009

## Resumen

El propósito de este trabajo es analizar cómo los ciclos internacionales afectan el ciclo del PIB real de Colombia y por ende las decisiones de política monetaria. Mostramos que el ciclo del PIB mundial, del precio de las exportaciones y de los flujos de capital está fuertemente relacionado con el ciclo de los negocios en Colombia tanto en impacto como también durante el primer año. Encontramos evidencia de que debido a las ineficiencias del sector financiero local, las ganancias por los choques externos son canalizadas al gasto no transable por medio de expansiones crediticias. Esto crea grandes apreciaciones de la tasa de cambio durante los auges. Lo contrario ocurre durante los periodos de estancamiento mundial.

Las fluctuaciones de la tasa de cambio restringen el alcance de la política monetaria contracíclica.

---

\*Este documento refleja exclusivamente la opinión de sus autores.

<sup>†</sup>Quisiéramos agradecer de manera especial la asistencia de investigación de Jenny Segura Osuna, al igual que la de Diego Cancino Suárez y Mónica Rangel. Quisiéramos agradecer también a Hernán Rincón Castro sus comentarios sobre una versión anterior.

<sup>‡</sup>Asesor del Gerente General del Banco de la República, email: [lavanito@gmail.com](mailto:lavanito@gmail.com).

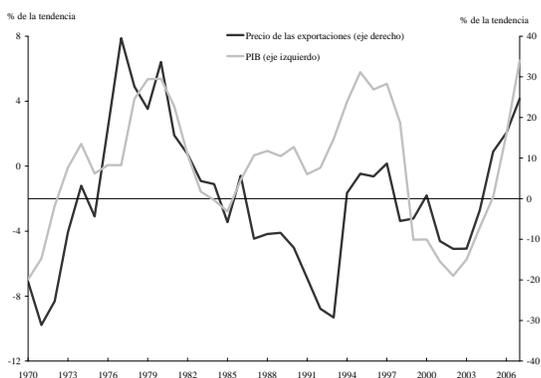
<sup>§</sup>Investigador senior, Banco de la República, Colombia.

# 1 Introducción: justificación, enfoque y metodología

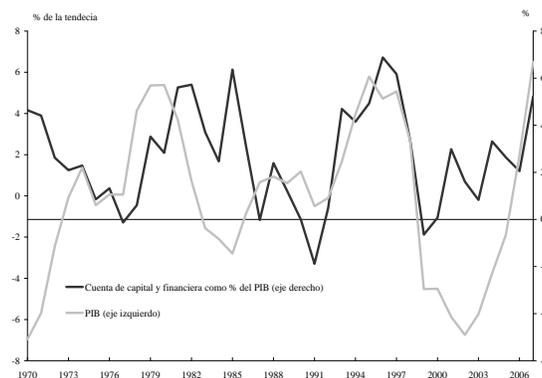
El mecanismo de transmisión de la política monetaria describe cómo los cambios en las tasas de interés del banco central afectan a variables macroeconómicas como la producción agregada y la inflación. Sin embargo, con frecuencia la política monetaria se modifica como respuesta a cambios exógenos en el entorno económico. En países en desarrollo como Colombia, muchas actuaciones de la política monetaria son reacciones frente a fenómenos que se presentan en los mercados financieros internacionales. El propósito de este documento es caracterizar y cuantificar el impacto de esas fuerzas exógenas, como un punto de partida de un análisis del mecanismo de transmisión monetaria en Colombia.

Como ilustración de la forma en la que las fuerzas de los mercados internacionales afectan a Colombia, los Gráficos 1 y 2 relacionan, respectivamente, una medida sencilla del componente cíclico del PIB real en pesos constantes con el componente cíclico del precio real en dólares de las exportaciones y con el de los flujos de capital.

**Gráfico 1. Precio de las exportaciones en dólares reales y ciclo del PIB real.**



**Gráfico 2. Cuenta de capital como porcentaje del PIB y ciclo del PIB real.**



Nota: El PIB real y el precio real de las exportaciones en dólares son los componentes cíclicos luego de hallar la tendencia log-lineal.

Nota: El precio de las exportaciones es el deflactor de las exportaciones convertido en términos de dólares y dividido por el deflactor del PIB en dólares de los Estados Unidos.

Fuente: Departamento Administrativo Nacional de Estadística, Bureau of Economic Analysis y Banco de la República

Es razonable esperar que haya alguna relación entre las fluctuaciones de los mercados internacionales y el ciclo de los negocios en Colombia, simplemente porque el país es un país en desarrollo, cuyos residentes domésticos necesitan adquirir capital, bienes de consumo y materias primas en el exterior, lo mismo que exportar o endeudarse en los mercados internacionales para financiar sus importaciones. Pero resulta sorprendente la estrechez de las relaciones que se muestran en estos

gráficos. A fin de cuentas, el 65% del PIB colombiano corresponde al consumo de los hogares y por lo tanto lo determinan las decisiones de más de cuarenta millones de colombianos, mientras que el precio internacional corresponde a un número reducido de productos básicos y los flujos de capital llegan, en principio, a las firmas más grandes, a los bancos y a entidades gubernamentales<sup>1</sup>.

Naturalmente se ha escrito mucho sobre el papel que tienen los precios internacionales de las exportaciones y la liquidez global en el ciclo de los negocios de Colombia y Latinoamérica. Algunos de los trabajos más recientes, que han encontrado relaciones significativas entre los ciclos de estas variables internacionales y el producto local, son los de Villar, Salamanca y Murcia (2005), Tenjo, Charry, López y Ramírez (2007), Abrego y Österholm (2008) y Uribe (2007), en el caso de Colombia, y Zettelmeyer (2006), Ocampo (2007), Österholm y Zettelmeyer (2007), Izquierdo, Romero y Talvi (2008) y Titelman, Pérez Caldentey y Minzer (2008) en el caso latinoamericano en general.

La implicación que deducimos de estas estrechas correlaciones es que el punto de partida de un análisis del mecanismo de transmisión de la política monetaria en Colombia debería ser una caracterización del impacto de estos eventos exógenos. Una manera de entender el objetivo de este trabajo consiste en considerar que debería aportar suficiente información para calibrar esas variables exógenas en lo que sería un modelo estocástico dinámico de equilibrio general (EDEG) del mecanismo de transmisión monetaria en Colombia. Dejamos a otros investigadores la construcción del resto de ese modelo y la exploración de cómo la reacción de la política monetaria a estos choques contribuyen a la consecución de metas de política económica.

Nos proponemos responder las siguientes preguntas sobre las variables exógenas de Colombia:

- ¿Qué tan grande y volátil es su *impacto* sobre las variables locales? Impacto se refiere a un cambio en una variable local en el momento del choque, manteniendo el resto de las variables constantes. Para responder a esta pregunta, construimos una medida del impacto basada en una aproximación de primer orden de la elasticidad parcial del efecto de una variable exógena sobre la variable local.
- ¿Cuál es la *reacción en el primer año* de las variables locales macroeconómicas a estos choques? Dicha reacción, considerada como un promedio a lo largo del año, puede ser diferente al impacto si el choque se suaviza o se magnifica como resultado del comportamiento de la economía durante ese período. Para responder esta pregunta primero estimamos unas correlaciones parciales entre el ciclo de las variables exógenas y el ciclo de las variables locales, con datos anuales,

---

<sup>1</sup>Hay buenas razones para sostener que en este caso correlación significa causalidad. El precio de las exportaciones está en términos de dólares reales y Colombia tiene muy poco o ningún poder de mercado sobre cualquiera de sus mercados de exportación. En la Sección 2.3 ofrecemos evidencia sólida de que el ciclo de los flujos de capital es exógeno al ciclo del PIB real de Colombia.

y luego calculamos la reacción en el primer año con base en un modelo sencillo que relaciona las variables exógenas con las variables locales.

- ¿Como se relacionan entre sí las variables exógenas? Para responder esta pregunta, también estimamos la correlación y la sincronización entre el componente cíclico de estas variables.
- ¿Qué tan probable es que las variables exógenas reviertan a su promedio? Estimamos un proceso general para las variables exógenas y a partir de dicho modelo inferimos la probabilidad de que las series reviertan a su promedio.
- ¿A qué sectores afectan? Estimamos la correlación entre las variables exógenas y componentes desagregados del PIB y algunas variables financieras. Este mayor detalle nos permite identificar las explicaciones más plausibles para una correlación tan fuerte.
- ¿Es esto lo que deberíamos esperar de un país en desarrollo, o de cualquier economía exportadora de productos primarios? Comparamos algunos de nuestros hallazgos con cifras de Canadá, que es otra economía abierta exportadora de bienes primarios (Cross y Ghanem, 2005).

Tres principios guían nuestro estudio. En primer lugar, queremos estimar sólo el impacto inicial y la reacción a estos choques en el primer año. Hacer un seguimiento de efectos posteriores en la economía requeriría un modelo estructural dinámico que se ajuste razonablemente bien a los datos disponibles, lo cual está por fuera del alcance de este capítulo. En segundo lugar, las variables que analizamos deben ser exógenas, de manera que la inferencia no se complique por el análisis de variables que, en su mayoría, son endógenas. En tercer lugar, debemos intentar dar alguna idea sobre la confiabilidad de nuestras estimaciones y procurar que éstas sean robustas a la presencia de valores atípicos o de muestras pequeñas.

Considerando estos principios, nos restringimos al análisis solamente de cuatro variables exógenas: el precio de las exportaciones, el precio de las importaciones, los flujos de capital y el PIB mundial (calculado como el PIB ponderado de los principales mercados de las exportaciones colombianas), todas estas variables en dólares reales. Justificamos nuestro enfoque de la siguiente forma: En primer lugar, todas las series que escogimos tienen efecto sobre la misma variable, el PIB real; esto facilita compararlas en la misma escala. En segundo lugar, todas ellas son variables internacionales, (determinadas en los mercados internacionales y en dólares), por lo tanto tienen mayor probabilidad de ser exógenas. En tercer lugar, fue posible obtener series de tiempo lo suficientemente largas para estas cuatro variables.

Por razones análogas hemos tenido que ignorar otras variables exógenas, a pesar de su potencial importancia. Por ejemplo, dejamos por fuera del análisis las tasas internacionales de interés y la prima sobre los bonos de la deuda colombiana. Aquí el problema consiste en que los datos para la prima sobre los bonos de la deuda sólo están disponibles a partir de 1999. Además, como expondremos adelante, al menos parte de la información que aporta el costo del endeudamiento puede capturarse al considerar su monto (los flujos de capital).

Tampoco incluimos la productividad total de los factores (PTF), porque no confiamos suficiente en las series estimadas de este concepto. Como es sabido, se estima la PTF como un residuo de una función de producción. Cuando se presentan errores de medición en los factores de producción o en la función misma, estos pasan a la serie de la PTF. Nuestro trabajo empírico se basa en correlaciones, y en ese caso, nuestras deducciones se verían afectadas.

También hemos ignorado el papel de la política fiscal. Como es natural, los cambios en la política fiscal tienen componentes tanto endógenos como exógenos. A nosotros nos interesa aislar el efecto de los exógenos y para ello, hubiéramos requerido algún modelo estructural como el de Restrepo y Rincón (2006) que está fuera del alcance de este trabajo. Sin embargo, podemos ofrecer alguna información sobre cómo ciertos choques afectan por sí mismos el recaudo fiscal y el consumo del gobierno. Por razones similares tampoco intentamos estimar o hacer pruebas relativas al impacto de cambios exógenos en las instituciones de política monetaria o de cambios estructurales locales importantes, como la liberalización de los mercados financieros o mejoras en la seguridad. Tales cambios estructurales han tenido, sin duda, gran importancia, pero no es fácil imaginar cómo podríamos obtener datos para construir una serie de tiempo aceptable de estas variables para todo el período de la muestra.

Otra serie importante que excluimos es la de las condiciones climáticas locales. Los precios de los alimentos en Colombia son muy sensibles a las sequías, los excesos de lluvia y las inundaciones. La complicación que tendríamos que superar para considerar el efecto de las condiciones del clima es que esta variable exógena no sólo afecta los precios al consumidor sino los precios de los insumos intermedios, así como la producción y el ingreso de los productores agropecuarios. Por lo tanto, para incluir la variable clima necesitaríamos un modelo para separar los efectos de precios y cantidades.

En la Sección 2, describimos en detalle nuestras cuatro variables exógenas. La Sección 3 explica cómo construimos nuestras estimaciones del tamaño del impacto y de la contribución de estas variables al PIB, así como una explicación de lo que queremos decir con estos términos. En la Sección 3 también exploramos la correlación de estas series, entre sí y con el PIB, y su efecto en el primer año. Igualmente analizamos la magnitud de reversión al promedio de estas series. En la

siguiente sección examinamos cuáles son los componentes del PIB que más se afectan por estas fuerzas exógenas, de acuerdo al tipo de gasto, la producción y el tipo de ingreso de las familias. Los resultados se muestran en las Secciones 4.1, 4.2 y 4.3 respectivamente. También analizamos cómo afectan al crédito al sector privado, al dinero, al precio de los activos y a la tasa de cambio real en la Sección 4.4. En la Sección 4.5 reunimos toda esta información evaluando diferentes explicaciones para la estrecha correlación entre el ciclo de los negocios y estos. En la Sección 5 comparamos nuestros hallazgos con algunas estimaciones para datos de Canadá. En la Sección 6 presentamos una hipótesis de suavización de nuestros choques y comprobamos si es consistente en los casos de Colombia y Canadá. Concluimos en la Sección 7.

## 2 Descripción de las series exógenas

En esta sección nos proponemos hacer la descripción estadística de las series exógenas por medio de una revisión de los hechos estilizados. Ello contribuye también a justificar algunas decisiones metodológicas con respecto a las series que escogimos y a la forma como modelamos las relaciones entre las mismas. Una presentación detallada de los datos que utilizamos se encuentra en el Apéndice 9.1.

### 2.1 Precios de las exportaciones y diversificación

Comenzamos por examinar qué determina el precio de las exportaciones colombianas. En el Cuadro 1 se resumen las participaciones, a través del tiempo, de los diferentes productos en el total exportado.

**Cuadro 1. Participación por productos en las exportaciones colombianas**

	1970-1989	1990-2007
Café	50,9	15,4
Petróleo y sus derivados	9,8	24,1
Carbón	1,6	8,4
Ferróníquel	0,7	2,3
Resto de productos	36,9	49,7

Fuente: Banco de la República.

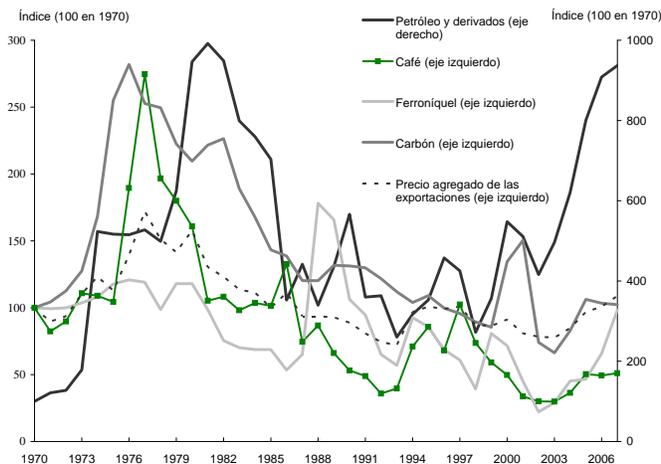
Hasta la década de los ochenta, el café dominaba en las exportaciones colombianas. Desde entonces éstas se ha reducido en gran medida la participación del café. No obstante, las participaciones de los otros tres productos con mayor importancia

(combustibles y minerales) también se han incrementado sustancialmente. En conclusión, como lo muestra el Cuadro 1, la diversificación ha sido limitada, por cuanto una proporción muy significativa del total de las exportaciones colombianas continua concentrándose en productos primarios. Después de descontar los cuatro productos principales en términos de valor, la participación de los rubros restantes ha pasado de 37% a 50%.

Este panorama de diversificación limitada tiene implicaciones con respecto a la manera en que los precios internacionales afectan el precio de las exportaciones colombianas. El Gráfico 3 registra el precio en dólares de las cuatro principales exportaciones colombianas y el deflactor de las exportaciones totales, ambos deflactados, a su vez, con el deflactor del PIB de los Estados Unidos. Se puede observar que las grandes variaciones en el precio internacional de los productos primarios tienen un efecto importante sobre el deflactor de las exportaciones de Colombia.

El gráfico indica también que este efecto puede haber disminuido algo con el transcurso del tiempo, gracias a la diversificación que se ha presentado. De otro lado, la mayor apertura comercial en el período pudo haber actuado un poco en contra de esta diversificación; como veremos más adelante, la participación de las exportaciones en el PIB aumentó en el período. Teniendo en cuenta los dos aspectos, el PIB, que es lo que nos interesa al fin de cuentas, aún sigue siendo afectado por los precios de las materias primas.

**Gráfico 3. Precio en dólares constantes de las exportaciones de productos colombianos**



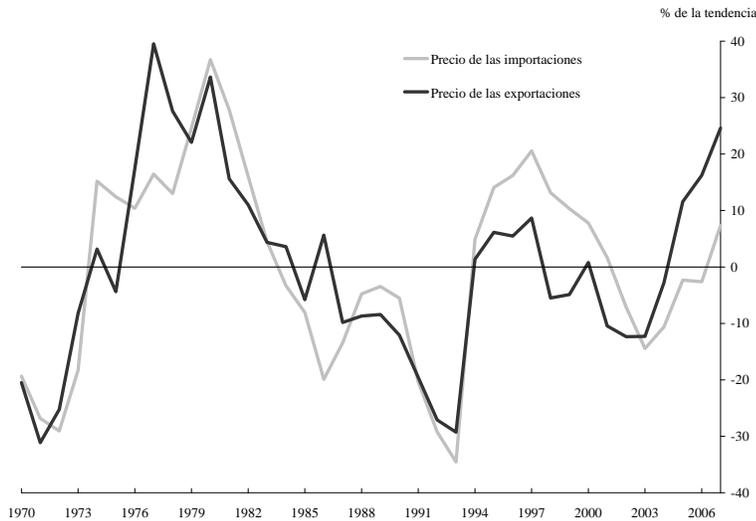
Fuente: Bureau of Economic Analysis y Departamento Administrativo Nacional de Estadística.

## 2.2 Precio de las importaciones, la apertura de la economía y el ciclo mundial

Considerando ahora el precio de las importaciones, lo primero que sobresale es su grado de relación con el precio de las exportaciones. El Gráfico 4 compara el precio real en dólares de las importaciones y de las exportaciones de Colombia

(después de haber extraído la tendencia), y muestra que tienen una evolución cercana aunque no idéntica. Un movimiento similar también se registra en las series sin tendencia en términos de pesos nominales y dólares nominales. Esto puede resultar sorprendente, pues, en general, Colombia importa productos muy diferentes de los que exporta. Importamos bienes de capital, bienes de consumo y materias primas, más o menos en proporciones equivalentes. Dentro de las importaciones de consumo dominan las de bienes durables. Colombia exporta muy pocos bienes de capital y algo de bienes de consumo durable, pero en proporción mucho menor a lo que importa. La mayor concentración de lo exportado, según se dijo, está en productos primarios, y en productos manufacturados, con destino a Venezuela y a los Estados Unidos. Quizás sólo las materias primas importadas, por ejemplo petróleo, experimentan ciclos similares a los de las exportaciones colombianas de productos básicos.

**Gráfico 4. Precio en dólares reales de las importaciones (desviación con respecto a la tendencia)**



Fuente: Departamento Administrativo Nacional de Estadística y cálculos propios.

Sobre esta base, la correlación parecería deberse a los precios internacionales, que aún para diferentes tipos de bienes transables siguen oscilaciones muy similares. Para demostrarlo también encontramos movimientos paralelos en las series sin tendencia de los de precios de exportaciones e importaciones en términos reales de los Estados Unidos, y las de Canadá. Dicho esto, hay que señalar que el precio de las importaciones de los Estados Unidos es más volátil que el de sus exportaciones, mientras que lo opuesto ocurre en los casos colombiano y canadiense. Esto tiene sentido, dado que los Estados Unidos importa materias primas y bienes primarios en proporción mayor a la que los exporta, mientras que en Colombia y Canadá ocurre lo contrario.

Sin embargo, resulta que el movimiento cíclico en el precio relativo en pesos de las importaciones (el precio en pesos en relación con el índice de precios al consumidor [IPC] local) está correlacionado negativamente con el movimiento cíclico en el precio relativo en términos de dólares, pues, como veremos, precios internacionales altos llevan a apreciaciones fuertes del peso. Parece ser que siempre que Colombia se beneficia de mayores precios internacionales de sus exportaciones, tiene una buena probabilidad de favorecerse también de importaciones más baratas en términos de ingreso en moneda local. Recíprocamente, cuando el precio en dólares de las exportaciones es bajo, hay probabilidad de que el impacto sobre el PIB real sea exacerbado por importaciones más costosas en términos de pesos. Este patrón tiene algunas implicaciones importantes para nuestro trabajo, que pretende estimar la influencia del precio real exógeno en dólares de exportaciones e importaciones de Colombia: explica por qué la relación estadística entre el precio real en dólares de las importaciones y el PIB tiene pocas posibilidades de informarnos sobre el verdadero efecto del precio de las importaciones sobre el PIB, si no tomamos en cuenta lo que esté ocurriendo con el precio de las exportaciones y a la tasa de cambio. Retomaremos este punto cuando interpretemos el efecto de los movimientos en el precio de las importaciones.

Al considerar el efecto del precio de las importaciones, así como el de las exportaciones, es importante reconocer que ha habido una liberalización gradual pero persistente del comercio exterior de Colombia. Dicho proceso se aceleró en los años noventa, ocasionando un cambio estructural que se conoce en el país como la apertura. El Gráfico 5 muestra la participación de las importaciones en el PIB de Colombia. Lo que el gráfico resalta es que dicha participación ha crecido gradualmente desde los años setenta, pero crece más rápidamente a partir de finales de los noventa. Un comportamiento similar se puede observar en las exportaciones.

**Gráfico 5 Participación de las importaciones en el PIB**



Fuente: Departamento Administrativo Nacional de Estadística.

Lo anterior tiene importancia para nuestro estudio porque esperaríamos que los precios del comercio exterior estén más estrechamente relacionados con el PIB después de 1990 que antes. Claramente, tenemos que hacer ajustes por el grado de apertura de la economía. Hemos escogido una manera sencilla de hacerlo que consiste en calcular una índice con ponderaciones variables.

### 2.3 Flujos de capital y desarrollo

Hemos decidido incluir los flujos de capital como una fuerza exógena, porque pensamos que la mayor parte del flujo cíclico de endeudamiento neto de Colombia se determina por la percepción de los mercados internacionales en el año en cuestión. Esto puede parecer muy discutible. Por ejemplo, puede pensarse que se relaciona con la controversia sobre si el ahorro nacional causa la inversión extranjera o viceversa. Por lo tanto, defenderemos esta idea con argumentos y datos. Otro punto importante que es necesario desarrollar es si los cambios estructurales en el tamaño y la naturaleza de los flujos de capital afecta nuestros resultados.

En primer lugar, note que para que los resultados de nuestro trabajo sean válidos sólo necesitamos que los ingresos *cíclicos* de capital sean *débilmente* exógenos con respecto al PIB. La exogeneidad débil (Creel, 2005, página 202) no requiere que el componente cíclico de los flujos de capital tenga que ser exógeno en todo sentido con respecto al PIB; sólo implica que, en la medida en que estamos interesados en estimar la correlación entre la cuenta de capital y el PIB en el primer año, no esperamos que movimientos transitorios de la cuenta de capital provengan del ciclo del PIB en el mismo año, ni que tanto

a los flujos de capital como al PIB los haya afectado una tercera variable exógena no observada. Por lo tanto, un exceso de demanda que lleve a un déficit de la cuenta corriente con más de un año de rezago puede seguir siendo consistente con nuestra interpretación.

Debemos aclarar, entonces, que la serie de flujos de capital que usamos es la cuenta de capital y financiera, que, por supuesto, es equivalente al déficit de la cuenta corriente más el cambio neto en las reservas internacionales. Por lo tanto, no incluye intervenciones de política en el mercado cambiario, las cuales esperaríamos que fueran endógenas.

El mecanismo por el cual se supone que la cuenta corriente es endógena al PIB a lo largo del ciclo es simplemente que un exceso de demanda en comparación a la oferta inevitablemente llevará a un déficit en la cuenta corriente y, por lo tanto, ocasionará un ingreso de capital. Recíprocamente, cuando el ingreso supera el gasto, el país, como un todo, cancela deudas. Pero cuando se trata de un país como Colombia, argumentaríamos que aún si los cambios en las reservas oficiales y en el déficit de la cuenta corriente dependieran del PIB en el mismo período, esto no necesariamente sucede con la cuenta de capital y financiera.

Por ejemplo, un aumento en la demanda que supere la oferta potencial puede ser consistente con la renuencia de los inversionistas internacionales a conceder préstamos, por razones no relacionadas con el ciclo económico. En esta situación las autoridades de política económica tienen dos opciones: pueden frenar el exceso de demanda por medio de una contracción monetaria drástica, o pueden utilizar las reservas internacionales que sea necesario liquidar para pagar el déficit de la cuenta corriente. En el primer escenario, con tasas de interés más altas, el ciclo del PIB se subordina a la disponibilidad de capital extranjero. En el segundo, con una mayor devaluación y sin incrementos en las tasas de interés, el acomodamiento puede llevar a mayor consumo de bienes no transables y posiblemente mayor inflación que en el otro caso. El punto es que en ambos casos las autoridades económicas no pueden, dentro del mismo año, hacer mucho para obtener más crédito de un mercado internacional que está reacio a ofrecer recursos.

Por el contrario, cuando los mercados financieros internacionales están muy dispuestos a otorgar préstamos, las opciones de las autoridades económicas se limitan a hacer más laxa la política monetaria, y por lo tanto a aceptar un incremento del déficit de la cuenta corriente, o a realizar intervenciones en el mercado cambiario, como apreciaciones o alguna forma de estabilización de la tasa de cambio, para compensar el efecto de los flujos de entrada de capital sobre la cuenta corriente.

En esta forma, una de las posibles maneras en las cuales el ciclo del PIB puede afectar los flujos de capital es cuando las autoridades consiguen detener los flujos de capital privados por medio de controles directos, cuando el PIB crece con excesiva

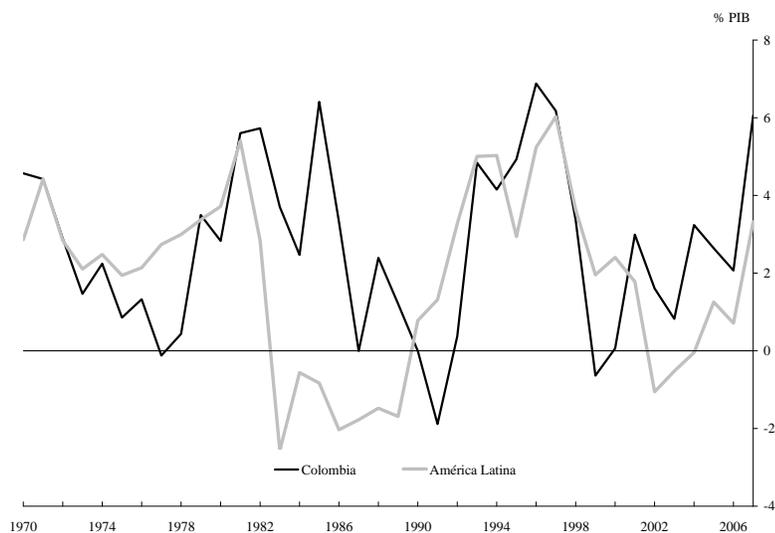
rapidez. Sin embargo, Villar y Rincón (2000) demostraron que, desde 1994, los controles de capital en Colombia no han tenido mucho impacto sobre las entradas de capital privado. Edwards (1998) documenta un resultado similar para Chile. Nuestro supuesto es que los controles de capital no fueron efectivos, o entraron a operar con un rezago de más de un año.

Por último, podría ser que algunos fondos privados de estabilización actuaran, haciendo que los flujos de capital privado fueran endógenos con respecto al PIB. El fondo de estabilización más conocido que operó durante el período bajo estudio es el Fondo Nacional de Café, que tuvo importancia en los primeros años del período de la muestra, cuando el café era el principal producto de exportación. Sin embargo, este fondo no invirtió muchas de las ganancias de la producción cafetera en el exterior, sino que más bien invirtió en proyectos locales, de manera que no ocasionó grandes flujos de salida de capital. En 1980 y 1981 las tenencias en moneda extranjera del fondo alcanzaron un tope de 0,24% del PIB, que hubieran sido completamente contrarrestadas por los flujos de ingreso de capital, que para esos años representaron más de 5,5% del PIB (Contraloría General de la República, 1985).

El Gráfico 6 presenta evidencia de que, en gran medida, la cuenta de capital y financiera de Colombia responde a las percepciones del mercado internacional. El gráfico muestra la cuenta de capital Colombia y América Latina. Pueden observarse dos grandes fases de ingreso de capital en los comienzos de las décadas de 1980 y 1990, con los subsecuentes escalamientos de estos flujos hasta la crisis de la deuda de los ochenta y la crisis de fin de siglo. Dado que los países latinoamericanos implementan políticas muy diferentes y tienen marcos de implementación distintos, el gráfico sugiere que los préstamos a Colombia son más el resultado de presiones internacionales que de solicitudes locales, confirmando investigaciones previas más formales de Calvo, Leiderman y Reinhart (1993), y Reinhart y Talvi (1997). Es importante señalar que en el gráfico se observa que durante la más reciente globalización financiera se han reforzado los movimientos comunes: la correlación fue 0,174 de 1970 a 2007, mientras que de 1990 a 2007 fue de 0,630.

## Gráfico 6. Cuenta de capital y financiera

(Colombia y América Latina)

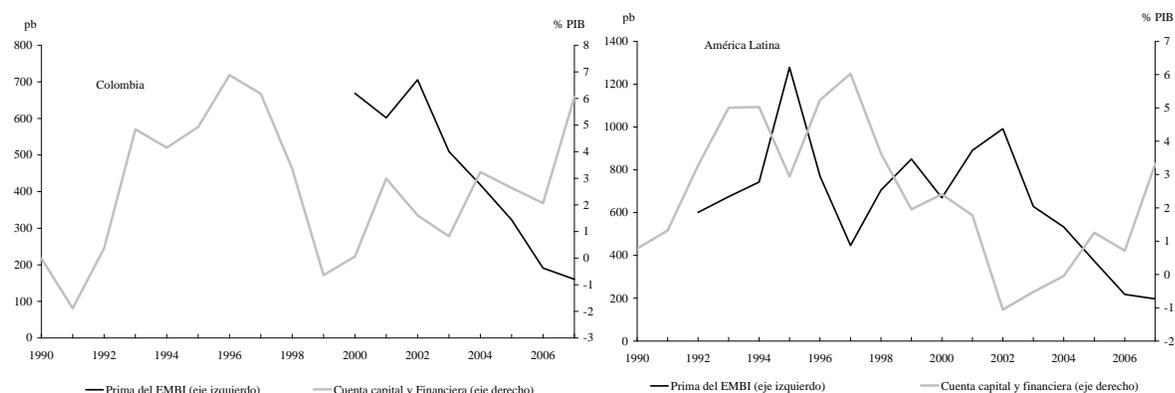


Fuente: Estadísticas Balanza de Pagos, Fondo Monetario Internacional y cálculos propios.

Otro argumento que se ha dado para la endogeneidad de los flujos de capital es que el precio del endeudamiento externo puede ajustarse lo suficientemente como para hacer que el volumen de dichos flujos sea endógeno con respecto a las necesidades del país receptor. Este no parece ser el caso de Colombia. Cuando se restringe la financiación internacional, se eleva el costo del endeudamiento y cae el capital disponible. Cuando los mercados internacionales están más dispuestos a hacer préstamos, el costo del endeudamiento disminuye y los flujos de capital aumentan. El Gráfico 7 describe la relación negativa entre la cuenta de capital y financiera con respecto a la prima del EMBI (Índice del Mercado de Bonos de Países Emergentes), tanto para el caso de Colombia como para el de Latinoamérica.

## Gráfico 7. Cuenta de capital y financiera y prima del EMBI

### Colombia y América Latina

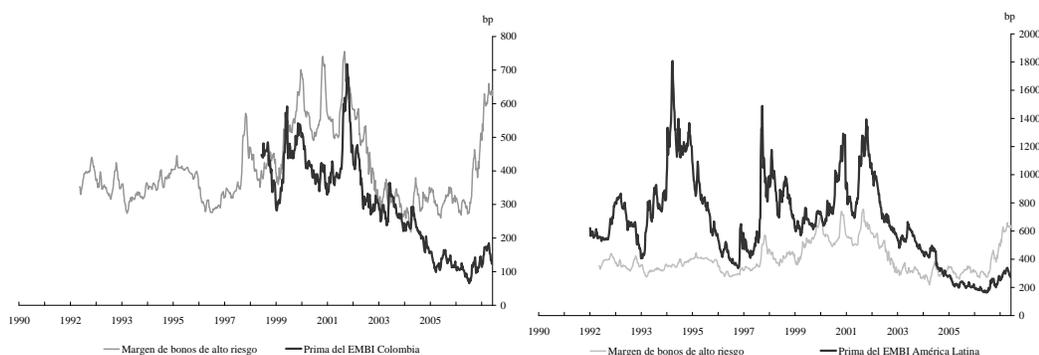


Fuente: Bloomberg, Estadísticas Balanza de Pagos, Fondo Monetario Internacional y cálculos propios.

Nota: La cuenta de capital de América Latina corresponde al coeficiente común de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú calculado con un modelo de Filtro de Kalman.

Como prueba adicional, se puede ver que la prima del EMBI está relacionada con otras medidas de preferencia o aversión al riesgo como la prima sobre los bonos de alto riesgo en los Estados Unidos, la cual no tienen nada que ver con Colombia. Véase Gráfico 8.

## Gráfico 8. Prima del EMBI para Colombia y América Latina y el margen de bonos de alto riesgo en los Estados Unidos



Fuente: Bloomberg y J. P. Morgan.

En el Apéndice 9.4 hacemos las pruebas para demostrar que los flujos de capital son débilmente exógenos con respecto al PIB de Colombia. Si bien estas mismas pruebas han sido criticadas en la literatura (Bound, Jaeger, Baker, 1993), el resultado, por lo menos, es consistente con los argumentos presentados en esta sección. En conclusión, tenemos buenas razones para

afirmar que a lo largo del ciclo la cuenta de capital y financiera puede considerarse como débilmente exógena.

Ahora para ser más rigurosos, debemos considerar los cambios estructurales en la naturaleza de los flujos durante el período de la muestra. En el Gráfico 9 se presenta una descomposición de la serie. Puede verse que en las décadas de los setenta y los ochenta los capitales que ingresaban provenían principalmente de préstamos bancarios (categoría otros) mientras que desde mediados de los años noventa, la inversión extranjera directa (IED) incrementó dramáticamente su participación (Uribe, 1995). Naturalmente, este fenómeno se relaciona, con otro: mientras que antes de los años noventa los ingresos de capital a Colombia asumían principalmente la forma de préstamos al gobierno, después de los episodios subsiguientes de privatizaciones son más bien un asunto del sector privado.

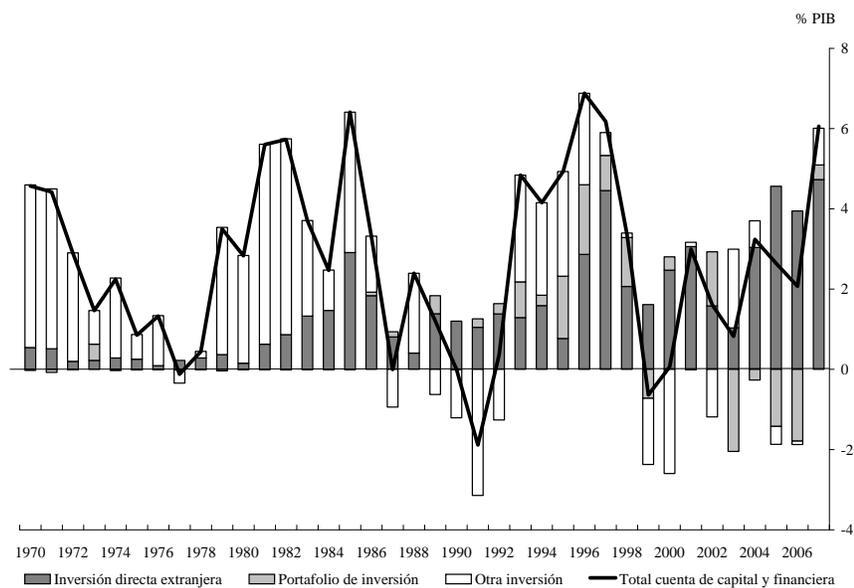
Este cambio — que fue un fenómeno mundial — debió llevar a una transformación fundamental en la naturaleza de nuestros flujos de ingreso de capitales, puesto que se considera que la IED es menos volátil y menos propensa a devolverse que otros tipos de flujos de capital (Hausmann y Fernandez-Arias, 2000).

No obstante lo dicho, es conveniente señalar que la IED en Colombia, aunque ciertamente es más estable que los flujos de portafolio, de ninguna manera es invariable con respecto al ciclo global de liquidez. Por ejemplo, aunque no se observaron flujos netos de salida de IED durante la crisis de 1999, su nivel cayó por debajo del promedio de los años anteriores. Un estudio del FMI (International Monetary Fund, 2003) indica que gran parte de la IED del pasado reciente depende de préstamos obtenidos en el mercado internacional de capitales o directamente con bancos internacionales. Además, las recientes oleadas de ingreso de IED pueden asimilarse más en su naturaleza con los flujos de portafolio que sus antecesoras. Esto es particularmente cierto si fueron motivadas por consideraciones de eficiencia tributaria (Cummins y Hubbard, 1994) o, en algún grado, para evadir los controles a los flujos de portafolio, en lugar de reflejar un interés de parte de inversionistas no residentes en compartir más el riesgo de los residentes. Dado que hay argumentos en contra y a favor de como la IED afecta los resultados se hace necesario contrastar esto de manera empírica.

Por último, las remesas se han vuelto una fuente importante de financiación para Colombia desde mediados de la década de los noventa. Aunque en los datos no se consideran como un flujo de ingreso de capital, sí comparten algunos de los aspectos mencionados.

En la Sección 3.2 se registran algunas pruebas de robustez, consistentes con lo que hemos expuesto, para investigar si estos cambios tienen alguna relevancia para nuestro trabajo.

Gráfico 9. Cuenta de capital y financiera y sus componentes



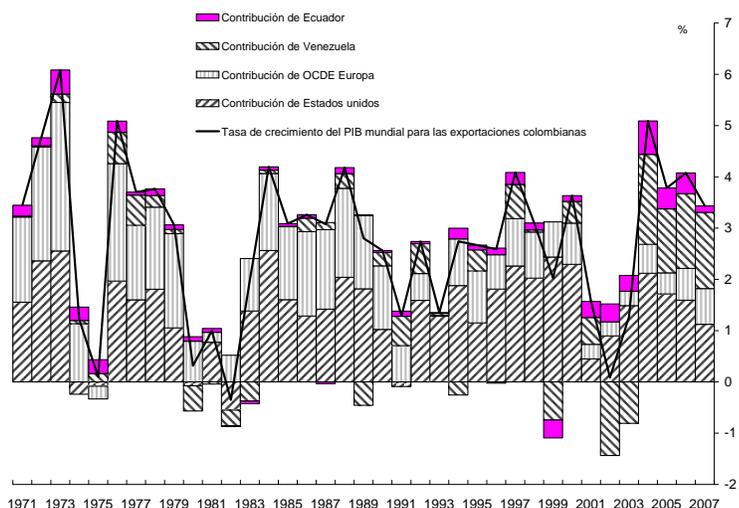
Fuente: Estadísticas Balanza de Pagos, Fondo Monetario Internacional.

## 2.4 PIB mundial y globalización

Nuestra última serie es la del PIB mundial. Aquí tenemos que explicar por qué esta serie debe construirse como un índice con ponderaciones variables y no puede utilizarse, por ejemplo, el PIB de Estados Unidos.

El Gráfico 10 muestra nuestra serie del PIB mundial pertinente para Colombia y la descompone entre los cuatro socios comerciales que la integran. Tal como se explica en el Apéndice 9.1, la serie se construyó como un índice del PIB real de los cuatro principales socios comerciales de Colombia (contando todos los países de la comunidad económica europea como un solo socio), utilizando como ponderación la participación en nuestras exportaciones. Esas participaciones aparecen en el Cuadro 2.

**Gráfico 10. Crecimiento del PIB mundial Colombia**



Fuente: Véase Apéndice 9.1.

**Cuadro 2. Participación en las exportaciones colombianas por país de destino**

	1970-1989	1990-2007
Venezuela	5,19	9,00
Ecuador	1,82	4,28
Estados Unidos	31,63	39,61
OCDE Europa	40,54	20,83
Resto	20,83	26,27

Fuente: Banco de la República.

Es claro que cualquier serie disponible, bien sea el PIB de los Estados Unidos o un índice de volumen del comercio mundial, sería una aproximación muy deficiente de nuestra serie del PIB mundial relevante para Colombia. El Gráfico 10 muestra cómo los volátiles movimientos del PIB venezolano han llegado a afectar fuertemente la demanda por exportaciones colombianas, particularmente al final del periodo de la muestra. Nuestra serie de PIB mundial se tuvo que crear como una combinación ponderada, para tomar en cuenta esta influencia particular. El Cuadro 2 indica también que Europa ha perdido la mitad de su participación a lo largo del período de muestra. Por lo tanto, el índice requiere ponderaciones variables.

### 3 Caracterización de las series exógenas

#### 3.1 Medición de la contribución del impacto al PIB real

Nuestro primer paso consistió en calcular la elasticidad de un cambio porcentual en cada una de los factores externos sobre un cambio porcentual en el PIB real en el momento del impacto. Esto se hace calculando la aproximación de primer orden de un impacto inicial de la variable sobre el PIB real, manteniendo constantes todas las demás variables. Llamamos a este resultado *una elasticidad del impacto*, la cual, con ponderaciones variables en el tiempo, será una serie. Después multiplicamos esa serie por los datos iniciales de la variable exógena, formando un índice de lo que hemos llamado la *contribución del impacto al PIB real*.

Como lo explicamos en la Sección 1, el impacto del choque es diferente al *efecto del choque durante el primer año* sobre el producto. La diferencia entre los dos conceptos puede aclararse utilizando un modelo sencillo. En este modelo, el consumidor típico tiene una función de utilidad del consumo en el período  $t$  sobre su flujo de consumo  $(c_t, \dots, c_{t+s})$  en la siguiente forma:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+\beta} \right)^{t+s} \frac{\sigma}{\sigma-1} (c_{t+s})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}, \quad (1)$$

en donde  $\beta$  es el factor de descuento y  $\sigma$  es la elasticidad de sustitución intertemporal. El ingreso  $(y_{t+s})$  se destina al consumo o a la inversión  $(inv_{t+s})$ . Todas las variables están en términos per cápita.

$$y_{t+s} = c_{t+s} + inv_{t+s}, \quad (2)$$

y se acumula capital por medio de la inversión de acuerdo a:

$$k_{t+s} = \frac{(1-\delta)}{(1+n)} k_{t+s-1} + inv_{t+s}; \quad (3)$$

en donde  $\delta$  es la tasa intertemporal de descuento y  $n$  es la de crecimiento de la población (que es fija). Los factores de

producción son capital y trabajo.

$$y_{t+s} = (k_{t+s})^{\alpha_1} \left( \frac{k_{t+s-1}}{(1+n)} \right)^{\alpha_2} \eta_{t+s} \text{ con } \eta_{t+s} \equiv \left( e^{z_{t+s}} e^{(t+s)\mu_g} \right)^{1-\alpha_1-\alpha_2}; \quad (4)$$

$$z_{t+s} = (1 - \rho_z) z + \rho_z z_{t+s-1} + \varepsilon_{z,t+s}; \quad (5)$$

$$\text{y } \varepsilon_{z,t+s} \sim N(0, \sigma_z^2). \quad (6)$$

Nótese que una parte, pero no todo el capital producido en un período, puede utilizarse en dicho período, con  $0 \leq \alpha_1, \alpha_2 \leq 1$  y  $0 \leq \alpha_1 + \alpha_2 \leq 1$ . Dado que trabajamos con datos anuales, parece plausible que sólo una parte de la inversión se ponga en uso durante el año en que se realiza.

La variable  $z_{t+s}$  es un choque tecnológico de productividad autorregresivo, el único choque dentro de este modelo. Nótese también que los choques de avances tecnológicos son temporales y no inciden en los niveles de producción permanentemente.

La información para el período  $t$  incluye todos los parámetros y los valores de las variables en el período  $t$  y anteriores:

$$I_t = (c_t, y_t, k_t, inv_t, z_t, I_{t-1}). \quad (7)$$

El problema del agente representativo en el período  $t$  consiste en maximizar (1) sujeto a las restricciones (2), (3), (4), (5), (6) y (7), proyectando con  $s = 0, \dots, \infty$ . En el Apéndice 9.2 mostramos que la solución para el problema de este agente representativo puede expresarse en términos de acervo de capital.

$$\begin{aligned} \widehat{k}_t &= \lambda_1 \widehat{k}_{t-1} + q \widehat{z}_t \\ &= q \sum_{j=0}^t (\lambda_1)^j \widehat{z}_{t-j} \text{ para } t = 0, \dots, \infty, \end{aligned} \quad (8)$$

en donde

$$\widehat{x}_t \equiv \ln \frac{\widetilde{x}_t}{\widetilde{x}_{ss}}, \quad \widetilde{x}_t \equiv \frac{x_t}{e^{t\mu_g}} \text{ y } \widetilde{x}_{ss} \text{ es el estado estacionario de } \widetilde{x}_t.$$

Tanto  $\lambda_1$  como  $q$  son funciones de todos los parámetros, excepto aquellos que determinan el proceso del choque de la productividad.

En nuestra terminología, la contribución del impacto del choque de productividad es la contribución del choque de la

productividad a la producción en donde ambas se expresan como desviaciones proporcionales con respecto a sus valores en el estado estacionario. Es claro que entonces la contribución del impacto al producto en el período  $t$  es

$$\hat{\eta}_t = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \hat{z}_t$$

y es diferente de la reacción de la producción al choque en el período  $t$ , que es:

$$\hat{y}_t = \hat{\eta}_t + \alpha_1 \hat{k}_t + \alpha_2 \hat{k}_{t-1}. \quad (9)$$

La diferencia se debe a la reacción endógena del capital. Hay diferencias entre ambos incluso cuando la economía parte del estado estacionario, pues parte del nuevo capital puede instalarse y empezar a ser utilizado en el primer año:  $\alpha_1 \neq 0$ .

Nuestra exposición se hace en términos de choques de productividad, pero podría aplicarse a otro tipo de choques. De hecho, datos análogos para el impacto de otros choques sólo pueden construirse cuando existe buena información para los mismos. De acuerdo con lo que hemos expuesto, esto resulta probable para las cuatro variables exógenas que hemos seleccionado.

Luego de haber explicado en qué consiste la contribución del impacto al PIB real pasamos a explicar cómo la medimos. Un primer paso consiste en calcular la elasticidad de impacto por medio de una aproximación lineal logarítmica. Sea  $f(\mathbf{X})$  una función de un solo valor en un vector de  $n$  variables  $\mathbf{X}$  y sea  $\Xi$  el operador que transforma una función de variables en las desviaciones logarítmicas de un punto localizado en un lugar intermedio entre antes y después del cambio. Entonces la elasticidad de  $f(\mathbf{X})$  en términos de desviaciones logarítmicas con respecto a ese punto es:

$$\Xi f(\mathbf{X}) = \sum_{i=1}^N \left[ \frac{df(\mathbf{X})}{dX_i} \frac{X_i}{f(\mathbf{X})} \right]_{\mathbf{X}=\mathbf{X}^*} \tilde{x}_i \quad (10)$$

en donde cada  $\left[ \frac{df(\mathbf{X})}{dX_i} \frac{X_i}{f(\mathbf{X})} \right]_{\mathbf{X}=\mathbf{X}^*}$  es una función exclusivamente de los valores del punto fijo.

Podemos tomar la serie de precios de las exportaciones como ejemplo. En términos nominales, la restricción presupuestal consolidada de los consumidores es:

$$P_{X_t} E_t X_t - P_{M_t} E_t M_t + A_t = P_{GDP_t} GDP_t$$

donde  $X_t$  es el volumen real de las exportaciones,  $P_{X_t}$  es el precio en dólares de las exportaciones  $E_t$  es la tasa de cambio-

peso dólar de paridad de poder de compra,  $M_t$  es el volumen real de importaciones,  $P_{X_t}$  es el precio de las importaciones en dólares,  $A_t$  es la absorción nominal,  $P_{GDP_t}GDP_t$  es el valor agregado, siendo  $P_{GDP_t}$  el deflactor del PIB. Con el fin de aproximar el impacto del precio real de las exportaciones sobre el PIB real, reescribimos la identidad de esta forma:

$$\frac{P_{X_t}}{P_{USGDP_t}} \frac{P_{USGDP_t} E_t}{P_{GDP_t}} X_t - \frac{P_{M_t}}{P_{USGDP_t}} \frac{P_{USGDP_t} E_t}{P_{GDP_t}} M_t + \frac{A_t}{P_{USGDP_t}} = GDP_t$$

donde  $P_{USGDP_t}$  es el deflactor del PIB de EE UU. La elasticidad del precio real en dólares de las exportaciones sobre el PIB real de Colombia, por lo tanto, se aproxima así:

$$\frac{\Delta \log(GDP_t)}{\Delta \log \frac{P_{X_t}}{P_{USGDP_t}}} = \left[ \frac{P_{X_s} E_s X_s}{P_{GDP_s} GDP_s} \right]_{s \in (t, t-1)} \quad (11)$$

ignorando los términos de segundo orden y de mayores ordenes. Aproximamos la serie de elasticidades  $\left[ \frac{P_{X_t} E_t X_t}{P_{GDP_t} GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)}$  con un índice Törnqvist, el promedio aritmético del valor en el momento  $t$  y el momento  $t - 1$ . En el primer período usamos sólo la participación en el momento  $t - 1$ . Hemos llamado a esta serie *la elasticidad de impacto de las series exógenas* que cambia en el tiempo y es una versión de Ecuación (10) que también cambia en el tiempo. El producto de la elasticidad de impacto y la tasa acumulada de crecimiento de las series exógenas nos da un índice de la contribución del impacto, del precio real en dólares de las exportaciones sobre el PIB real.

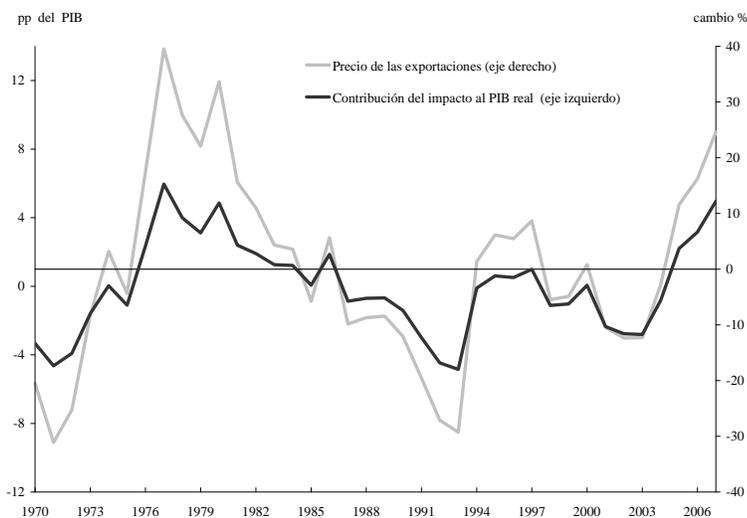
Es importante aclarar que, dado que se trata del cálculo de un impacto, deliberadamente no toma en cuenta ninguna respuesta de comportamiento de los residentes locales ante el cambio exógeno. En particular, se considera que todas las demás variables, como las importaciones o el consumo, permanecen constantes. Esto puede diferir, entonces, de la respuesta efectiva del PIB real ante un movimiento en las series exógenas dentro del mismo año, la cual mediría la correlación de los datos anuales. Por ejemplo, si hay alguna suavización del consumo frente a mayores ganancias por exportaciones en el mismo año, entonces la respuesta efectiva del PIB real será menor que el impacto calculado por nosotros y la variable del choque estará menos correlacionada con el PIB. En general, si dentro del mismo año hay algún movimiento compensatorio en otra serie, la calibración sobrestimaré la respuesta del primer año. Por el contrario, exacerbar los movimientos implicará subestimaciones.

Más adelante, en la Sección 3.3, estimaremos un modelo que nos permite capturar los efectos en el primer año de esos choques sobre el PIB, y mostraremos que de hecho sucede que en ocasiones el impacto se amortigua y en otras se amplifica.

Se necesitaría un modelo estructural totalmente identificado para superar esta situación. Sólo con tal tipo de modelo se puede captar los efectos de los choques con más precisión y por horizontes de tiempo más largos.

El Gráfico 11 muestra nuestra medida de la contribución del impacto al PIB real del precio real de las exportaciones en comparación con la tasa de variación en la serie original. Claramente una primera diferencia se refiere a la escala; la elasticidad transforma la serie original en unidades de PIB real. Pero hay también algunas diferencias cíclicas que reflejan cuándo las exportaciones tienen mayor o menor importancia para el PIB real.

**Gráfico 11. Precio de las exportaciones en dólares reales y su contribución al ciclo del PIB**



Fuente: Departamento Administrativo Nacional de Estadística, Banco de la República y Bureau of Economic Analysis.

Calculamos la contribución de los otros factores externos, el precio real de las importaciones en dólares y el PIB mundial real en dólares, utilizando formulas similares (Veáse el Cuadro 3a y el Apéndice 9.3). Sin embargo, la serie de flujos de capital en dólares reales puede incluir valores negativos. Por lo tanto, no podemos separar una serie de niveles y otra de elasticidades para esta variable; sólo podemos calcular una aproximación a su producto, que es la contribución al crecimiento del PIB real.

El Cuadro 3 resume nuestros resultados. La primera columna presenta la desviación estándar de la serie después de haber extraído la tendencia log-lineal. Esto no es posible para las series de flujos de capital, como lo explicamos atrás. Las tres columnas siguientes resumen el valor de la elasticidad de impacto de esta serie sobre el PIB. Hay que recordar que la serie de la elasticidad variable en el tiempo, multiplicada por el nivel de la serie, usando nuestra fórmula de índices, arroja una serie del índice de la contribución del impacto de la respectiva variable al PIB. Las fórmulas de la contribución aparecen en

el Cuadro 3a.

Tomamos entonces el índice de la contribución en impacto de cada una de las series al PIB real, eliminamos su tendencia lineal logarítmica y calculamos la amplitud promedio y la desviación estándar de lo que hemos denominado la contribución cíclica del impacto de ese choque sobre el PIB. Esto nos da una medida de la volatilidad de dichas contribuciones al PIB en términos de lo que es relevante. Dichos cálculos pueden compararse entre sí y con el ciclo del PIB real, que se calcula, siguiendo el mismo procedimiento, en la última fila.

Antes de pasar a interpretar los resultados deberíamos defender nuestra escogencia de eliminar la tendencia con un proceso logarítmico lineal. Intuitivamente usamos una tendencia lineal logarítmica para filtrar los datos porque de otras maneras encontramos que la eliminación de la tendencia creaba lo que parecían movimientos cíclicos en la tendencia. Esto puede provenir de heteroscedasticidad en el ciclo de los negocios de Colombia. Más adelante comparamos los resultados que obtuvimos con estas estimaciones con medidas que son robustas a la heteroscedasticidad y ofrecemos algunas pruebas de que se justifica la tendencia lineal logarítmica.

**Cuadro 3. Elasticidades de impacto estimadas y contribución al ciclo del PIB real de Colombia de los factores externos**

	Desviación	Promedio de la elasticidad del impacto			Promedio de la	Desviación
	estándar del ciclo de las series iniciales	sobre el PIB			amplitud de la contribución del ciclo	estándar del ciclo de la contribución
	(% de la tendencia) 1970-2007	1970-89	1990-2007	2007	(pp del ciclo del PIB) 1970-2007	(pp del ciclo del PIB) 1970-2007
Precio de las exportaciones	16.88	0.14	0.19	0.22	5.10	2.75
Precio de las importaciones	10.80	-0.15	-0.20	-0.24	2.62	1.73
Cuenta de capital y financiera					5.99	2.52
PIB mundial	2.86	0.14	0.19	0.22	0.56	0.63
Términos de intercambio					5.77	1.88
PIB real per cápita					0.41	3.75

Fuente: Cálculos propios.

**Cuadro 3a. Fórmulas para la contribución al impacto en el Cuadro 3**

Variable	Fórmula de la contribución de la variable
	(derivación, ver <i>Ápndice 9.3</i> )
Precio real de las exportaciones en dólares	$\left[ \frac{P_{X_s} E_s X_s}{P_{GDP_s} GDP_s} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{P_{X_t}}{P_{USGDP_t}}$
Precio real de las importaciones en dólares	$\left[ \frac{P_{M_s} E_s M_s}{P_{GDP_s} GDP_s} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{P_{M_t}}{P_{USGDP_t}}$
Cuenta de capital y financiera	$\left[ \frac{E_t NA_t}{P_{GDP_t} GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{NA_t}{P_{USGDP_t}}$ $- \left[ \frac{E_t}{E_{t-1}} \frac{P_{GDP_{t-1}} GDP_{t-1}}{P_{GDP_t} GDP_t} \frac{E_{t-1} NA_{t-1}}{P_{GDP_{t-1}} GDP_{t-1}} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{NA_{t-1}}{P_{USGDP_{t-1}}}$
PIB mundial	$\left[ \frac{P_{X_t} E_t X_t}{P_{GDP_t} GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log (WGDP_t)$
Términos de intercambio	$\left[ \frac{P_{X_t} E_t X_t}{P_{GDP_t} GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{P_{X_t}}{P_{USGDP_t}}$ $- \left[ \frac{P_{M_t} E_t M_t}{P_{GDP_t} GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{P_{M_t}}{P_{USGDP_t}}$

Notas  $M_s$  es las importaciones reales en pesos,  $NA_t$  es el acervo de activos externos netos

(descontando oro y reservas) en dólares nominales, y  $WGDP_t$  es el PIB mundial.

La contribución del precio de las importaciones se había multiplicado por -1.

El Cuadro 3 muestra que las series originales de los precios internacionales son tremendamente volátiles mientras que el PIB mundial lo es mucho menos. Sin embargo, lo importante es la escala de los impactos de estas series sobre el PIB colombiano. La segunda columna muestra que las elasticidades de impacto de los precios internacionales y del PIB mundial son relativamente pequeñas. La razón es simplemente que Colombia no está todavía muy abierta en términos de comercio de bienes y servicios cuando la comparamos con otros países. No obstante, dado que la apertura colombiana es un proceso que continúa, dichas elasticidades deben incrementarse en el futuro, lo que implica que es probable que el impacto de variables relacionadas con el comercio internacional sobre el PIB local aumente sustancialmente.

El hecho de calcular elasticidades primero y después contribuciones abre la posibilidad de que una serie exógena muy volátil pueda contribuir mucho a movimientos en el PIB real, aun en casos de elasticidades pequeñas. En efecto, esto parece ser lo que ocurre. La desviación estándar de los movimientos cíclicos de dichas contribuciones (columna 6) muestra que la volatilidad del impacto de los flujos de capitales y del precio real en dólares de las exportaciones y de las importaciones es bastante grande. La amplitud de los movimientos del PIB mundial tiene la menor de las volatilidades. Cuando se contrastan

con la desviación estándar del PIB real de Colombia, todas esas contribuciones tienen el tamaño de impactos considerables. La impresión que tenemos es la de una economía sacudida por el impacto de considerables fuerzas exógenas. Queda por ver si tales impactos son más grandes de los que se presentan en países desarrollados con una estructura exportadora similar, como Canadá, y si mecanismos internos los amortiguan o los amplifican.

### 3.2 Interrelaciones entre las series exógenas y el PIB real

En la sección anterior medimos el impacto de las contribuciones de estas series exógenas sobre el PIB real. Sería interesante examinar si estos impactos realmente se convierten en movimientos del PIB dentro del año del impacto. Una manera de estimarlo es revisar la correlación contemporánea entre el ciclo de las contribuciones en el momento del impacto de las series exógenas con el ciclo del PIB real en datos anuales. También nos interesa examinar cómo se relaciona entre sí el ciclo de las contribuciones de impacto de las series exógenas; por ejemplo si hay un ciclo realmente significativo que conecta los precios de las exportaciones colombianas, los de las importaciones, los flujos de ingreso de capital y el PIB mundial en términos de dólares.

Para empezar esta sección hacemos una explicación sobre las diferentes medidas estadísticas de correlación que reportamos tanto en esta sección como en otras partes de este trabajo.

Como es usual, calculamos la correlación bivariada clásica. Es útil tener alguna idea del nivel de significancia de estas correlaciones. Sheskin (Sheskin, 2000, Capítulo 28) estima que el coeficiente de correlación es significativamente diferente de cero al nivel de 95% si es menor de -0.35 o mayor de 0.35. También prueba una fórmula sencilla para calcular un estadístico  $t$  para las medidas de correlación. Está estadístico se presenta debajo de los coeficientes de correlación.

De igual forma experimentamos con varias alternativas interesantes para hacer ajustes que resuelvan algunas posibles desventajas de la correlación clásica.

Nuestra muestra cubre sólo 38 años y por lo tanto, en principio, datos atípicos pueden afectar severamente nuestras medidas de correlación. Por lo cual también reportamos una medida robusta de correlación. Intuitivamente, las medidas robustas de correlación atribuyen menor ponderación a las observaciones que están más alejadas de otras (según las dimensiones de todas las series en el grupo). Cuando se estiman conjuntamente de esta forma tanto las medidas de localización (media) como las de escala (varianza y covarianza) con el fin de minimizar la distancia entre los datos ponderados, el estimador toma el nombre de estimador-M y puede interpretarse como un estimador de máxima verosimilitud de la media y la covarianza,

salvo por la ponderación. Aquí empleamos una clase particular de los estimadores-M, que se llaman estimadores-S que también estiman conjuntamente un factor de normalización para el determinante de la matriz de varianza covarianza, con el fin de eliminar las soluciones triviales del problema. Las funciones ponderadas que utilizamos son de la forma estimador-S bicuadrado multivariado, y los valores iniciales de nuestras estimaciones se basan en una muestra parcial seleccionada con el método recomendado por Maronna, Martin y Yohai (2006); todo nuestro procedimiento se resume en el Capítulo 6 de su libro. También usamos la fórmula de Sheskin para calcular el estadístico  $t$  de esas correlaciones.

Otro problema podría provenir de que estamos haciendo pruebas sólo de relaciones contemporáneas. ¿Qué ocurre si las correlaciones se presentan entre las series exógenas con rezagos y el PIB real contemporáneo? Examinamos esta posibilidad y encontramos que en la gran mayoría de los casos en los que había correlación con uno o dos años de rezago era de menor tamaño que la correlación contemporánea, o tenía menor significancia. En lo que sigue, en los casos en los que los choques afecten a las variables muy significativamente en uno de sus rezagos lo citaremos en el texto.

Los gráficos de la Sección 2 sugieren que nuestros ciclos se amplían a medida que la economía colombiana se abre a los mercados internacionales. En general el ciclo de los negocios de Colombia no parece tener amplitud fija. Esto genera heteroscedasticidad, que puede malograr las mediciones clásicas de correlación (Forbes y Rigobon, 2002). Adoptamos dos soluciones para esta potencial dificultad.

En primer lugar estimamos la concordancia entre dos series, usando el estadístico tau b de Kendall (Sheskin, 2000). El estadístico tau b de Kendall compara las posiciones ordinales de dos series y estima qué tan cercanamente se corresponden, en una escala entre 1 y -1, tal como en la correlación clásica. Si se presenta el mismo tipo de heteroscedasticidad en ambas series (una buena aproximación en nuestro caso) esta medición está menos distorsionada por la heteroscedasticidad que la correlación clásica. La medición se acompaña con un estadístico  $t$  asintótico, cuya probabilidad reportamos en el Cuadro 4, junto con el estadístico tau b.

En segundo lugar, estimamos las medidas de concordancia de Harding y Pagan, las cuales están específicamente diseñadas para comparar dos series cíclicas y que no varían con la heteroscedasticidad (Harding y Pagan, 2002). El indicador de Harding y Pagan compara dos ciclos para saber si están en la misma fase o en fases opuestas en cada período. Las fases se definen según si la serie se mueve de un valle a un pico o viceversa, y se usa una regla de censura para definir cuando nos encontramos en un pico o un valle. Usamos la regla simple de que el período  $t$  es un pico en la serie  $y_t$  si  $y_t > y_{t-1}$  y  $y_{t+1} < y_t$  y es un valle si  $y_t < y_{t-1}$  y  $y_{t+1} > y_t$ . Esta serie parece ser perfectamente satisfactoria utilizada sobre nuestros datos anuales. Por

ejemplo, los valles y los picos se alternan en todos los casos. El Cuadro 6 describe nuestras estimaciones de estos ciclos, junto con otros hechos estilizados, que son todos elementos para calcular la coincidencia.

Este estadístico reporta un valor entre 1 y 0; 1 indica perfecta coincidencia y 0 indica que las dos series están en fases opuestas. Sin embargo, cuando las dos series son independientes el indicador no toma necesariamente el valor de 0,5, en parte por la regla de censura y en parte porque trabajamos con una muestra pequeña. Harding y Pagan ofrecen una fórmula para aproximar el número de referencia en los casos en los que las series deberían ser independientes y lo reportamos debajo de la medida de coincidencia. Nuestras estimaciones de Harding y Pagan se presentan en el Cuadro 5.

La desventaja de mediciones de concordancia, por supuesto, consiste en que no nos permiten cuantificar en qué medida están correlacionados los choques. Requerimos entonces alguna información cuantitativa para hacer inferencias sobre qué tan estrecha es la intensidad de la relación en el primer año. Sin embargo, sirven para apoyar la información contenida en la correlación clásica que sí ofrece esa información cuantitativa.

Después de abordar los problemas de heteroscedasticidad y de los valores atípicos subsisten dos problemas potenciales: la multicolinealidad entre los factores externos y la posibilidad de que la eliminación de la tendencia lineal logarítmica no fuera apropiada. Analizaremos estas posibilidades en las siguientes dos secciones.

**Cuadro 4. Estimación de las correlaciones entre los factores externos  
y el PIB a lo largo del ciclo (1970-2007)**

		Precio de las exportaciones	Precio de las importaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial	Ciclo del PIB real per cápita
Precio de las importaciones	Correlación clásica	<b>0,74</b>				
	Estadístico t	6,51				
	Correlación robusta	<b>0,76</b>				
	Estadístico t	7,12				
	Tau b de Kendall	<b>0,56</b>				
	Significancia	0,00				
Cuenta de capital y financiera	Correlación clásica	0,26	<b>0,35</b>			
	Estadístico t	1,65	2,26			
	Correlación robusta	<b>0,36</b>	<b>0,44</b>			
	Estadístico t	2,32	2,93			
	Tau b de Kendall	<b>0,20</b>	<b>0,24</b>			
	Significancia	0,08	0,03			
PIB mundial	Correlación clásica	<b>0,70</b>	<b>0,44</b>	0,20		
	Estadístico t	5,86	2,96	1,22		
	Correlación robusta	<b>0,69</b>	<b>0,47</b>	0,20		
	Estadístico t	5,70	3,21	1,20		
	Tau b de Kendall	<b>0,46</b>	<b>0,35</b>	0,11		
	Significancia	0,00	0,00	0,34		
Ciclo del PIB real per cápita	Correlación clásica	<b>0,56</b>	<b>0,54</b>	<b>0,37</b>	<b>0,40</b>	
	Estadístico t	4,01	3,82	2,42	2,60	
	Correlación robusta	<b>0,57</b>	<b>0,59</b>	<b>0,36</b>	<b>0,33</b>	
	Estadístico t	4,16	4,44	2,30	2,09	
	Tau b de Kendall	<b>0,39</b>	<b>0,40</b>	<b>0,23</b>	0,17	
	Significancia	0,00	0,00	0,05	0,13	
Términos de intercambio	Correlación clásica	<b>0,76</b>	0,15	-0,02	<b>0,52</b>	<b>0,32</b>
	Estadístico t	6,87	0,93	-0,13	3,64	2,01
	Correlación robusta	<b>0,71</b>	0,09	0,11	<b>0,54</b>	0,20
	Estadístico t	5,94	0,53	0,66	3,83	1,20
	Tau b de Kendall	<b>0,56</b>	0,12	0,04	<b>0,33</b>	<b>0,20</b>
	Significancia	0,00	0,28	0,71	0,00	0,08

Nota: Negrilla indica significancia al 10%. Los factores externos están en términos de contribuciones.

La contribución del precio de las importaciones se había multiplicado por -1.

Fuente: Cálculos propios.

**Cuadro 5. Medidas de coincidencia entre las variables exógenas y el PIB real**

		Precio de las exportaciones	Precio de las importaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial
Precio de las importaciones	Valor de coincidencia	0,84			
	Valor de referencia	0,51			
Cuenta de capital y financiera	Valor de coincidencia	0,68	0,63		
	Valor de referencia	0,56	0,51		
PIB mundial	Valor de coincidencia	0,95	0,89	0,68	
	Valor de referencia	0,52	0,50	0,54	
Términos de intercambio	Valor de coincidencia	0,84	0,68	0,58	0,79
	Valor de referencia	0,49	0,50	0,49	0,50
Ciclo del PIB real per cápita	Valor de coincidencia	0,87	0,92	0,61	0,92
	Valor de referencia	0,50	0,50	0,50	0,50

Notas: Los factores externos están en términos de contribuciones.

La contribución del precio de las importaciones se había multiplicado por  $-1$ .

Fuente: Cálculos propios.

**Cuadro 6. Hechos estilizados de los ciclos**

	No ciclos completos continuos	Duración	Amplitud
Precio de las exportaciones	1	18,0	5,10
Precio de las importaciones	2	8,5	2,62
Cuenta de capital y financiera	2	12,5	5,99
PIB mundial	2	10,5	0,56
Términos de intercambio	2	8,5	1,87
Ciclo del PIB real per cápita	2	8,0	5,77

Fuente: Cálculos propios.

Observando ahora los resultados, encontramos que el precio en dólares de las exportaciones, los flujos de capital y el PIB mundial están significativamente correlacionados con el PIB real de Colombia en el año del impacto. La correlación es más débil en el caso del PIB mundial y más fuerte con el precio de las exportaciones. El estadístico tau b de Kendall confirma este resultado, excepto en el caso del PIB mundial. Los indicadores de coincidencia en el Cuadro 5 señalan que todas las series inclusive la del ciclo del PIB mundial se mueven en la misma fase con el PIB, con los estimadores muy por encima de los valores de referencia indicando que no es consecuencia de la heteroscedasticidad.

Parece ser, entonces, que todas estas series exógenas no solo tienen impactos fuertes sobre el PIB real, sino que estos impactos se transforman en efectos considerables en el primer año. Esto sorprende más en el caso del precio de las exportaciones, puesto que el volumen del PIB real, que es una medida de la contribución productiva de los factores de producción locales exclusivamente, se construye para hacer abstracción de los efectos de cambios en los términos de intercambio utilizando el procedimiento de doble deflación. Más adelante volveremos a este punto.

En el caso del precio relativo en dólares de las importaciones hay una fuerte correlación positiva con el PIB. Sin embargo, no podemos interpretar esta correlación como que los mayores precios en dólares de las importaciones harán que se eleve el PIB durante su ciclo, con independencia de lo que ocurra con otros factores. Tal como explicamos en la Sección 2.2, esta relación positiva es en realidad una consecuencia de la extremadamente fuerte y positiva correlación entre el precio en dólares de las exportaciones y el de las importaciones, así como entre el precio en dólares de las exportaciones y la tasa de cambio. Los Cuadros 4 y 5 confirman que el ciclo de los términos de intercambio netos (precio de las exportaciones ponderado por participación de las exportaciones en el PIB sobre el precio de las importaciones ponderado por su respectiva participación — véase Apéndice 9.3) están correlacionados positivamente con el PIB real. Sobre esta base, en lo que queda del trabajo pondremos particular cuidado al mencionar e interpretar nuestras estimaciones relacionadas con el efecto del precio de las importaciones.

También debemos reportar que la fuerte correlación entre el ciclo del precio real de las importaciones en pesos (deflactado por el IPC) y el PIB real, es negativa, como debería ser, pero no significativa. La correlación entre el ciclo del precio real en pesos de las exportaciones y del PIB es positiva, pero tampoco es significativa. Claramente la respuesta de la tasa de cambio a estos choques es lo suficientemente grande como para modificar esas correlaciones cuando están expresadas en pesos.

El ciclo del precio de las exportaciones en dólares y el del PIB mundial están fuertemente correlacionados, como tal vez era de esperar. Más sorprendentemente, la correlación robusta entre el ciclo de los flujos de capital con el precio de las exportaciones es positiva y significativa. Además algunas pruebas sensibles con muestras parciales indican que está aumentando en el tiempo. Observando los Gráficos 1 y 2 se puede notar que la relación entre la variable de flujos de capital y las otras dos variables exógenas parece ser más fuerte a partir de la segunda parte de los noventa y podría volverse mucho más relevante en el futuro.

También encontramos buena evidencia de que los ciclos de estas series son coincidentes; dos de los tres casos con estadísticos de Hardy y Pagan están muy por encima de sus niveles de referencia. En conclusión, parece ser que estas fuerzas externas

se combinan cuando impactan el PIB colombiano. Parafraseando a Kaminsky, Reinhart y Végh (2004) que encontraron resultados similares con relación al precio de las exportaciones y a las tasas de interés de intervención en Latinoamérica, también en Colombia cuando llueve, diluvia, y cuando el sol brilla, quema.

El hecho de que haya correlación entre los ciclos en estas variables exógenas también significa que las correlaciones entre cada variable exógena y el PIB real se distorsiona ya que captura el efecto de otros choques. Si bien este riesgo de multicolinealidad probablemente no es importante como en el caso del precio de las importaciones, lo que sugiere es que por lo menos tenemos que contrastar nuestras estimaciones por parejas con una estimación multivariada del coeficiente del ciclo de las contribuciones de impacto de esas variables exógenas sobre el PIB real, con frecuencia anual. Estimativos de estos coeficientes, en contraste con las simples correlaciones, pueden indicarnos qué tan grande es la respuesta en el primer año cuando se comparan con los impactos y, por lo tanto, si se presentan amortiguaciones o amplificaciones. Esto se hará en la siguiente sección.

### **3.2.1 Algunas pruebas de robustez**

En esta sección investigamos si los resultados son sensibles a las diferentes series de datos.

Las correlaciones se basaron en volúmenes de PIB real. En lugar de eso, hubiéramos podido hacer las pruebas del impacto usando el ingreso nominal o real agregado en términos reales. En su forma más sencilla, esta variable es el ingreso nacional nominal, dividido por el nivel de precios al consumidor. Conceptualmente es el poder de compra del ingreso real en términos de consumo y que es devengado por los factores de producción locales. Véase Cassing (1996) o Duguay (2006). La razón por la que estaríamos interesados en hacer este cálculo es que el ingreso por valor agregado en términos reales, no el PIB, es la variable de ingreso no destinable a inversión que es relevante para determinar el presupuesto consolidado de los hogares. Por lo tanto esta variable afecta más directamente al consumo y por ende al bienestar.

En el *Ápndice 9.5*, reportamos una comparación entre las correlaciones con el PIB real y el ingreso por valor agregado en términos reales y mostramos que las correlaciones con el segundo son más bajas y menos significativas. No consideramos que esto se deba a que el ingreso por valor agregado en términos reales no sea, en principio, la variable relevante. Más bien pensamos que se debe a que el costo de usar mediciones del ingreso por valor agregado en términos reales es incorporar errores de medición en el IPC en Colombia. La autoridad estadística de Colombia nunca ha ajustado las ponderaciones del consumo agregado para el IPC en los 38 años que integran nuestra muestra. El sesgo de sustitución que esto puede crear es una fuente

de error. Por supuesto los deflatores que se emplean para hacer las estimaciones de volumen del PIB real también pueden tener errores. Sin embargo, una inspección visual muestra que el ingreso real por valor agregado es excesivamente volátil, de una forma que parecería ir más allá de lo que implica considerar los movimientos en los términos de intercambio. Incorporar este posible error de medición afectaría nuestras estimativos, en el sentido de atenuar nuestras estimaciones de correlación. Adicionalmente, en el caso de Canadá, en donde podemos suponer que se mide mejor el IPC, encontramos correlaciones más fuertes cuando usamos el ingreso por valor agregado en términos reales: véase el Apéndice 9.5.

En principio, podríamos mejorar todavía más el análisis que simplemente usando el ingreso real por valor agregado. Podríamos incluir el pago neto a la inversión colombiana en el exterior, que es una medida del ingreso nacional real. La convención en las cuentas nacionales es excluir el ingreso recibido indirectamente por los servicios de intermediación financiera (SIFMI) debido a las dificultades para asignar este monto entre gastos desagregados. Sin embargo ello no implica que esté mal estimado en el agregado y quizás deberíamos incluir los SIFMI en nuestra medición del ingreso real. Entonces también hicimos pruebas para el ingreso nacional con SIFMI. Sin embargo, dado que esta variable sólo está disponible en términos nominales, debimos trabajar con mediciones del ingreso real, utilizando como deflactor el IPC. Tal como en el caso del ingreso real por valor agregado, las correlaciones fueron más débiles y menos significativas.

También hicimos pruebas usando medidas de los ingresos netos de capital diferentes de la cuenta de capital y financiera, para responder a las dudas que planteamos en la Sección 2.3. Comparamos la correlación que obtuvimos con los flujos netos de ingreso de capital, con las correlaciones respecto a flujos de capital excluyendo la IED bruta y neta. Las correlaciones con el ciclo del PIB sólo empeoraron marginalmente cuando excluimos la IED, indicando que, al menos en nuestra muestra, no hay gran diferencia entre la IED y otros flujos de capital. La correlación entre el ciclo del PIB real con el ciclo de los flujos de capital incluyendo ingresos por transferencias (una parte de los cuales corresponden a las remesas) fue mucho peor que cuando se excluyen estos ingresos, lo que indica que no se gana información adicional con estos datos, o que los datos sobre remesas incorporan tanto ruido que se oculta cualquier mejora en la información. Finalmente también experimentamos con cambios sólo en la deuda externa soberana y nuevamente la correlación empeoró, lo que puede sugerir que los flujos de capital privado afectan más el PIB. En conclusión, confiamos en que nuestra medición de los flujos de capital, además de ser la más directa, es la mejor que podíamos obtener. Es posible que con una muestra más amplia hubiéramos encontrado un efecto de los flujos de IED significativamente diferente. En este orden de ideas también puede ser que los flujos privados de capital afecten más al PIB.

### 3.3 Un modelo de factores dinámico

Los resultados de la sección anterior sugieren que los factores externos están relacionadas entre sí. Un modelo de factor dinámico incorpora esta multicolinealidad en la relación entre los factores externos y la variable endógena, de manera que parece ser una forma muy apropiada de explorar un poco más esta relación. Siguiendo a Titelman, Pérez Caldenté y Minzer (2008), en nuestro caso ese modelo se describe así:

$$\begin{aligned}c_t &= \gamma_1 c_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\y_t &= c_t + \varepsilon_{2t} \\px_t &= \gamma_2 c_t + \varepsilon_{3t} , \\cc_t &= \gamma_3 c_t + \varepsilon_{4t} \\wgdpt &= \gamma_4 c_t + \varepsilon_{5t}\end{aligned}$$

en donde  $y_t$  es el ciclo del PIB real,  $px_t$ ,  $cc_t$  y  $wgdpt$  son, respectivamente, el ciclo de la contribución en el impacto del precio real en dólares de las exportaciones, la cuenta de capital y financiera y el PIB mundial. La variable  $c_t$  es una variable de estado no observada, que capta el factor dinámico común por el cual todos estos choques afectan el PIB, la cual está identificada en unidades de PIB. Los choques  $\varepsilon_{it}$  ( $i = 1, \dots, 5$ ) son todos términos independientes y de ruido blanco. Descartamos el precio real en dólares de las importaciones pues, como explicamos atrás, hubiera entrado con un signo positivo, dada la multicolinealidad con el precio de las exportaciones.

El modelo de factor dinámico nos permite ir más allá de la correlación por parejas. Por ejemplo si el coeficiente  $\gamma_2$  es significativo, esto nos dice que el precio de las exportaciones afecta de manera importante este factor común. Hay que recordar que nuestra serie de precios de exportación es una contribución, y entonces se expresa en términos del PIB. Por lo tanto, si  $\gamma_2$  es menor que 1, el impacto del cambio en el precio real en dólares de las exportaciones sobre el PIB real se amortigua, por algún mecanismo interno, en el primer año; si  $\gamma_2$  es mayor que 1, el efecto se amplifica. Interpretaciones idénticas son válidas para las otras dos series exógenas.

El modelo de factor dinámico se estimó con un método de máxima verosimilitud para los cuatro coeficientes, la varianza de los errores, el valor inicial y la covarianza de los errores del estado no observado. El Cuadro 7 reporta los resultados y el Gráfico 12 muestra el factor común estimado en relación al ciclo del PIB real.

### Cuadro 7. Estimación del modelo de factores dinámico

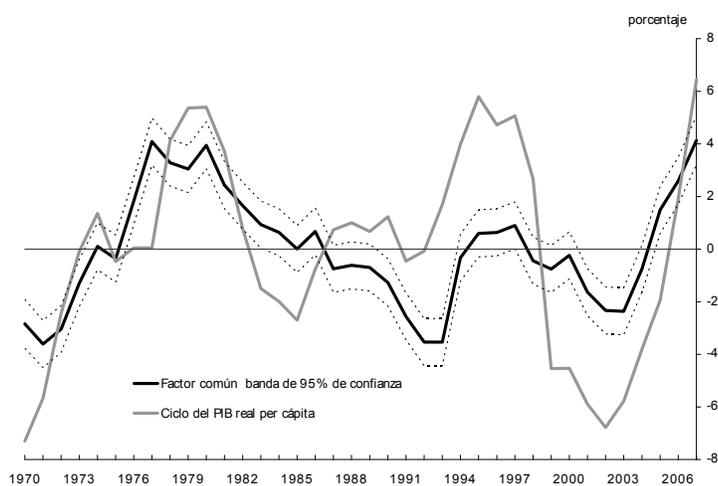
Variable dependiente:	Ciclo del precio de las exportaciones	Cuenta de capital y financiera	Ciclo del PIB mundial	Ciclo del PIB real per cápita	Factor común
Variable exógenas:					
Factor común	<b>1,25</b> 3,76	0,33 1,33	<b>0,21</b> 6,40	1,00	
Factor común (-1)					0,83 0,13
Error estándar de la regresión (%)	0,53	2,39	0,44	3,05	1,30

Notas: Estimado por el metodo de máxima verosimilitud. Z-estadístico por debajo de los coeficientes estimados.

Negrilla indica significancia al 10%.

Fuente: Cálculos propios.

### Gráfico 12. El ciclo del PIB y el ciclo común en el precio de las exportaciones, el PIB mundial y los flujos de capital



Fuente: Cálculos propios.

Las estimaciones del modelo como un todo parecen bastante plausibles, confirmando que estos factores externos desempeñan en conjunto un papel importante para afectar al PIB, aún en el transcurso de un sólo año. El Gráfico 12 muestra que una gran parte del ciclo del PIB parece estar relacionada con ellos.

Al observar separadamente los coeficientes de cada uno de los factores externos en Cuadro 7, se revela un patrón muy similar al de nuestras correlaciones por parejas, indicando que puede no haber existido un problema de multicolinealidad. Aquí el precio de las exportaciones es el más importantes en la determinación del factor común. El PIB mundial también es importante y significativo. Los flujos de ingreso de capital no son significativos con alto grado de confianza, pero el resultado

tiene el signo correcto y una escala plausible.

El coeficiente estimado indica que el impacto inicial del choque en el precio real de las exportaciones se amplía durante el año, pero en los casos del PIB mundial y el ciclo de los flujos de capital hay algún amortiguamiento, especialmente en éstos últimos. En el caso del PIB mundial esto puede deberse a que la oferta de exportaciones tarda un tiempo en responder a la demanda, mientras que en el caso de los flujos de capital puede ser porque hay ruido en los datos (disminución) o porque parte de los flujos que ingresan se reinvierten fuera del país y no se gastan.

Combinando las estimaciones del Cuadro 7 con las del Cuadro 3, tenemos ahora una imagen más detallada de cómo afectan esos choques al PIB colombiano en el Cuadro 8.

**Cuadro 8. Resumen de los impactos y la respuesta en el primer año (1970-2006)**

Impacto	Efecto en el primer año				
	Desviación estándar del ciclo en la contribución en impacto (A)	Estimativo de la elasticidad en primer año (B)	Desviación estándar del estimativo de la elasticidad en el primer año (C)	Respuesta del PIB real a un choque de 1% en el primer año	
				(B-1.96×C) límite inferior 95%	(B+1.96×C) límite superior 95%
Precio de las exportaciones	2,75	1,25	0,33	0,60	1,90
Cuenta de capital y financiera	2,52	0,33	0,25	-0,16	0,82
PIB mundial	0,63	0,21	0,08	0,06	0,36

Fuente: Cálculos propios.

La primera columna es la desviación estándar de la contribución en impacto de cada choque, en términos del PIB, según el Cuadro 3. Las dos columnas siguientes tienen información del Cuadro 7 sobre el estimativo del efecto de primer año de esas contribuciones en impacto sobre el PIB. Las columnas finales combinan ambos números para decir en cuánto un choque de 1% en la contribución en impacto afectará al PIB real en el primer año, como un rango de 95% de confianza. Por ejemplo, de 2006 a 2007 el precio real de las exportaciones creció dos puntos porcentuales por encima de su tendencia. El cuadro sugiere que el efecto resultante fue un incremento en el PIB real per cápita entre 1,2 y 3,8 puntos porcentuales por encima de su tendencia. Esto puede parecer mucho, pero se estima que el ciclo del PIB per cápita estaba más o menos 7% por encima de su tendencia en 2007. El ciclo de la cuenta de capital mejoró alrededor de 3,5 puntos porcentuales y ello pudo haber afectado

al ciclo del PIB entre -0,6 y 2,8 puntos porcentuales. En este caso el rango es amplio porque la estimación del efecto en el primer año no es muy precisa. Por último, el ciclo del PIB mundial mejoró 1,2 puntos porcentuales, lo cual pudo elevar el ciclo del PIB entre 0,1 y 0,3 puntos porcentuales.

Es difícil comparar con los resultados de otros estudios debido a las diferencias en el método. Por ejemplo Österholm y Zettelmeyer (2007) estiman que la moda del efecto del PIB de EE UU durante un año es más o menos uno a uno, y Abrego y Österholm (2008) encuentran que el efecto es un poco más alto para Colombia; ambos trabajan con Vectores autorregresivos (VAR) bayesianos. Por lo tanto, nuestras estimaciones del efecto del PIB mundial parecen ser mucho menores que las contenidas en esos trabajos.

### 3.4 Pruebas de reversión al promedio

Los resultados de la sección anterior sugieren que el impacto de algunos choques exógenos, en especial en el precio de las exportaciones no se amortigua del todo al afectar el PIB real. Puede haber varias razones para ello, pero una posibilidad importante es que los movimientos en esos choques son en su mayoría permanentes, no temporales. Aguiar y Gopinath (2007) argumentan que los choques permanentes son relativamente más importantes en los países emergentes porque la suavización del consumo es más imperfecta en ellos. Aquí intentaremos hacer pruebas sobre la reversión al promedio directamente en Colombia. Esta posibilidad de choques al ingreso permanente también es pertinente para nuestro trabajo, porque si fuera correcta, nuestro procedimiento lineal logarítmico para eliminar la tendencia sería inapropiado.

Estimar qué proporción de los choques a una serie son permanentes en lugar de transitorios es un ejercicio muy poco robusto, como lo refleja la controversia sobre pruebas de raíz unitaria. Tal vez es poco lo que se puede mejorar comparado con la decisión que uno tomaría con base en una inspección visual del Gráfico 11. No obstante, consideramos que se justifica intentar dar una respuesta cuantitativa. Nuestra primera estrategia fue la de adaptar un modelo estructural de series de tiempo (Harvey, 1990) con el fin de evaluar si nuestro procedimiento logarítmico lineal es o no válido. Basamos nuestras estimaciones en la serie sin tendencia, denominada  $x_s^{cycle,ols}$  y diseñamos un modelo alrededor de esta serie, lo que permite desviaciones alrededor de la tendencia logarítmica lineal. Este modelo en representación de espacios de estados es:

$$\begin{aligned} x_t^{cycle,ols} &= \mathbf{z}\alpha_t \\ \alpha_t &= \mathbf{\Gamma}_1\alpha_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_2\boldsymbol{\varepsilon}_t \end{aligned}$$

donde los componentes no observados del estado son el ciclo verdadero, movimientos estocásticos de la tendencia y las desviaciones estocásticas de la tasa de crecimiento con respecto a la tasa de crecimiento constante que se supone en una tendencia logarítmica lineal:

$$\boldsymbol{\alpha}_t \equiv \begin{bmatrix} x_t^{cycle} \\ x_t^{trend} \\ g_t \end{bmatrix}.$$

Las series sin tendencia logarítmica lineal pueden alejarse del ciclo verdadero si hay movimientos de tendencia estocásticos,

que no se ha tomado en cuenta la eliminación simple de la tendencia. De ahí que:

$$z \equiv \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}.$$

Los movimientos estocásticos de tendencia de la tasa de crecimiento se acumulan en el nivel estocástico de la tendencia y tanto el ciclo verdadero como las desviaciones estocásticas de la tasa de crecimiento con tendencia pueden seguir procesos autorregresivos. Nótese que la segunda variable de estado (el componente estocástico de la tendencia de la serie sin tendencia) puede ser un caminata aleatoria. Entonces, la matriz de transición entre estos estados es:

$$\mathbf{\Gamma}_1 \equiv \begin{bmatrix} \rho & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \tau \\ 0 & 0 & \rho_g \end{bmatrix}.$$

Hay choques cíclicos puros y choques estocásticos de desviación tendencia de la tasa de crecimiento. Ambos son ruido blanco,

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t \equiv \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{cycle} \\ \varepsilon_t^{g\ row\ th} \end{bmatrix},$$

y tiene una matriz de varianza covarianza dada por

$$\mathbf{Q} \equiv \begin{bmatrix} \sigma_{cycle}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{g\ row\ th}^2 \end{bmatrix}.$$

Nótese que esos choques son independientes, un supuesto estándar en este tipo de modelos. La matriz que relaciona estos dos choques con los tres estados es

$$\mathbf{\Gamma}_2 \equiv \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \tau \\ 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

El modelo admite posibilidades interesantes, que son más generales que la tendencia logarítmica lineal. En particular, la tasa de crecimiento de la tendencia puede desviarse persistentemente de una constante si  $\sigma_{g\ row\ th}^2$  y  $\rho_g$  son suficientemente

grandes. De otra parte, si  $\sigma_{g\ row\ th}^2$  es 0, entonces llegamos a nuestro caso especial de una tendencia logarítmica lineal, de tal forma que podemos usar este modelo para inferir si nuestro procedimiento de eliminar la tendencia por medio de loglinearización fue una buena aproximación.

Nuestro propósito es encontrar los valores de los parámetros  $(\rho, \tau, \rho_g, \sigma_{cycle}^2, \sigma_{g\ row\ th}^2)$  y los de los estados en tiempo 0 ( $\alpha_0$ ) que maximizan la función de verosimilitud. Pero, estimar un modelo tan general como este con una única serie de tiempo necesariamente lleva a problemas de identificación. En particular, experimentos de Monte Carlo han demostrado que si la verdadera varianza de los choques a la tasa de crecimiento ( $\sigma_{g\ row\ th}^2$ ) es pequeña, se encuentra que su estimación está aún mas sesgada hacia cero, fenómeno que se conoce como el problema de aglomeración (el "pile-up problem").

Stock y Watson (1998) sugirieron una solución al problema de aglomeración en un esquema que corresponde con nuestro modelo anterior. Ellos suponen que el parámetro  $\tau$  es inversamente proporcional al tamaño de la muestra:

$$\tau = \left( \frac{\lambda}{\text{no. de observaciones}} \right), \quad (12)$$

y calculan esta proporción, llamada  $\lambda$ , con pruebas de quiebre estructural. Una función de media asintótica de esos resultados nos permite imponer  $\lambda$  en la relación (12) cuando estimamos los parámetros del modelo estructural de series de tiempo.

Las tablas de consulta que ellos ofrecen solo son útiles si se adopta también el supuesto de normalización (Stock y Watson, página 8), lo que en nuestro planteamiento sería

$$\frac{\sigma_{cycle}^2}{\sigma_{g\ row\ th}^2} = \left( \frac{1 - \rho}{1 - \rho_g} \right)^2. \quad (13)$$

El supuesto (13) no es excesivamente restrictivo para nuestros fines. Por ejemplo, no significa que necesariamente la varianza de la contribución cíclica al nivel logarítmico de las series dominará la contribución de los choques a la tendencia. La mayor identificación que proviene de las restricciones (12) y (13) actúa en contra del problema de aglomeración.

Para seguir el procedimiento de Stock y Watson primero estimamos una regresión del crecimiento de cada serie de contribución de impacto (es decir sin eliminar la tendencia) con respecto a una constante. Estimamos esta ecuación con mínimos cuadrados generalizados factibles para permitir autocorrelación de los residuos. Después excluimos el primer 15% y el último 15% de los valores, y probamos secuencialmente los residuos sobre el resto de la muestra para un quiebre estructural. Usamos los estadísticos mínimos cuadrados generalizados de Chow. El mayor valor de este estadístico, llamado estadístico

Sup LR de Quandt (Quandt, 1960), se compara con el Cuadro 3 en Stock y Watson (1998) e implicaría un  $\lambda$  que es mayor a medida que es mayor el estadístico Sup LR. Dicho  $\lambda$  se usa para restringir la razón de las varianzas de los errores al estimar el modelo, de acuerdo con la ecuación (12).

En la segunda etapa, estimamos valores para el resto de los parámetros y los valores iniciales de cada variable de estado por máxima verosimilitud dadas las restricciones (12) y (13) y el valor de  $\lambda$ .

Para comparar nuestros resultados también estimamos dos modelos que no permiten dentro de las tendencias, tasas de crecimiento variables en el tiempo. Ambos modelos se estimaron en series, en las que se eliminó la tendencia mediante loglinearización. Para empezar estimamos un proceso autorregresivo de primer orden AR (1) para el ciclo sin tendencia logarítmica lineal,

$$x_t^{cycle,ols} = c^{ols} + \rho^{ols} x_{t-1}^{cycle,ols} + e_t \text{ con } e_t \sim N(0, \sigma_{ols}^2),$$

con el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

También nos interesaba que la heteroscedasticidad y los valores atípicos no afectaran nuestras estimaciones, lo que podría suceder en el caso de los MCO. Por lo tanto estimamos también un modelo bayesiano AR(1) heteroscedástico como el descrito por Geweke (2005) y LeSage (2003). Este modelo se resume como

$$x_t^{cycle,ols} = c + \rho^{bayes} x_{t-1}^{cycle,ols} + e_t \text{ con}$$

$$e_t \sim N(0, \sigma^2 V),$$

$$V = \text{diag}(v_1, \dots, v_{\text{no.de observaciones}}),$$

$$\rho^{bayes} \sim N(c_1, T_1),$$

$$c \sim N(c_0, T_0),$$

$$\frac{1}{\sigma^2} = \Gamma\left(\frac{1}{\sigma_0^2}, T_2\right),$$

$$\frac{r}{v_i} \sim \chi^2(r) \text{ para } i = 1, \dots, \text{no. de observaciones.}$$

y

$$r \sim \Gamma(m, 2).$$

Si  $r$  es pequeño preferiríamos un modelo con muchos valores atípicos y heteroscedasticidad. La distribución gamma de  $r$  tiene media  $m/2$  y varianza  $m/4$ , y el chi-cuadrado inverso de  $\frac{r}{v_i}$  tiene media 1 y varianza  $\frac{2}{r}$ . Por lo tanto con un valor a priori de  $m = 8$  valores a priori indican una distribución chi-cuadrado inversa para  $v_i$  de cola ancha que está lejos de ser normal. Dicho de otra manera, las observaciones más alejadas se ponderan hacia abajo.

Otros valores a priori estaban esparcidos alrededor de los valores de MCO:

$$\text{Valores a priori : } m = 8, c_0 = [c^{ols}], c_1 = [\rho^{ols}], T_0^{-1} = T_1^{-1} = T_2^{-1} = 0, \text{ y } \frac{1}{\sigma_0^2} = \frac{1}{\sigma_{ols}^2}.$$

El modelo se estima utilizando muestreo Monte Carlo Markov Chain. Se pueden imponer condiciones de estabilidad al coeficiente autoregresivo utilizando muestreo Gibb y aplicando una tasa de aceptación de promedio adecuada.

El Cuadro 9 muestra los resultados obtenidos con los tres modelos. Nóte que el PIB real está en términos per cápita, dado que existen cambios importantes en el crecimiento de la población en el período de la muestra.

**Cuadro 9. Estimaciones del modelo estructural de series de tiempo para Colombia**

	Precio de exportaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial	Precio de importaciones	PIB real per cápita
Error estándar de los choques cíclicos (%)	1,72	1,98	0,28	1,09	2,03
Error estándar de la tasa de crecimiento de los choques (%)	1,76	2,03	0,55	1,09	3,05
Lambda	0,00	0,00	5,02	0,00	3,93
Varianza del crecimiento de los componentes no cíclicos como proporción de la varianza de las tasa de crecimiento	0,00	0,00	0,23	0,00	0,02
Rho (modelo estructural)	0,80	0,64	0,53	0,39	0,84
Rho (mco)	0,79	0,63	1,00	0,77	0,80
Mediana Rho (bayesiano)	0,79	0,62	0,89	0,85	0,82
Rango intercuartil Rho (bayesiano)	0,15	0,19	0,13	0,12	0,11
Rhog	0,21	0,37	0,91	0,61	0,25
Número de observaciones	38	38	38	38	38

Fuente: Cálculos propios.

La impresión general es que nuestras series exógenas están dominadas por movimientos cíclicos en vez de no cíclicos. Con

excepción del PIB mundial, en todos los casos la razón de la varianza del componente no cíclico de la tasa de crecimiento es insignificante. En el caso del PIB mundial, una razón de 0,23 puede ser motivo de alguna preocupación pero no conduce necesariamente a pensar que nuestras estimaciones tengan problemas graves.

Lo anterior no significa que hayamos encontrado que la tendencia del crecimiento de ninguna de nuestras series esté completamente fija; las estimaciones indican alguna autocorrelación en la tendencia de la tasa de crecimiento ( $\rho_g$ ). Lo que sucede es que las tendencias de la tasa de crecimiento no son suficientemente grandes como para contribuir en igual medida a la varianza general de las series.

Con la excepción del caso del PIB mundial, los valores estimados de la persistencia (el parámetro  $\rho$ ) son similares a los valores de MCO y caen dentro del rango intercuartil de los estimativos bayesianos. En el caso de los flujos de capitales y del precio de las exportaciones, si bien indican persistencia sustancial, siguen siendo consistentes con la reversión al promedio. Este no es el caso de las estimaciones por MCO del PIB mundial, pero en este caso los estimativos de nuestro modelo estructural indica la reversión al promedio, una vez que permitimos una tendencia estocástica.

Nótese que también encontramos que predominan movimientos cíclicos en el crecimiento del PIB real de Colombia. Es interesante que la tendencia de su tasa de crecimiento muestre poca persistencia, aún cuando las fuerzas exógenas tienen tendencias algo correlacionadas en sus tasas de crecimiento. Quizá esto sea evidencia de alguna suavización, por lo menos para esta muy baja frecuencia.

Otra manera de estimar qué tan probable es que nuestras series retornen a sus promedios consiste en estimar las razones de las varianzas, una idea tomada de la literatura de finanzas aplicadas. Si una serie financiera es i.i.d (independiente e idénticamente distribuida), la varianza del retorno en el período  $k$  será  $k$  veces la varianza de un solo período. La misma lógica debería aplicarse a las tasas de crecimiento de nuestras series originales, como si los mercados transaran un índice del precio de las exportaciones, de los flujos de capital, del PIB mundial o del PIB real. La idea es comparar la razón de las varianzas entre la tasa de crecimiento de un año y la tasa de crecimiento a nueve años, multiplicada por nueve. Si la serie es un camino aleatorio y por lo tanto es improbable que revierta al promedio, su razón de varianzas será uno o más. Valores inferiores a uno indican reversión al promedio. Escogimos un horizonte de nueve años pues este fue el horizonte más corto para el cual la razón es menor de uno para todas las series

La ventaja de la prueba de la razón de varianzas es que su cálculo es independiente de cualquier procedimiento de eliminación de tendencias o de estimación del modelo. Para completar esta razón de varianzas, Lo and MacKinlay (Lo and

MacKinlay, 1988) suministran un estadístico M2 que está diseñado para tratar la heteroscedasticidad, y se supone que tiene potencia con muestras finitas y prueba la hipótesis nula de que la razón de varianzas es uno. El Cuadro 10 presenta los resultados.

**Cuadro 10. Reversión a la media después de 9 años comparado con 1 año adelante**

	Precio de exportaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial	Precio de importaciones	PIB real per cápita
Razón de varianzas	0,69	0,33	0,63	0,94	0,82
Estadístico M2	-0,63	-1,31	-0,61	-0,13	-0,40
Número de obs.	29	29	29	29	29

Fuente: Cálculos propios.

Al nivel de 95% de confianza, el estadístico M2 indica que todas nuestras series exógenas pueden considerarse caminatas aleatorias. Sin embargo, debe notarse que en el caso del precio de las exportaciones, la cuenta de capital y financiera y el PIB mundial, las razones de la varianzas son menores que uno. Dado que trabajamos con muestras pequeñas y a la luz de otros resultados en este capítulo, nuestro argumento sería que esta tabla da evidencia de que el precio de las exportaciones, los flujos de capital y el PIB mundial probablemente revertirán al promedio una vez consideremos un horizonte suficientemente largo, en este caso, nueve años. Los flujos de capital son los que tienen mayor probabilidad de revertir al promedio, seguidos del PIB mundial y, después, el precio de las exportaciones; el PIB real tiene menor probabilidad de reversión que los factores externos con la excepción del precio de las importaciones.

Ahora podemos responder la pregunta que nos planteamos en la introducción con respecto a la posibilidad de que los choques se reviertan a su promedio. Estas fuerzas exógenas parecen tener un gran componente de movimientos temporales y pueden describirse, por lo tanto, como transitorias en lo que se refiere a sus tasas de crecimiento, aunque dicha transitoriedad puede tomar varios años. Aunque es difícil distinguir estadísticamente la reversión al promedio de una alternativa no estacionaria, nuestros resultados están de acuerdo con otras investigaciones sobre choques a los términos de intercambio o movimientos súbitos en los flujos de capital. Por ejemplo, Cuddington (1986), Suescún (1997) y Zettlemeier (2007) llegan a conclusiones similares. Por otro lado, Cashin, Liang y McDermott (2000) concluyeron que los choques a los precios internacionales de los productos básicos son muy duraderos y sus variaciones están dominadas por movimientos persistentes. No obstante, nosotros trabajamos con una serie agregada de precios de exportación, en lugar de hacerlo con los precios internacionales de algunos ítems seleccionados.

Un ejemplo tomado de Cuddington (1986) puede servir para persuadir al lector de que el consumo puede no responder tan fuertemente a estas condiciones externas únicamente porque tienen un componente permanente dominante. En 1986 el precio internacional del café subió por cambios del clima que perjudicaron la producción de Brasil. La opinión de los expertos, ampliamente conocida en Colombia en la época, concluyó que los altos precios durarían sólo dos años, como sucedió. Por ejemplo, la Contraloría General de la República publicó un volumen especial sobre la bonanza cafetera en su edición de marzo de 1986, en la que explicaba que el fenómeno no podría durar más de tres años. (Contraloría General de la República, 1986). Si la historia sirviera como referencia, entre 1950 y 1986, existieron ocho booms de precio del café ocasionados por cambios en el clima en Brasil, y todos fueron transitorios. Sin embargo, el consumo per cápita creció un punto porcentual más en 1986 que el promedio de 1980 a 1985.

Si se acepta nuestra conclusión de que estas fuerzas externas están dominadas por movimientos temporales, ello elimina, por lo menos para Colombia, la explicación de que tales cambios están fuertemente correlacionados con el PIB real porque ellos representan cambios permanentes en el nivel del PIB. De hecho, Aguiar y Gopinath (2007) quienes afirman que para los mercados emergentes los choques permanentes son importantes, son cuidadosos en no decir que ello se debe a que los choques externos tienen componentes permanentes. Ellos sugieren que los choques permanentes pueden referirse a políticas locales. En esta forma, su trabajo puede incluso ser consistente con nuestros resultados. Por otra parte, los resultados representan también una buena evidencia en defensa de nuestra decisión de usar un procedimiento logarítmico lineal para eliminar la tendencia, lo que a su vez nos confirma que nuestras correlaciones han sido bien medidas.

## **4 Relación con los componentes del PIB real**

En la sección anterior estudiamos las relaciones entre nuestras contribuciones de impacto y el PIB real. En esta sección miramos las relaciones entre esas fuerzas exógenas y los componentes del PIB, siguiendo, respectivamente, las dimensiones de gasto, ingreso de las familias y producción.

### **4.1 Por el lado del gasto**

El Cuadro 11 describe las correlaciones entre los factores externos y los componentes del gasto.

**Cuadro 11. Correlaciones entre los factores externos  
y los componentes del PIB por el lado del gasto**

		Precio de las exportaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial
Ciclo consumo real per cápita de los hogares	Correlación clásica	<b>0,67</b>	<b>0,55</b>	<b>0,53</b>
	Estadístico t	5,42	3,98	3,73
	Correlación robusta	<b>0,73</b>	<b>0,62</b>	<b>0,61</b>
	Estadístico t	6,45	4,74	4,66
	Tau b de Kendall	<b>0,51</b>	<b>0,38</b>	<b>0,32</b>
	Significancia	0,00	0,00	0,00
Ciclo consumo real per cápita del Gobierno	Correlación clásica	0,02	<b>0,40</b>	0,01
	Estadístico t	0,13	2,65	0,04
	Correlación robusta	0,13	<b>0,66</b>	0,14
	Estadístico t	0,79	5,32	0,87
	Tau b de Kendall	0,06	<b>0,31</b>	0,14
	Significancia	0,60	0,01	0,24
Ciclo formación bruta de capital real per cápita	Correlación clásica	<b>0,37</b>	<b>0,70</b>	<b>0,30</b>
	Estadístico t	2,36	5,88	1,87
	Correlación robusta	<b>0,38</b>	<b>0,77</b>	<b>0,28</b>
	Estadístico t	2,46	7,27	1,72
	Tau b de Kendall	<b>0,27</b>	<b>0,53</b>	<b>0,21</b>
	Significancia	0,02	0,00	0,06
Ciclo de las exportaciones	Correlación clásica	-0,22	-0,29	0,07
	Estadístico t	-1,36	-0,29	0,07
	Correlación robusta	-0,21	<b>-0,33</b>	0,11
	Estadístico t	-1,28	-2,08	0,67
	Tau b de Kendall	<b>-0,19</b>	-0,15	-0,02
	Significancia	0,10	0,18	0,88
Ciclo de las importaciones	Correlación clásica	<b>0,29</b>	<b>0,75</b>	<b>0,27</b>
	Estadístico t	1,83	6,82	1,70
	Correlación robusta	<b>0,34</b>	<b>0,82</b>	<b>0,32</b>
	Estadístico t	2,19	8,57	2,05
	Tau b de Kendall	<b>0,21</b>	<b>0,57</b>	<b>0,25</b>
	Significancia	0,06	0,00	0,03
Ciclo de la inversión pública	Correlación clásica	<b>0,31</b>	<b>0,33</b>	0,16
	Estadístico t	1,90	2,03	0,97
	Correlación robusta	<b>0,32</b>	<b>0,59</b>	-0,01
	Estadístico t	2,01	4,36	-0,08
	Tau b de Kendall	<b>0,21</b>	<b>0,29</b>	0,10
	Significancia	0,06	0,01	0,39
Ciclo de la inversión privada	Correlación clásica	0,17	<b>0,39</b>	0,05
	Estadístico t	1,00	2,53	0,30
	Correlación robusta	0,15	<b>0,36</b>	-0,03
	Estadístico t	0,93	2,31	-0,20
	Tau b de Kendall	0,15	<b>0,29</b>	-0,01
	Significancia	0,18	0,01	0,92

Notas: Negrilla indica significancia al 10%. los factores externos están en términos de contribuciones.

Todas las series están en términos per cápita antes de quitar la tendencia.

Fuente: Cálculos propios.

Lo primero que se nota es que el ciclo del consumo de los hogares, en términos per cápita, está fuertemente correlacionado con las tres fuerzas exógenas. Todas las medidas de correlación confirman la fuerza y sincronía de esta relación.

La inversión también está fuertemente correlacionada con estos impactos. Aparentemente está menos correlacionada que

el consumo, pero en este caso la inversión incluye los inventarios y es, por lo tanto, una serie muy volátil y probablemente con mucho ruido. Por tal razón deberíamos considerar esta correlación tan fuerte como la del consumo. En particular, resalta la relación entre la inversión y la contribución en impacto de la cuenta de capital. Esta es una manera de mirar la cuestión planteada por Feldstein y Horioka (1980) y sugiere que, ciertamente, el capital financiero no atraviesa las fronteras colombianas con total movilidad. Bosworth y Collins (1999) reportan que los flujos de ingreso de capital afectan la inversión con una elasticidad de más o menos 0,5. Kumar (2007) muestra que el efecto de un alza de uno por ciento en la razón de IED a PIB lleva a un ingreso de medio punto porcentual en la inversión local. Más tarde, cuando examinemos las variables del crédito, argumentaremos que la respuesta de la inversión a los flujos de ingreso de capital puede deberse, en parte, a fricciones financieras del tipo “acelerador financiero”.

Mirando un poco más abajo en el cuadro podemos ver que la correlación de la inversión con la cuenta de capital también aparece en los componentes público y privado (si bien esta distinción sólo puede hacerse en términos de valores reales y no de volúmenes). Hay buenas razones para afirmar que la respuesta de la inversión pública y del gasto del gobierno es asimétrica durante el ciclo, pues como el gobierno encuentra mucho más difícil reducir su gasto en consumo durante las recesiones, la inversión pública debe reducirse más de lo que se eleva en los períodos de auge (Servén, 2008). No podemos hacer esta prueba, dado que nuestro procedimiento para eliminar la tendencia impone simetría, pero debemos señalar que podría distorsionar nuestros resultados.

El consumo del gobierno está correlacionado con la cuenta de capital y financiera en el mismo año, y esta relación es estrecha y en fase. Ello sugiere que el gasto fiscal en ítems de consumo está históricamente ligado a la disponibilidad de financiación, al igual que la inversión pública (Gavin, Hausmann, Perroti y Talvi, 1996). Es posible que esta relación viene rezagada ya que debe pasar un tiempo entre el momento en que el Estado recibe ingresos y el momento en que lleva al cabo sus gastos. De hecho, nuestras investigaciones con los ciclos rezagados de los choques muestran que el precio de las exportaciones afecta al consumo público con un rezago de dos años.

Es interesante que el ciclo de los volúmenes de exportación no esté correlacionado significativamente con la contribución en impacto del precio real de las exportaciones o el PIB mundial. Aquí las exportaciones no son valores reales, de modo que se ha eliminado el efecto directo de los cambios en los términos de intercambio<sup>2</sup>. Las cifras están en pesos, y el efecto de las grandes apreciaciones en las etapas ascendentes del ciclo y las depreciaciones en las decrecientes (véase la Sección 4.4) podría

---

<sup>2</sup>Dicho esto, también resalta esta correlación negativa cuando observamos valores reales (deflactados por el IPC) en lugar de volúmenes.

ser el de cancelar los beneficios de los movimientos en los precios en dólares de las exportaciones. No obstante, se presumiría que esos exportadores compran algunos insumos y se financian en dólares y, por lo tanto, los estimularía un alto precio en dólares de su producto. Y si el precio real en dólares de las exportaciones no promueve la producción exportadora, ¿por qué debería estimular el consumo de los hogares? Además, la ausencia de relación entre el ciclo del volumen de exportaciones y el ciclo del PIB mundial, por un lado, y la levemente negativa correlación entre el ciclo del volumen de exportaciones y la cuenta de capital financiera, por el otro, parecen ser todavía más contraintuitiva. Por ejemplo, sabemos que entre los sectores exportadores, el sector minero y de hidrocarburos recibe mucha inversión extranjera directa (véase la Sección 4.1). En resumen, las correlaciones del volumen de las exportaciones son un enigma. Volveremos sobre este punto en la Sección 4.3 donde argumentaremos que ello se debe a inelasticidades en la oferta en estos sectores.

El ciclo del volumen de importaciones está fuertemente correlacionado con los ciclos de la cuenta de capital y financiera, el precio de las exportaciones, y el PIB mundial. Consideramos que el primer resultado implica que el gasto de Colombia en importaciones tiene lugar cuando la financiación externa es abundante. La correlación positiva con las otras series de choques muy probablemente tiene que ver con el comportamiento de la tasa de cambio real (véase la Sección 3.2).

Nótese que el comportamiento combinado de las exportaciones y las importaciones, siguiendo los movimientos de los precios de las exportaciones, es consistente con una relación negativa entre los términos de intercambio y la balanza comercial. Harberger (1950) y Laursen y Metzler (1950) sostuvieron que una elevación exógena en los términos de intercambio de una economía pequeña y abierta lleva a mejoras en su balanza comercial pues se impulsa su ingreso corriente y, dada una propensión marginal al consumo menor que la unidad, el consumo corriente se incrementa menos que el ingreso corriente, ocasionando aumentos del ahorro privado. Nuestra relación negativa niega entonces la hipótesis de Harberger-Laursen-Metzler.

Pero Colombia no parece estar sola en esta situación. En países en desarrollo es muy común observar relaciones negativas entre los términos de intercambio y la balanza comercial (véanse por ejemplo Backus [1993] y Mendoza [1995]). El hecho que el efecto Harberger-Laursen-Metzler no aplique se explica por una combinación de sustitución imperfecta entre importaciones y bienes locales en el consumo, y porque la respuesta de la producción para la exportación es rígida debido a que los ajustes de factores en los sectores exportadores son costosos (efectos de curva J). Además pueden presentarse efectos de expulsión, exacerbados por fricciones financieras, que restringen la producción exportadora. Exploraremos un poco más esta posibilidad, a nivel sectorial, en la Sección 4.3.

## 4.2 Por el lado del ingreso de los hogares

En la sección anterior mostramos que hay una correlación extraordinariamente fuerte entre el consumo per cápita de los hogares y estas fuerzas exógenas. En Colombia el consumo sigue muy de cerca al ingreso. Esto nos llevó a investigar cómo afectan estos impulsos externos al consumo de los hogares dentro del primer año. El Cuadro 12 contiene algunas respuestas.

**Cuadro 12. Correlaciones entre los factores externos y el ingreso de los hogares**

		Precio de las exportaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial
Ciclo del ingreso disponible bruto nominal de los hogares per cápita	Correlación clásica	0,24	-0,01	0,12
	Estadístico t	1,44	-0,07	0,72
	Correlación robusta	0,22	-0,14	0,08
	Estadístico t	1,34	-0,82	0,46
	Tau b de Kendall	0,17	0,00	0,02
	Significancia	0,15	0,99	0,91
Ciclo de la remuneración a los asalariados neta de contribuciones sociales, efectivas e imputadas per cápita	Correlación clásica	<b>0,28</b>	<b>0,53</b>	0,12
	Estadístico t	1,71	3,68	0,70
	Correlación robusta	<b>0,53</b>	<b>0,50</b>	0,19
	Estadístico t	3,74	3,41	1,17
	Tau b de Kendall	<b>0,26</b>	<b>0,38</b>	0,02
	Significancia	0,03	0,00	0,84
Ciclo de excedente bruto de explotación per cápita	Correlación clásica	0,13	-0,12	-0,10
	Estadístico t	0,75	-0,71	-0,57
	Correlación robusta	0,03	-0,10	-0,12
	Estadístico t	0,19	-0,57	-0,74
	Tau b de Kendall	0,07	-0,12	-0,08
	Significancia	0,57	0,31	0,49
Ciclo de la renta de la propiedad per cápita	Correlación clásica	0,27	-0,05	0,18
	Estadístico t	1,66	-0,32	1,11
	Correlación robusta	0,17	0,13	0,23
	Estadístico t	1,02	0,79	1,37
	Tau b de Kendall	0,14	-0,04	0,13
	Significancia	0,22	0,72	0,28
Ciclo de la transeferencias netas calculadas a partir del ingreso de hogares desagregado per cápita	Correlación clásica	-0,10	<b>-0,60</b>	0,00
	Estadístico t	-0,61	-4,41	0,01
	Correlación robusta	<b>-0,39</b>	<b>-0,75</b>	-0,15
	Estadístico t	-2,51	-6,80	-0,87
	Tau b de Kendall	-0,07	<b>-0,45</b>	-0,05
	Significancia	0,57	0,00	0,70

Notas: Negrilla indica significancia al 10%.

Los factores externos están en términos de contribuciones.

Todas las series están en términos per cápita antes de eliminar la tendencia.

Fuente: Cálculos propios.

Para comenzar, puede notarse que el ingreso agregado de los hogares no está fuertemente correlacionado con nuestras contribuciones en el impacto. No obstante, esto puede muy bien deberse a un sesgo de agregación, porque parece ser que el componente más importante, la remuneración salarial, está muy fuertemente correlacionada, de acuerdo a la correlación robusta, con las contribuciones en impacto de los flujos de capitales y el precio de las exportaciones. El otro único componente que parece tener alguna relación con los choques en impacto es el de las transferencias netas, que están negativamente

correlacionadas con el ciclo de los flujos de ingreso de capital. Sin embargo, no queremos hacer demasiado énfasis en esto, dado que se trata esencialmente por construcción de un residuo; si acaso, puede indicar que otro componente del ingreso de los hogares, diferente de la remuneración salarial, tiene problemas de medición y está correlacionado con los flujos de capital; el candidato más probable es el excedente bruto de explotación.

Debemos tener cuidado en señalar que, dado que esta desagregación del ingreso sólo está disponible en términos de pesos nominales, todas estas series son ingresos reales deflactados por el IPC. Si existen errores en el IPC, ello sesgaría nuestras correlaciones hacia cero (véase Sección 3.2). Adicionalmente, el aspecto de ingreso de las cuentas nacionales es, quizás, el menos bien medido. No obstante, afirmaríamos que los resultados dan algún respaldo a la visión de que si estos choques afectan al ingreso disponible de los consumidores, lo hacen a través de sus salarios. De otra manera afectarían el consumo por la vía del acceso al crédito (que no hace parte de estas cuentas). Aceptamos ambas posibilidades en las siguientes secciones.

### 4.3 Por el lado de la producción

Pasamos ahora a mirar cómo afectan las contribuciones en el impacto del precio de las exportaciones, los flujos de capital y el PIB mundial, al PIB sectorial. En parte, esto nos ayuda a entender por qué los choques favorables no parecen tener ningún efecto sobre las exportaciones mientras que el consumo, la inversión y las importaciones se afectan fuertemente. También debería arrojar alguna luz sobre el hallazgo de la sección anterior: que los flujos de capital afectan los salarios recibidos por los hogares. Si ello fuera cierto, deberíamos encontrar que aquellos sectores donde se reciben más salarios son los que tienen un PIB más estrechamente relacionado con estos choques.

**Cuadro 13. Correlaciones entre los factores externos**

**y los componentes del PIB por el lado de la producción**

		Precio de las exportaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial	Porcentaje de los salarios ganados (1990-2005)	Porcentaje del total de los empleos (2001-2006)
		0,26	-0,11	<b>0,29</b>		
Ciclo real del sector de agricultura, silvicultura, caza y pesca		1,63	-0,66	1,81		
	Correlación robusta	<b>0,36</b>	-0,26	0,32	8,3	20,3
	Estadístico t	2,35	-1,58	1,66		
	Tau b de Kendall	<b>0,19</b>	-0,08	0,12		
	Significancia	0,10	0,51	0,29		
Correlación clásica	<b>-0,62</b>	<b>-0,36</b>	<b>-0,45</b>			
Ciclo real per cápita del sector de la minería e hidrocarburos		-4,76	-2,34	-3,03		
	Correlación robusta	<b>-0,66</b>	-0,26	<b>-0,50</b>	2,8	1,2
	Estadístico t	-5,27	-1,64	-3,48		
	Tau b de Kendall	<b>-0,44</b>	<b>-0,25</b>	<b>-0,35</b>		
	Significancia	0,00	0,03	0,00		
Correlación clásica	<b>0,46</b>	0,03	<b>0,55</b>			
Ciclo real cápita del sector de la industria manufacturera.		3,08	0,16	3,92		
	Correlación robusta	<b>0,59</b>	-0,07	<b>0,52</b>	14,9	13,7
	Estadístico t	3,78	0,08	4,15		
	Tau b de Kendall	<b>0,27</b>	-0,07	<b>0,22</b>		
	Significancia	0,02	0,53	0,05		
Correlación clásica	<b>0,34</b>	0,21	0,16			
Ciclo real cápita del sector de electricidad, gas y agua		2,15	1,28	0,96		
	Correlación robusta	<b>0,38</b>	0,15	0,10	2,4	0,4
	Estadístico t	2,43	0,90	0,62		
	Tau b de Kendall	<b>0,21</b>	0,16	0,11		
	Significancia	0,06	0,16	0,33		
Correlación clásica	<b>0,36</b>	<b>0,53</b>	0,20			
Ciclo real cápita del sector de la construcción y obras públicas		2,31	3,75	1,24		
	Correlación robusta	<b>0,35</b>	<b>0,52</b>	0,06	5,4	4,6
	Estadístico t	2,23	3,64	0,34		
	Tau b de Kendall	<b>0,26</b>	<b>0,37</b>	0,02		
	Significancia	0,02	0,00	0,90		
Correlación clásica	<b>0,36</b>	<b>0,53</b>	0,20			

Notas: Negrilla indica significancia al 10%.

Los factores externos están en términos de contribuciones.

Todas las series están en términos per cápita antes de quitar la tendencia.

Fuente: Cálculos propios.

		Precio de las exportaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial	Porcentaje de los salarios ganados (1990-2005)	Porcentaje del total de los empleos (2001-2006)
Ciclo real cápita del sector comercio, restaurantes y hoteles	Correlación clásica	<b>0,56</b>	<b>0,39</b>	<b>0,42</b>	11,9	25,0
	Estadístico t	4,08	2,77	3,67		
	Correlación robusta	<b>0,65</b>	<b>0,36</b>	<b>0,44</b>		
	Estadístico t	5,14	2,32	2,98		
	Tau b de Kendall	<b>0,40</b>	<b>0,27</b>	<b>0,28</b>		
	Significancia	0,00	0,02	0,01		
Ciclo real cápita del sector transporte y comunicaciones	Correlación clásica	<b>0,78</b>	<b>0,49</b>	<b>0,68</b>	9,6	6,9
	Estadístico t	7,45	3,40	5,63		
	Correlación robusta	<b>0,83</b>	<b>0,40</b>	<b>0,64</b>		
	Estadístico t	8,97	2,62	5,04		
	Tau b de Kendall	<b>0,59</b>	<b>0,37</b>	<b>0,44</b>		
	Significancia	0,00	0,00	0,00		
Ciclo real cápita del sector establecimientos financieros, seguros, inmuebles y servicios a empresas	Correlación clásica	<b>0,27</b>	<b>0,64</b>	0,11	8,8	5,6
	Estadístico t	1,69	5,03	0,64		
	Correlación robusta	0,26	<b>0,71</b>	0,03		
	Estadístico t	1,63	6,12	0,20		
	Tau b de Kendall	0,18	<b>0,41</b>	<b>0,21</b>		
	Significancia	0,11	0,00	0,06		
Ciclo real del sector servicios sociales, comunales y personales	Correlación clásica	0,24	0,21	0,10	35,9	21,4
	Estadístico t	1,48	1,31	0,61		
	Correlación robusta	0,26	<b>0,32</b>	0,18		
	Estadístico t	1,62	1,99	1,07		
	Tau b de Kendall	0,16	0,06	<b>0,22</b>		
	Significancia	0,16	0,63	0,05		

Notas: Negrilla indica significancia al 10%.

Los factores externos están en términos de contribuciones.

Todas las series están en términos per cápita antes de quitar la tendencia.

Fuente: Cálculos propios.

En términos de volúmenes reales de PIB sectorial los resultados muestran una marcada diferencia entre los sectores orientados a las exportaciones con ofertas inelásticas, por una parte, y los demás sectores exportadores y productores de bienes no transables, por la otra.

En primer lugar, se encontró que el ciclo en el PIB real del sector de minería e hidrocarburos está correlacionado negativamente con los tres choques. Dado que los productos minerales y los combustibles tienen una participación importante en las exportaciones, esto es consistente con nuestro resultado anterior de una débil correlación negativa entre las fuerzas exógenas y el ciclo de volúmenes de exportación. Sabemos que la minería y los hidrocarburos han sido uno de los principales destinos de la IED por lo menos desde 1990 y, por lo tanto, esto sugiere que los flujos de ingreso de capitales se toman un tiempo largo para afectar el PIB real de estos sectores. De hecho, pensamos que estas correlaciones negativas con todas las variables internacionales se reducen al hecho de que en este sector la oferta es particularmente inelástica; ello se debe a que la producción es intensiva en capital importado, requiere la explotación de nuevos campos y depende de las posibilidades de

transporte e infraestructura. Por otra parte, este sector no puede orientarse hacia la producción para el consumo interno, sus productos se destinan casi totalmente a las exportaciones y, por lo tanto, no puede aprovechar la demanda doméstica para generar ingresos adicionales mientras se agrega capacidad instalada. El único grupo de estimaciones de elasticidades de oferta sectoriales comparable que logramos encontrar es el de Loza (2001) para Bolivia. Él estima que la elasticidad de largo plazo de la minería y los hidrocarburos está alrededor de 0,7, comparada con 2,5 para la agricultura y 2,2 para la industria manufacturera.

El ciclo del PIB agropecuario está positivamente correlacionado con el ciclo del precio de las exportaciones. Esta correlación positiva pero no muy significativa tiene cierto sentido. La elasticidad de oferta de la producción agrícola, incluso para las exportaciones, debe ser mayor que la de la minería. Por ejemplo, después del alza en los precios internacionales del café entre 1976 y 1978, la cantidad de café verde producido en Colombia creció cerca de un tercio en el mismo período (FAO [Food and Agriculture Organisation], 2008). En cuanto a la parte de la producción agrícola que se destina al consumo local, hay una gran probabilidad de que este sector sea más sensible a la demanda doméstica de lo que pueden ser el de la minería o el de los hidrocarburos. De otro lado la parte destinada a exportaciones es probablemente menos sensible a la demanda doméstica: Suescún (1997) encuentra que el PIB cafetero no es muy procíclico.

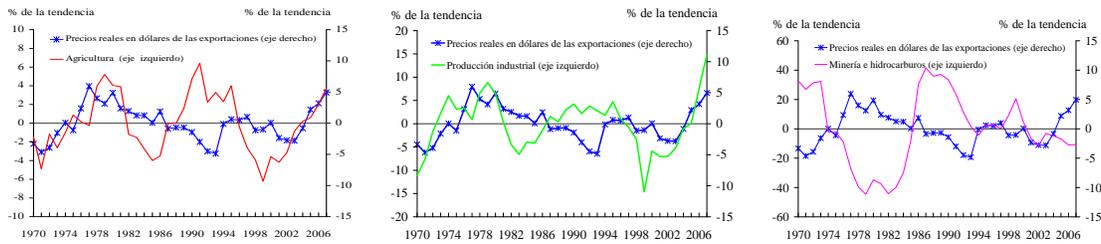
El ciclo del PIB real de la industria está correlacionado también positivamente con el precio de las exportaciones; pues la industria, como la agricultura, tiene una elasticidad de oferta razonable y tiene tanto elementos transables como no transables. Las exportaciones colombianas están concentradas en Estados Unidos y Venezuela, de manera que la correlación positiva significativa con el PIB mundial tiene sentido. Dado que Venezuela es un vecino cercano, con preferencias similares a las colombianas, la elasticidad de oferta en las exportaciones hacia ese país debería ser particularmente alta.

Tal vez también era de esperarse la ausencia de correlación positiva con los flujos de capital a lo largo del período de la muestra y los ciclos del producto de estos dos sectores. La proporción de la IED que se destina a la agricultura es pequeña, menos de 0,05% y sólo ciertos sectores de la industria reciben flujos de IED y únicamente en años determinados, como por ejemplo en el 2005. Pero lo que es más sorprendente es que luego de un rezago de dos años el ciclo de la cuenta de capital es significativa y negativamente correlacionado con la producción de estos dos sectores transables.

Aún más curioso, las correlaciones cíclicas del PIB de los sectores productores de bienes no transables, en particular la construcción, distribución, transporte, servicios financieros y empresariales, y servicios personales, con estos choques externos son en general mucho más significativas y abrumadoramente positivas comparadas con las de los sectores transables.

El Gráfico 13 b describe el movimiento conjunto de tres sectores no transables con el ciclo del precio de las exportaciones, que se compara con el movimiento conjunto menos cercano para el caso de los sectores de bienes transables del Gráfico 13 a.

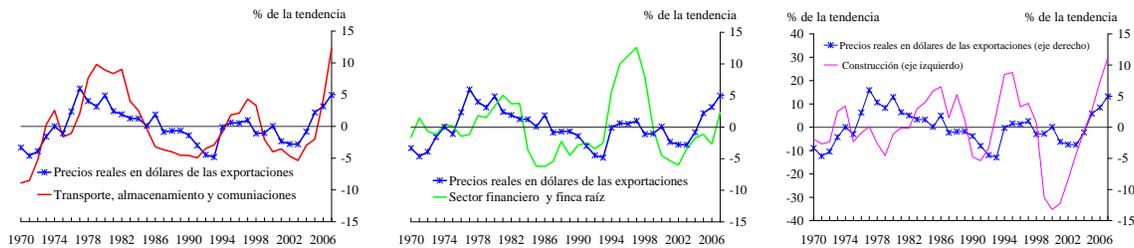
**Gráfico 13a. Producción de los sectores transables y el precio de las exportaciones en dólares (desviación de la tendencia)**



Nota: El precio de las exportaciones está en términos de contribuciones.

Fuente: Departamento Administrativo Nacional de Estadística, Banco de la República y cálculos propios

**Gráfico 13b. Producción de los sectores no transables y precio de las exportaciones en dólares (desviación de la tendencia)**



Nota: El precio de las exportaciones está en términos de contribuciones.

Fuente: Departamento Administrativo Nacional de Estadística, Banco de la República y cálculos propios

Esto es realmente sorprendente. Seguramente alzas en los precios de las exportaciones y mejoras en el PIB mundial deberían impactar primero los sectores orientados a las exportaciones y sólo después canalizarse hacia los sectores más orientados hacia el mercado local. Pero los precios que usamos están en dólares. Sabemos que los precios de las exportaciones en pesos se comportan de manera muy diferente, y que eso hace aún más curiosas las respuestas. Además, la mayoría de los flujos de ingreso de capital, por lo menos los que corresponden a IED, no se orientan hacia los sectores de firmas privadas productoras de bienes no transables. Los flujos de ingreso de capitales suministran crédito al gobierno o financian grandes firmas mineras, de hidrocarburos o algunas concesionarias manufactureras de gran tamaño.

En particular podemos ver que los ciclos del PIB real del sector financiero, de servicios empresariales y de finca raíz se

afectan mucho con los movimientos cíclicos de los ingresos de capital, con una correlación robusta de 0,71. Parece ser que aún cuando esos flujos netos de ingreso de capital están en su mayoría destinados a otros sectores, los retornos reales del valor agregado de los factores locales en estas actividades están muy ligados a lo flujos internacionales de capital. Nótese que parte de este resultado se resta del PIB por el ajuste de SIFMI (véase la Sección 3.2); pero los ingresos de este sector también se afectan por el precio en dólares de las exportaciones y el PIB mundial, ¡incluso más que los sectores exportadores!

Estas fuertes respuestas cíclicas de los sectores no transables son la contrapartida de nuestros hallazgos en el lado del gasto. Junto con las partes orientadas localmente de la agricultura y la industria, los hoteles y los servicios de alimentación son proveedores importantes del consumo final privado. Vimos que el consumo privado se afecta fuertemente por estos choques. En forma similar, la construcción ofrece bienes de inversión locales. Por último, el transporte, la distribución, los servicios financieros y la construcción, son proveedores intermedios para todos los tipos de gasto. Por ejemplo, la inversión pública se alimenta de la construcción de modo que nuestro hallazgo anterior de que el gasto público se afecta positivamente con los flujos de ingreso de capital, también se manifiesta así en la producción.

La relación más débil entre los sectores no transables y los ciclos considerados se da en el caso de los servicios personales. Este sector está dominado por la producción del sector público y por ello puede parecer raro que no esté correlacionado con los flujos de ingreso de capital cuando sí lo está el ciclo del gasto del gobierno. Observando los gráficos de ambos, la diferencia parece ser que el ciclo de la producción pública luce como una versión suavizada del consumo del gobierno, reflejando, quizá, que parte importante del consumo del gobierno se hace en la producción de otros sectores y en importaciones del exterior. Por consiguiente, es consistente que encontremos que el ciclo del producto de este sector está significativamente correlacionado con los ciclos de la cuenta de capital y del precio de las exportaciones pero con un rezago de dos años.

En general podemos concluir que hemos descubierto una relación interesante entre la producción de los sectores no transables y nuestras fuerzas externas, pero no tan clara todavía como para hablar de causas y efectos. Se necesita más evidencia. En el Cuadro 13 se presenta la participación en el ingreso salarial y empleo de cada sector. En breve vamos a utilizar estos datos junto con otra información, relativa al comportamiento de variables financieras, para intentar evaluar diferentes explicaciones para esos patrones en los componentes el PIB.

#### 4.4 Relación con el valor de los activos

En esta sección examinamos la relación entre los factores externos que hemos escogido y algunas variables financieras importantes. El Cuadro 14 muestra las correlaciones entre la tasa de cambio real, como un indicador del precio de un bono en moneda local en comparación con financiación en moneda extranjera. La tasa de cambio real se mide en términos del deflactor del PIB de Colombia y el de los Estados Unidos. También examinamos la contribución de dos variables bancarias, el crédito neto al sector privado de todas las entidades financieras y M3. Ambas se miden en forma de acervo real per cápita, eliminando la tendencia. Igualmente miramos el ciclo de la tasa de ahorro de los hogares. Nuestra variable de ahorro se calculó como un índice de la contribución del ahorro al ingreso de los hogares, al que después se le quita la tendencia. Esto nos permite eliminar cualquier tendencia en el ahorro que provenga, por ejemplo, de cambios demográficos, liberación financiera o mayor apertura comercial, y concentrarnos en los movimientos cíclicos en el ahorro de los hogares.

La última variable en esta sección es el ciclo del acervo de capital per cápita. La serie se calculó agregando mediciones del acervo de capital para cuatro tipos diferentes de capital, dividiendo por la población y eliminado la tendencia mediante loglinearización. Una explicación detallada de todos estos datos se presenta en el Apéndice 9.1.

## Cuadro 14. Correlaciones entre los factores externos

### y las variables financieras

	Precio de las exportaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial
Ciclo de la tasa de cambio real	Correlación clásica	<b>-0,74</b>	<b>-0,36</b>
	Estadístico t	-6,56	-2,28
	Correlación robusta	<b>-0,77</b>	<b>-0,46</b>
	Estadístico t	-7,10	-3,08
	Tau b de Kendall	<b>-0,59</b>	<b>-0,28</b>
	Significancia	0,00	0,01
Ciclo del crédito neto real per cápita	Correlación clásica	<b>0,40</b>	<b>0,55</b>
	Estadístico t	2,61	3,86
	Correlación robusta	<b>0,46</b>	<b>0,57</b>
	Estadístico t	3,08	4,12
	Tau b de Kendall	<b>0,28</b>	<b>0,36</b>
	Significancia	0,01	0,00
Ciclo del M3 real per cápita	Correlación clásica	<b>0,39</b>	<b>0,66</b>
	Estadístico t	2,52	5,20
	Correlación robusta	<b>0,43</b>	<b>0,69</b>
	Estadístico t	2,81	5,71
	Tau b de Kendall	<b>0,33</b>	<b>0,43</b>
	Significancia	0,00	0,00
Ciclo del ahorro real per cápita	Correlación clásica	0,05	<b>-0,52</b>
	Estadístico t	0,31	-3,59
	Correlación robusta	-0,13	<b>-0,54</b>
	Estadístico t	-0,79	-3,82
	Tau b de Kendall	0,00	<b>-0,29</b>
	Significancia	0,99	0,01
Ciclo del acervo de capital per cápita	Correlación clásica	<b>0,61</b>	<b>0,32</b>
	Estadístico t	4,59	2,00
	Correlación robusta	<b>0,64</b>	<b>0,48</b>
	Estadístico t	4,98	3,21
	Tau b de Kendall	<b>0,40</b>	<b>0,25</b>
	Significancia	0,00	0,03

Notas: Negrilla indica significancia al 10%.

Los factores externos están en términos de contribuciones.

Una apreciación es un valor más negativo de la tasa de cambio real.

Fuente: Cálculos propios.

La tasa de cambio real está muy estrechamente relacionada con todas las series exógenas en el primer año del impacto sobre el PIB real. Las correlaciones están entre las más altas de este capítulo y el estadístico tau b de Kendall indicó movimientos sincronizados con todos los choques. Por supuesto que una correlación no implica, en general, una gran elasticidad. Pero en este caso, sí. Una simple regresión por MCO del ciclo de la tasa de cambio real sobre el ciclo del precio real de las exportaciones en dólares resulta en una elasticidad de corto plazo de -1,7, que implica que la tasa de cambio real es muy sensible a nuestros choques externos y que las fluctuaciones de esas fuerzas externas pueden ocasionar desalineamientos considerables en la tasa de cambio nominal<sup>3</sup>. Esta sensibilidad ya ha sido destacada por Arias y Carasquilla (1996) y Arias y Zuleta (1997), en lo que respecta a Colombia, y por Athukorala y Rajapatirana (2003) para otros países.

¿Por qué tendría que apreciarse la tasa de cambio real después de fuertes flujos de ingreso de capital, altos precios

<sup>3</sup>Véase la Sección 5 para una descripción de la ecuación y una comparación con Canadá.

exportación y creciente demanda mundial? La explicación parece estar relacionada con el empujón en los recursos disponibles después de estos sucesos favorables, así como con las diferencias en el gasto en bienes transables y no transables. Si en el mercado local el gasto cíclico en no transables es más elástico con respecto al ingreso que el gasto en bienes transables, y si hay más rigideces en la oferta de los bienes no transables, entonces su precio relativo debe aumentar. La forma más probable de que esto ocurra es que se aprecie la tasa de cambio nominal (Obstfeld y Rogoff, 1997, Capítulo 4). En otras palabras, hay apreciación en épocas de auge en Colombia porque una parte importante de los flujos de capital se canaliza a gasto en bienes no transables. Si este gasto se hiciera en importaciones o en inversiones en el extranjero, la apreciación sería menor.

En primera instancia no parecería que los datos soportaran este argumento. En particular, parecería contradecirlo el hecho de que el gasto en importaciones, especialmente de bienes durables crece rápidamente en los períodos de auge, como se desprende de la Sección 4.1. De hecho es probable que la apreciación fomente el gasto en importaciones durante las fases de auge; en la Sección 3.2 destacamos que el movimiento cíclico de la apreciación es tan fuerte que logra convertir el ciclo del — precio de las importaciones en dólares constantes positivamente correlacionado, en un ciclo — del precio de las importaciones en pesos constantes que tiene correlación negativa con el ciclo. Pero la apreciación de la tasa de cambio real es consistente con crecimientos más acelerados de las importaciones y mayor déficit de la cuenta corriente, en tanto que la presión a el gasto en bienes no transables sea todavía mayor. Esta explicación sólo requiere que el gasto en bienes no transables sea más elástico con respecto al ingreso que el gasto en importaciones. También es crucial que el valor de las importaciones que se venden en el país típicamente incorpore un margen no transable grande por concepto de transporte y distribución y que se necesiten muchos servicios complementarios para mantener este flujo de consumo. Véase Burstein, Eichenbaum y Rebelo, 2005 y el capítulo de Parra en este libro, Parra (2009).

Aunque la mayoría de modelos supone que la elasticidad ingreso de la demanda por no transables y por transables está fija en la unidad, en forma temprana, Kravis, Heston y Summers (1983) ofrecieron evidencia de que la elasticidad ingreso de los servicios es mayor que 1. Razonablemente se puede esperar que la oferta de bienes no transables en Colombia sea rígida en lo que respecta al flujo de servicios importantes generados por la infraestructura de vivienda e infraestructura pública. Mirando nuevamente el Cuadro 13 se puede ver que el PIB de los sectores productores de bienes de consumo no transables (de servicios) parece en realidad más afectada por los choques externos que el PIB de los sectores productores de bienes transables tales como la agricultura y la minería, sugiriendo que esta explicación del ingreso no transable podría ajustarse bien al caso colombiano.

Volviendo al Cuadro 14, también es interesante que el componente cíclico de los acervos de activos y pasivos reales del sector bancario local estén correlacionados con los flujos de capital y con el precio de las exportaciones. Además nuestras investigaciones revelan que existen correlaciones con el ciclo del PIB mundial, pero después de un año. Esto es importante porque en Colombia la financiación de la banca (aquí también incluimos las entidades hipotecarias) es relevante tanto para el consumo de los hogares como para la inversión de las firmas. Sin embargo, no todos los hogares ni todas las firmas tienen acceso al sector financiero formal, y las utilidades retenidas y los proveedores financieros informales también son cruciales; pero, dado que son los hogares más pobres y las firmas más pequeñas las que tienen más limitado el acceso al crédito del sector financiero formal, su peso económico es mucho menor que su participación en la población. Aún así, el costo de oportunidad más cercano relevante para quienes toman decisiones de gasto sin recurrir al sistema financiero puede ser de todas maneras una tasa bancaria, pues hay alguna intermediación con quienes ofrecen crédito informal. En resumen, el hecho de que los ciclos en el balance de los bancos esté correlacionado con nuestros impulsos exógenos tiene gran importancia en la explicación de la respuesta del PIB a estos factores externos.

El componente cíclico del ahorro de los hogares está negativamente correlacionado con los flujos de capital. Este hallazgo es consistente con otros encontrados para América Latina, tales como los reportados por Reinhart y Plies (1989), y por Cárdenas y Escobar (1998) para Colombia. La implicación es que los flujos de capital se usan para financiar el consumo. Si bien no tenemos la correlación con los flujos de ahorro de otros sectores (firmas no bancarias, los bancos y el gobierno) esperaríamos que por lo menos el ahorro de las firmas no bancarias también estuviera negativamente correlacionado. Esto sería consistente con la correlación de la inversión. Esto no quiere decir que la acumulación de reservas no fuera relevante ni que no existieron flujos de salida de capital inducidos por flujos de ingresos de capital: sólo significa que, en términos netos, se encuentra que el ahorro privado nacional está negativamente correlacionado con el ciclo mundial de liquidez.

El ciclo del acervo de capital está fuertemente correlacionado con el del precio de las exportaciones y con el de los flujos de capital. La relación con el PIB mundial se evidencia luego de un año. Esto nos da más información que la correlación con la inversión del Cuadro 11; nos dice que incluso la capacidad productiva planeada del capital instalado (y no simplemente la inversión bruta) es bastante sensible a estas fuerzas externas. Esto parece ir en contra de la idea de la suavización de choques no persistentes, un punto al que volveremos en la Sección 6. Sin embargo, también ofrece alguna evidencia adicional con la cual elaborar y probar hipótesis sobre cómo llegan exactamente esas fuerzas externas a afectar tanto la producción local a lo largo del ciclo.

## 4.5 Evaluación de diferentes explicaciones de estas correlaciones

Podemos empezar estableciendo varias hipótesis para explicar los fuertes patrones de sincronización y correlación contemporánea entre las contribuciones en impacto de los flujos de capital, el precio de las exportaciones y el PIB mundial de Colombia, de un lado, y algunos de sus componentes, del otro. Estas hipótesis no son mutuamente excluyentes, y algunas pueden haber tenido mayor importancia en ciertos momentos y otras en otros momentos. Aquí describimos lo que pudo haber sucedido en la fase alcista del ciclo, pero las explicaciones deben funcionar en la dirección opuesta durante la fase bajista.

*Explicación 1.* El primero de los canales posibles es muy directo. Durante las fases ascendentes la combinación de financiación abundante, altos precios de las exportaciones y mayor demanda mundial mejora las perspectivas de los exportadores, que serían la mayor parte de las empresas mineras y algunos productores industriales y agrícolas, lo cual se extiende posteriormente al resto de la economía. Ciertamente una parte importante de los flujos de capital están orientados a las firmas grandes que operan en estos sectores. Esto conduce a mayores salarios en las firmas exportadoras y a que haya más demanda por bienes intermedios producidos domésticamente en estos sectores. Así el impulso de la demanda se transmite a la economía. Los ingresos por salarios crecen primero en este sector y después en las actividades intermedias que lo abastecen, elevando el consumo en toda la economía. Todo esto ocurre dentro del mismo año.

*Explicación 2.* Segundo, es posible que los flujos de capital contribuyan a superar alguna restricción externa a la financiación internacional, que a su vez vence la fuerza de algunas restricciones financieras internas.

*Explicación 2a.* Una forma como puede suceder lo anterior durante los períodos de auges globales consiste en que los bancos locales pueden conseguir fácil y directamente crédito con bajas tasas de interés en el exterior y con base en esos recursos pueden prestar a las firmas y los hogares del país a tasas de interés más bajas.

*Explicación 2b.* Pero esto también podría ocurrir indirectamente. Supongamos que no son los bancos sino las grandes firmas multinacionales y el gobierno quienes consiguen capital en el exterior cuando la financiación global es ampliamente disponible. Tal financiación se destina a proyectos en Colombia que probablemente son de largo plazo. Tales proyectos también suelen ser riesgosos, de manera que los prestatarios requieren algo de reserva contra las contingencias. Junto a esto, los prestatarios también saben que la fuente de recursos externos puede secarse súbitamente y que éstos pueden no estar disponibles en el futuro. Este es un argumento que se ha esgrimido con frecuencia para la financiación externa de los gobiernos en América Latina (Gavin, Hausmann, Perotti y Talvi, 1996), pero que también es aplicable, seguramente, al sector privado.

Por lo tanto, es probable que los inversionistas que llevan a cabo la inversión extranjera directa no gastan todo lo que

pueden prestado inmediatamente. El exceso debe ser guardado donde puede estar disponible. Si bien una pequeña parte de los flujos de ingreso de capital brutos se puede reinvertir en activos líquidos en el exterior (lo que sería consistente con el hecho estilizado de que las salidas brutas de capital están negativamente correlacionados con los flujos de ingreso que son mayores). Pero la gran mayoría se depositaría en el sistema financiero colombiano, en activos financieros que forman parte del M3 y que son sujetos a encaje. El punto es que si la velocidad de circulación del agregado monetario amplio con respecto a las entradas de capital es suficientemente similar a cualquier otro flujo de ingreso del PIB, entonces estas entradas de capital generarían un gran incremento porcentual en la cantidad del dinero. En términos de nuestros cálculos, un choque de una desviación estándar en las entradas de capital mide tres puntos porcentuales del PIB en el momento del impacto (Cuadro 3), y esto se traduciría en un incremento de tres puntos porcentuales en la cantidad de dinero, con la velocidad fija. Altos precios de exportaciones significan fuertes ingresos para estas empresas que tampoco pueden gastar inmediatamente y que se encuentran guardados en el sistema financiero colombiano mientras tanto. De esta forma, los depósitos de los bancos locales se ven afectados por estos ciclos internacionales.

Lo que ocurre después se parece al modelo de propagación del sector bancario presentado en Edwards y Végh (1997). Dado que la actividad bancaria en Colombia, como en otros países, es inherentemente procíclica, los bancos empiezan a otorgar crédito incluso a aquellos sectores que no tienen acceso a la financiación externa. Rebosantes de depósitos, su tasa de ahorro descenderá, reduciendo el costo de oportunidad del ahorro en el país. Esto estimula el crédito y la toma de riesgo, incluso por fuera del sector bancario, incitando a gastar el ingreso retenido y activando el sector financiero informal. En ambos casos el banco central puede tratar de actuar en contra de esta expansión del crédito. Puede ofrecer bonos para absorber liquidez y, al hacerlo, elevar las tasas de interés. También puede imponer requisitos de encaje o controles de capital. Si las entradas de capital son muy grandes esto puede requerir un alza considerable de las tasas nominales de interés de política o, en el caso de los requisitos de encaje, puede subir fuertemente el costo para los clientes bancarios. La situación se hace aún más complicada si también es el objetivo del banco central es evitar la apreciación de la moneda, porque entonces estará también comprando activamente las divisas de los exportadores que toman préstamos en el exterior.

*Explicación 3.* Lo anterior conduce a otra posible forma en que estos choques pueden transmitirse al gasto, que se da cuando la política monetaria responde procíclicamente. En este escenario, los flujos de ingreso de capital y los mejores términos de intercambio se acompañan con tasas de reales de interés de política más bajas, no más altas. Naturalmente, la demanda interna y la inflación se elevan. Mayor inflación reduce todavía más las tasas reales de interés y estimula todavía

más el gasto. Tal como acabamos de exponer, una de las razones por las que las autoridades de política monetaria pueden ser renuentes a incrementar las tasas nominales de interés durante una fase de fuertes flujos de ingreso de capital es que estén tratando también de contener una fuerte apreciación.

*Explicación 4.* También puede ocurrir que la política fiscal sea procíclica. En países en desarrollo como Colombia, que no dependen de la ayuda externa, los ingresos del gobierno tienden a ser muy cíclicos. Ello puede deberse a varias razones. En primer lugar, el gobierno recibe impuestos de los exportadores, bien sea por impuestos o a través de acuerdos de franquicia. En segundo lugar, cuando los mercados globales de capital quieren hacer préstamos, el gobierno puede encontrar que le es más barato mantener su deuda, contraer nuevas deudas y obtener capital mediante privatizaciones. Recíprocamente, cuando se cierran los mercados globales, la financiación para el gobierno se corta bruscamente. Por último, si la economía crece fuertemente, hay más ingresos tributarios y menos solicitudes de gastos no discrecionales. Perry (2008) explica porqué los gobiernos pueden resistirse a suavizar sus gastos. Es precisamente por estas razones que los economistas suelen ajustar por el ciclo cuando evalúan la sostenibilidad de la política fiscal; en el caso de América Latina ese ajuste con frecuencia se hace para compensar las oscilaciones temporales del precios de las exportaciones y la prima sobre los bancos de la deuda (Izquierdo, Romero y Talvi, 2008). Si la respuesta del gobierno en la fase favorable es gastar más, invertir más y contratar más, la expansión fiscal puede transmitirse al resto de la economía. Si por el contrario el gobierno actúa contracíclicamente, entonces la política monetaria puede ser menos contracíclica al suavizar las fluctuaciones de la demanda del sector privado.

Usando la evidencia acumulada en esta sección podemos avanzar algo en la evaluación de estas explicaciones.

Por ejemplo, la explicación 1 puede ser plausible en el caso de las bonanzas cafeteras de 1976 y 1986. Ello se debe a que la industria cafetera colombiana era grande pero no estaba concentrada en grandes haciendas, sino en muchas fincas familiares, que presumiblemente tenían una mayor propensión al consumo de productos locales. En todo caso, es poco probable que puedan explicarse las correlaciones entre estos choques y el PIB en todo el período de muestra, pues si bien la participación del café en el PIB alcanza un máximo de 10% en 1978, para el 2000 era menos de 2%. También es necesario recordar que los productores de café tenían en operación un mecanismo de estabilización durante este período, que intentaban ahorrar ganancias en dólares durante los años en que el precio era alto y mantener los ingresos de los productores cafeteros cuando bajaban los precios. Por último, parece que el verdadero reto durante las bonanzas cafeteras era esterilizar las ganancias del café una vez ingresaban al sistema monetario colombiano (Cuddington, 1986). Era necesario esterilizar precisamente porque estas bonanzas solían suceder en el contexto de una expansión de crédito y de la demanda doméstica. Esto sugiere que, incluso

cuando el café era muy importante, las explicaciones de porqué el precio de las exportaciones afectaba tan fuertemente al PIB tienen que apoyarse también en algunos aspectos especiales del comportamiento de los bancos, así como en restricciones a la política monetaria.

Otra razón para tener dudas sobre esta explicación está en la penúltima columna del Cuadro 13. Allí puede verse que la participación del ingreso laboral en el sector minería, canteras e hidrocarburos es pequeña. Mientras que más salarios (23%) se obtienen en la agricultura y en la industria, tenemos que ajustarlos por el hecho de que no todas las empresas en estas actividades son exportadoras. De hecho estos sectores son muy heterogéneos. La última columna del Cuadro 13 muestra que la participación del empleo en la agricultura es casi el doble de su participación en el total de salarios, lo que indica que gran parte de la producción agrícola debe ser de pequeña escala y menor productividad. Creeríamos que en las firmas más productivas y orientadas hacia las exportaciones en estos sectores, la participación laboral debería ser mucho menor que la mitad de la del resto del sector.

Tampoco parecería que todas las firmas en estos tres sectores pudieran obtener capital directamente del exterior, de acuerdo con lo expuesto en la Sección 4.3. Podría pensarse que las empresas de estos sectores que se endeudan en el extranjero son, nuevamente, las más productivas y, por lo tanto, las de menor participación de ingreso salarial. Por lo tanto no vemos una conexión entre los sectores que reciben financiación externa y los que ganan salarios, lo cual es una razón para que dudemos de los modelos de imperfecciones financieras sobre el capital de trabajo (Neumeyer y Perri, 2005).

También podemos suponer que los sectores exportadores no utilizan muchos bienes intermedios producidos localmente. Dado que su producción se destina a las exportaciones, la comercialización debe hacerse en los mercados externos. El principal sector no transable proveedor para ellos es transporte muy seguramente. Finalmente, es de anotar que el principal mensaje del Cuadro 13 es que los impactos exógenos se sienten más fuertemente en el sector no transable dentro del mismo año. Es difícil hacer compatible estos resultados con una explicación basada en que el impulso empieza en los sectores exportadores y se extiende a otros.

La explicación 2a puede ser relevante para algunos ciclos, pero no para todos. Por ejemplo, Caballero y Urrutia (2006), señalan que en 1982, justo antes de crisis de la deuda externa, tres grandes bancos privados estaban muy expuestos a deuda externa de corto plazo; sin embargo, antes de la crisis de 1999 la deuda externa asumía las modalidades de privatizaciones, crédito a las grandes empresas e inversión de portafolio, no préstamos bancarios.

Las explicaciones 3 y 4 pueden ser importantes. En el caso de la política monetaria, es difícil juzgar empíricamente cuándo

la política ha sido restrictiva y cuándo ha sido expansiva, porque se han utilizado muchos instrumentos diferentes, los objetivos no siempre fueron explícitos y la inflación es no estacionaria a lo largo de la muestra. No puede juzgarse mirando las tasas de interés de mercado porque es posible que éstas se movieran independientemente de la política, reflejando los flujos de capital. Además, habríamos tenido que estimar un factico de lo que hubiera sido la política óptima, para compararla con la política que efectivamente se siguió. Con la ventaja de mirar retrospectivamente, dado que hemos observado ciclos importantes del PIB per cápita colombiano, uno puede afirmar que la política monetaria no fue lo suficientemente contracíclica. Kaminsky, Reinhart y Végh (2004) estiman unas reglas de política para una muestra de países de ingresos medios, incluyendo a Colombia, y encuentran que la política monetaria en los mercados emergentes fue expansiva durante los auges y contractiva en las fases descendentes.

Aceptando que esto es cierto, la pregunta es ¿por qué? Una explicación corriente para que no se elevaran las tasas, evitando que se formaran auges como resultado de unas condiciones internacionales favorables, es que los flujos de capital eran tan grandes que su esterilización era difícil. Esto quiere decir que, una vez que el Banco de la República aceptó alguna responsabilidad para contener una apreciación o, como ha sido con frecuencia el caso histórico, para organizar una devaluación, se le hizo difícil hacerlo y mantener cierto control sobre la inflación y el crédito al mismo tiempo. Véase, por ejemplo Uribe (1995) y referencias en Martínez (2008).

Mucho depende de lo que consideremos era el activismo necesario en la tasa de interés. Ante choques de tal escala, y dadas las serias rigideces y carencias institucionales en otros campos, es posible que las tasas de interés hubieran debido elevarse muy agresivamente en los primeros momentos de auge y que se hubieran debido tolerar grandes variaciones en la tasa de cambio para limitar el efecto de estos choques sobre el consumo. Otra restricción se refiere a los costos financieros de la esterilización. Además, incluso si se hubieran podido emplear controles de capitales, requisitos de encaje, y otros instrumentos para tratar de alcanzar ambos objetivos (Villar, Salamanca y Murcia, 2005), estas medidas pueden crear ineficiencias en la intermediación financiera que pueden provocar más problemas.

Sin duda el dilema de la política monetaria hubiera sido más sencillo si la política fiscal hubiera sido contracíclica. Muchos estudios, por ejemplo Lozano y Toro (2007) o Perry (2008), encuentran que, por el contrario, la política fiscal fue procíclica durante la mayor parte del período. En el Capítulo 3 del World Economic Outlook del Fondo Monetario Internacional (Cardarelli, Elekdag y Kose, 2007) sobre el manejo de grandes ingresos de capital, se estima que una política fiscal más disciplinada durante la fase de auge contribuye a evitar un aterrizaje abrupto causado por un cese súbito de los flujos de

ingresos de capital. Igualmente encuentran que, empíricamente, hacer resistencia a las apreciaciones e imponer controles de capital tampoco es de mucha ayuda.

En resumen el hecho de que las políticas monetaria y fiscal no hayan sido apropiadamente contracíclicas es parte importante de la explicación para esta respuesta del ciclo de los negocios colombiano a los choques externos, tal y como lo sugieren Kaminsky, Reinhart y Végh (2004). Sin embargo, para hacerle justicia a esta explicación deberíamos entender y cuantificar los dilemas que enfrentan las autoridades de política durante el ciclo, especialmente dada la tendencia cíclica de la tasa de cambio que, como argumentamos en la Sección 4.4 puede deberse a la estructura de las preferencias y a rigideces en la oferta.

Pensamos que la razón principal por la cual surge este dilema de política en Colombia es la presencia de ineficiencias en el sistema financiero. De hecho, la explicación 2b se ajusta notablemente bien a los hechos. En primer lugar, es consistente con una fuerte respuesta de los depósitos bancarios y el crédito al sector privado en el primer año. También explica por qué el sector de bienes no transables está más estrechamente correlacionado, en el primer año, con estos choques, que el sector de bienes transables. En particular, es probable que el crédito bancario para compra de vivienda estimule la demanda por servicios financieros, consumo durable, construcción y servicios personales. El Cuadro 13 muestra que gran parte del ingreso de los trabajadores (cerca de 70%) se obtiene en estos sectores, de manera que es fácil entender por qué el ingreso salarial agregado y el consumo total pueden responder rápidamente a un auge en los sectores no transables.

En esta forma, estos ciclos pueden reforzarse mutuamente y ello puede incluso explicar la apreciación de la moneda, si la elasticidad ingreso del consumo en bienes no transables es relativamente más alta y los no transables tienen una oferta más restringida, como se discutió en la Sección 4.4 .

Se podría preguntar por qué los bancos están tan dispuestos a prestar sobre la base de depósitos de corto plazo. Una respuesta se basaría parcialmente en algunas imperfecciones del sector financiero que hacen a los bancos procíclicos. Utilizando metodologías muy diferentes, Rubio, Ojeda y Montes (2003), Tenjo, Martínez y López (2007), Tenjo, Charry, López y Ramírez (2008), y López, Prada y Rodríguez (2008), estiman que las imperfecciones del mercado financiero juegan un gran papel en las decisiones de inversión en Colombia. López (1994) explica las imperfecciones financieras que enfrentan los hogares.

Quizás son las imperfecciones inherentes al negocio bancario (un canal bancario) las más importantes en la transmisión de la política monetaria en Colombia y ellas complican la transmisión de esos choques exógenos. La disposición de los bancos a prestar en los períodos de auge también puede deberse a que el precio en dólares de las exportaciones es alto cuando las entradas de capital son abundantes. Los bancos llegan a la conclusión de que sus clientes tendrán pocas dificultades en

financiar sus préstamos en dólares y los ingresos en dólares impulsan el crédito local a la manera de un sistema de acelerador financiero (Bernanke, Gertler y Gilchrist, 1998). Como cosa importante, este mecanismo explicaría la correlación entre el PIB del sector de bienes no transables y el precio en dólares de las exportaciones, que nos cuestionó en la Sección 4.1 .

Otro rasgo atractivo de esta última explicación es que reconoce que la inversión en países como Colombia es mucho más riesgosa que en los países que ofrecen el capital, y por lo tanto explica también por qué mayores flujos de capital no necesariamente significan crecimiento más acelerado (López, 1999 y Prasad, Rajan y Subramanian, 2007).

Finalmente, es difícil, si no imposible, explicar estas respuestas en un modelo para Colombia que no incluya fricciones financieras (Suescún, 1997), aunque reconocemos que queda mucho por hacer para comprender bien la naturaleza de estas ineficiencias.

En conclusión, hemos hecho progresos importantes en comprender la importancia de estas fuerzas externas en el ciclo del PIB de Colombia. Una explicación que parece muy consistente con nuestros hallazgos tiene que ver con la predilección por un comportamiento procíclico por parte de los bancos en su actividad prestamista, la cual, a su turno, puede estar relacionada con la existencia de profundas fricciones financieras. Otro factor puede ser que las políticas fiscal y monetaria no son lo suficientemente contracíclicas. Especulamos es que esto puede tener que ver con una tendencia de la tasa de cambio a sobrereaccionar o a quedarse corta en su respuesta durante el ciclo, que lo vemos como una consecuencia del carácter procíclico de los préstamos bancarios.

## 5 Comparación con Canadá

Hasta ahora hemos encontrado que los movimientos cíclicos en el precio en dólares de las exportaciones, el PIB mundial y los flujos de capital afectan el PIB real de Colombia en el impacto y hasta un año después. Hicimos un seguimiento de los canales a través de los cuales esto puede suceder y concluimos que el efecto puede deberse a que el sistema financiero es procíclico, mientras que las políticas económicas no son suficientemente contracíclicas. Sería entonces interesante comparar estos hallazgos con cifras de un país desarrollado. Canadá parece un buen candidato, dado que es una economía pequeña y abierta en la cual los productos básicos tienen gran participación en las exportaciones y porque recibe montos considerables de inversión extranjera directa (Cross y Ghanem 2005). En esta sección reproducimos muchos de nuestros resultados para Canadá. Los datos que usamos se describen en el Apéndice 9.1, y tratamos de que fueran tan cercanos a los datos disponibles para Colombia como fuera posible, sin embargo no fue posible conseguir algunas series para todo el período de la muestra.

Nuestro primer cuadro, el Cuadro 15, es el equivalente para Canadá del Cuadro 3, que muestra el impacto del precio de las exportaciones, el precio de las importaciones, los flujos de capital y el PIB mundial, sobre el PIB real canadiense. Recuérdese que este impacto se basa en que todas las demás variables están fijas y, por lo tanto, es inobservable en los datos.

**Cuadro 15. Elasticidades del impacto estimadas y contribución cíclica de las variables internacionales al PIB real de Canadá**

	Desviación estándar del ciclo de las series iniciales	Promedio de la elasticidad de impactos sobre el PIB				Promedio de la amplitud de la contribución del ciclo (pp del ciclo del PIB)	Desviación estándar del ciclo de la contribución (pp del ciclo del PIB)
	(% de la tendencia)					1970-2007	1970-2007
	1970-2007	1970-89	1990-2007	2007	1970-2007	1970-2007	
Precio de las exportaciones	12,81	0,25	0,36	0,35	3,19	3,05	
Precio de las importaciones	9,70	-0,24	-0,34	-0,33	3,15	1,90	
Cuenta de capital y financiera					3,74	1,97	
PIB mundial	2,16	0,25	0,36	0,35	1,00	0,92	
Términos de intercambio					4,35	1,54	
PIB real per cápita					1,05	3,31	

Fuente: Cálculos propios.

El mensaje más importante del Cuadro 15 es que nuestras aproximaciones indican que el impacto de esos choques en Canadá es, proporcionalmente, tan grande como en Colombia. De hecho, el PIB mundial, el precio de las exportaciones tienen más grandes, dado que Canadá está más abierto al comercio internacional. Esto es válido en términos de elasticidades, y en términos de la desviación estándar de la contribución.

El Cuadro 16 presenta la correlación entre las variables y el PIB real y entre ellas mismas.

## Cuadro 16. Estimativos de la correlación entre las variables

### exógenas y el PIB a lo largo del ciclo en Canadá (1970-2007)

		Precio de exportaciones	Precio de importaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial	Ciclo del PIB real per cápita
Precio de las importaciones	Correlación clásica	<b>0,89</b>				
	Estadístico t	13,10				
	Correlación robusta	<b>0,89</b>				
	Estadístico t	11,90				
	Tau b de Kendall	<b>0,74</b>				
	Significancia	0,00				
Cuenta de capital y financiera	Correlación clásica	0,20	<b>0,42</b>			
	Estadístico t	1,25	2,78			
	Correlación robusta	0,20	<b>0,57</b>			
	Estadístico t	1,25	4,15			
	Tau b de Kendall	0,11	<b>0,23</b>			
	Significancia	0,35				
PIB mundial	Correlación clásica	-0,19	<b>-0,50</b>	<b>-0,45</b>		
	Estadístico t	-1,13	-3,48	-3,01		
	Correlación robusta	-0,10	<b>-0,46</b>	<b>-0,65</b>		
	Estadístico t	-0,63	-3,08	-5,08		
	Tau b de Kendall	-0,06	<b>-0,26</b>	<b>-0,37</b>		
	Significancia	0,63	0,02	0,00		
Ciclo del PIB real per cápita	Correlación clásica	<b>0,43</b>	<b>0,33</b>	0,03	<b>0,38</b>	
	Estadístico t	2,83	2,10	0,18	2,46	
	Correlación robusta	<b>0,41</b>	<b>0,31</b>	0,01	<b>0,44</b>	
	Estadístico t	2,70	1,94	0,03	2,92	
	Tau b de Kendall	<b>0,31</b>	<b>0,28</b>	0,14	<b>0,19</b>	
	Significancia	0,01	0,01	0,22	0,10	
Términos de intercambio	Correlación clásica	<b>0,86</b>	<b>0,57</b>	-0,12	0,25	<b>0,44</b>
	Estadístico t	10,02	4,12	-0,70	1,56	2,90
	Correlación robusta	<b>0,85</b>	<b>0,49</b>	-0,18	<b>0,38</b>	<b>0,43</b>
	Estadístico t	9,62	3,35	-1,11	2,49	2,86
	Tau b de Kendall	<b>0,72</b>	<b>0,45</b>	-0,07	0,17	<b>0,29</b>
	Significancia	0,00	0,00	0,53	0,14	0,01

Notas: Negrilla indica significancia al 10%.

Los factores externos están en términos de contribuciones.

La contribución del precio de las importaciones se había multiplicado por -1.

Fuente: Cálculos propios.

Es interesante que la correlación entre el ciclo del precio de las exportaciones y el PIB real, y entre el PIB mundial y el PIB real de Canadá, son ambas positivas y significativas. El estadístico tau b de Kendall confirma que ambos ciclos, sobre todo el de el precio de las exportaciones, están sincronizados con el ciclo del PIB real. A primera vista esto parece similar al caso colombiano, pero todavía no sabemos si en Canadá opera el mismo mecanismo de un sector financiero procíclico o si simplemente se trata de una economía abierta para la cual el comercio internacional es importante.

Una diferencia importante consiste en que en Canadá el ciclo de los flujos de capital no está tan correlacionado ni tan sincronizado con el ciclo de los negocios como lo está en Colombia. Esto puede parecer sorprendente en un primer momento, pues Canadá también recibe flujos importantes de IED para su sector de recursos naturales. Esto nos sugiere que es más

probable que después de un aumento en el ingreso nacional los canadienses, inviertan una mayor proporción de tal aumento en el exterior, de manera que la correlación con el volumen de PIB real se haga irrelevante. Sobre esta base, no nos inclinamos a sostener que los flujos de capital son débilmente exógenos en el caso canadiense.

Cuando miramos a las relaciones entre los choques, encontramos que el ciclo del precio de las exportaciones y el ciclo de los flujos de capital no están correlacionados ni sincronizados, contrario al caso colombiano. El ciclo del PIB mundial, que esencialmente es el del PIB de Estados Unidos, no está correlacionado con el ciclo del precio de las exportaciones y está negativamente correlacionado con el ciclo de los flujos de capital. Existe entonces otra diferencia con Colombia en el sentido de que puede haber ocasiones en las que el PIB de los Estados Unidos crece fuertemente pero el precio de las exportaciones en dólares no crece, y esto le concede a Canadá alguna cobertura.

En cuanto al precio de las importaciones, el ciclo es muy similar al del precio de las exportaciones y por lo tanto debemos abstenernos de hacer interpretaciones, tal como ocurre en el caso de Colombia. No reportamos las medidas de coincidencia de Harding y Pagan pero podemos confirmar que arrojan conclusiones muy similares a las de estadístico tau b de Kendall mencionado anteriormente. También estimamos nuestro modelo estructural de series de tiempo para cada una de las series canadienses (Sección 3.4) y encontramos que son muy similares a las colombianas en términos del grado de reversión al promedio. Por ejemplo, tal como en el caso colombiano, la única serie que presentó una varianza significativa en el componente no cíclico de la varianza de la tasa total de crecimiento fue el PIB mundial, aunque la relación fue menos que la de Colombia, 0,08 en lugar de 0,23. Los niveles estimados de persistencia de los choques también resultaron muy similares.

En conclusión, a primera vista el efecto del precio real de las exportaciones y el PIB mundial en términos del tamaño de la contribución en impacto al PIB, movimientos conjuntos, y grado de reversión al promedio, parece muy similar al caso colombiano. La principal diferencia está en el comportamiento del ciclo de los flujos de capital, que ya no está correlacionado positivamente con el ciclo del PIB canadiense.

¿Se ven las mismas relaciones entre los componentes de gasto del PIB real y nuestras contribuciones en impacto a lo largo del ciclo? El Cuadro 17 reporta los resultados y muestra que hay algunas diferencias importantes.

## Cuadro 17. Correlaciones entre los factores externos

### y los componentes del PIB de Canadá por el lado del gasto

		Precio de exportaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial
Ciclo consumo real per cápita de los hogares	Correlación clásica	<b>0,56</b>	0,21	<b>0,38</b>
	Estadístico t	4,04	1,28	2,50
	Correlación robusta	<b>0,56</b>	0,08	<b>0,41</b>
	Estadístico t	4,03	0,51	2,69
	Tau b de Kendall	<b>0,36</b>	0,18	<b>0,29</b>
	Significancia	0,00	0,11	0,01
Ciclo consumo real per cápita del Gobierno	Correlación clásica	<b>0,65</b>	<b>0,45</b>	-0,21
	Estadístico t	5,12	2,98	-1,26
	Correlación robusta	<b>0,67</b>	<b>0,49</b>	-0,27
	Estadístico t	5,43	3,38	-1,66
	Tau b de Kendall	<b>0,43</b>	<b>0,31</b>	-0,12
	Significancia	0,00	0,01	0,31
Ciclo formación bruta de capital real per cápita	Correlación clásica	<b>0,45</b>	0,19	<b>0,50</b>
	Estadístico t	3,05	1,18	3,47
	Correlación robusta	<b>0,55</b>	0,11	<b>0,43</b>
	Estadístico t	3,99	0,65	2,84
	Tau b de Kendall	<b>0,38</b>	0,14	<b>0,32</b>
	Significancia	0,00	0,21	0,01
Ciclo de las exportaciones	Correlación clásica	<b>-0,68</b>	<b>-0,33</b>	<b>0,46</b>
	Estadístico t	-5,50	-2,10	3,11
	Correlación robusta	<b>-0,71</b>	<b>-0,43</b>	<b>0,37</b>
	Estadístico t	-6,12	-2,83	2,40
	Tau b de Kendall	<b>-0,46</b>	<b>-0,25</b>	<b>0,27</b>
	Significancia	0,00	0,03	0,02
Ciclo de las importaciones	Correlación clásica	0,01	0,15	<b>0,52</b>
	Estadístico t	0,07	0,92	3,69
	Correlación robusta	-0,05	-0,11	<b>0,51</b>
	Estadístico t	-0,31	-0,64	3,51
	Tau b de Kendall	0,09	0,06	<b>0,28</b>
	Significancia	0,42	0,62	0,01
Ciclo de la inversión pública	Correlación clásica	<b>0,59</b>	0,05	0,06
	Estadístico t	4,37	0,31	0,37
	Correlación robusta	<b>0,59</b>	0,15	0,00
	Estadístico t	4,41	0,93	0,00
	Tau b de Kendall	<b>0,39</b>	0,09	0,02
	Significancia	0,00	0,42	0,86
Ciclo de la inversión privada	Correlación clásica	<b>0,53</b>	0,12	<b>0,45</b>
	Estadístico t	3,76	0,72	3,01
	Correlación robusta	<b>0,66</b>	<b>0,38</b>	0,25
	Estadístico t	5,29	2,47	1,55
	Tau b de Kendall	<b>0,43</b>	0,14	<b>0,30</b>
	Significancia	0,00	0,22	0,01

Notas: Negrilla indica significancia al 10%.

Los factores externos están en términos de contribuciones.

Todas las series están en términos per cápita antes de extraer la tendencia.

Fuente: Cálculos propios.

En primer lugar, el consumo de los hogares y la inversión están fuertemente correlacionados con el precio en dólares de las exportaciones y el PIB mundial como en el caso colombiano. Pero estos componentes del gasto no están correlacionados con la cuenta de capital, siendo esta una gran diferencia con Colombia.

Nótese, sin embargo, que el valor real de la inversión privada (valor nominal deflactado por el IPC) sí lo está, sugiriendo que mientras que el monto del gasto en inversión puede ser cíclico con estas fuerzas, el volumen o el potencial productivo

no lo es. De otra parte, el consumo del gobierno parece estar relacionado con la variable del precio de las exportaciones, a diferencia del caso colombiano; sin embargo, tal como en Colombia, está relacionado con la cuenta de capital. El ciclo del volumen de las exportaciones está correlacionado fuertemente con el PIB mundial, lo que también es válido en el caso del volumen de las importaciones. Claramente el crecimiento de Estados Unidos tiene importancia para el volumen del comercio canadiense.

En resumen, una de las diferencias clave es que los flujos de capital no están correlacionados ni con el consumo ni con la inversión privada en contraste con el caso colombiano. Esto sugiere que el sector privado canadiense enfrenta menos restricciones de financiación. El ciclo del precio de las exportaciones en dólares de Estados Unidos es importante para el consumo privado y público a lo largo del ciclo.

Señalamos que los ciclos del precio de las exportaciones, en dólares de Estados Unidos de un lado y en dólares canadienses de otro lado, están fuertemente correlacionados (lo que no era el caso en Colombia); esto significa que alzas en el precio en dólares americanos de las exportaciones sí se transmiten más a ganancias en moneda local.

Nos referiremos ahora a las correlaciones con la tasa de cambio real, las variables financieras y el acervo de capital físico a lo largo del ciclo, que están en el Cuadro 18.

## Cuadro 18. Correlaciones entre los factores externos

### y las variables financieras en Canadá

		Precio de las exportaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial
Ciclo de la tasa de cambio real	Correlación clásica	<b>-0,49</b>	-0,13	-0,08
	Estadístico t	-3,33	-0,79	-0,50
	Correlación robusta	<b>-0,38</b>	-0,09	-0,14
	Estadístico t	-2,45	-0,57	-0,86
	Tau b de Kendall	<b>-0,32</b>	-0,09	<b>-0,38</b>
	Significancia	0,00	0,42	0,00
Ciclo del crédito neto real per cápita	Correlación clásica	<b>0,48</b>	0,05	0,02
	Estadístico t	3,24	0,28	0,13
	Correlación robusta	<b>0,62</b>	0,08	<b>0,29</b>
	Estadístico t	4,80	0,48	1,81
	Tau b de Kendall	<b>0,42</b>	-0,02	<b>0,39</b>
	Significancia	0,00	0,90	0,00
Ciclo del M3 real per cápita	Correlación clásica	<b>0,72</b>	0,21	0,14
	Estadístico t	6,28	1,30	0,88
	Correlación robusta	<b>0,69</b>	0,24	<b>0,28</b>
	Estadístico t	5,66	1,46	1,73
	Tau b de Kendall	<b>0,59</b>	0,13	<b>0,55</b>
	Significancia	0,00	0,26	0,00
Ciclo del ahorro real per cápita	Correlación clásica	<b>0,66</b>	<b>0,32</b>	<b>-0,41</b>
	Estadístico t	5,27	2,02	-2,67
	Correlación robusta	<b>0,65</b>	<b>0,57</b>	<b>-0,43</b>
	Estadístico t	5,17	4,19	-2,83
	Tau b de Kendall	<b>0,45</b>	<b>0,21</b>	<b>0,27</b>
	Significancia	0,00	0,06	0,02
Ciclo del acervo de capital per cápita	Correlación clásica	<b>0,67</b>	0,12	0,19
	Estadístico t	5,48	0,74	1,15
	Correlación robusta	<b>0,62</b>	0,11	<b>0,36</b>
	Estadístico t	4,79	0,64	2,30
	Tau b de Kendall	<b>0,45</b>	0,12	<b>0,47</b>
	Significancia	0,00	0,29	0,00

Notas: Negrilla indica significancia al 10%.

Los factores externos están en términos de contribuciones.

Fuente: Cálculos propios.

Tal como en el caso de Colombia, hay una apreciación de la tasa de cambio real siempre que los precios de las exportaciones en dólares de Estados Unidos estén por encima de la tendencia. En la ausencia de más evidencia podemos decir que esto es consistente con que el consumo sea sensible al precio en dólares de las exportaciones y también consistente con nuestro argumento de la Sección 4.4 respecto a que la apreciación se deba a una mayor elasticidad de ingreso y rigideces en la oferta de bienes no transables; pero estimamos que la sensibilidad de la tasa de cambio real al precio de las exportaciones es mucho menor en el caso canadiense. La estimación por MCO del coeficiente de corto plazo, en una regresión del precio de las exportaciones sobre el ciclo de la tasa de cambio real, es -0,4 para Canadá, comparado con -1,7 para Colombia<sup>4</sup>. No es

<sup>4</sup>La regresión se hizo con el ciclo de la tasa de cambio real contra un constante, el ciclo del precio de las exportaciones y dos rezagos del ciclo de la tasa de cambio real. Todos los coeficientes resultaron significativos y las pruebas LM indicaron que no había correlación serial en ninguno de los casos.

sorprendente que el ciclo de la tasa de cambio real en Colombia sea casi cuatro veces más volátil que el canadiense (juzgando por la relación de las desviaciones estándar), en respuesta a un ciclo del precio de las exportaciones de volatilidad similar.

Otra diferencia importante es que la tasa de cambio real en Canadá no está relacionada con el ciclo de flujos de capital, como en Colombia. Hay dos posibles razones por las cuales la tasa de cambio es menos sensible a los flujos de capital en Canadá. Primero, puede ser que los flujos de capital se reinviertan en el exterior o se gasten en relativamente mayor proporción en bienes transables. En segundo lugar, los flujos de ingresos netos de capital a Canadá no son tan exógenos como en Colombia y reflejan las decisiones activas de los canadienses de reinvertir algunas de sus ganancias por exportaciones en el exterior. Evidencia de esta segunda posibilidad se encuentra en el hecho de que los activos y los pasivos de los bancos locales no están relacionados con los flujos de ingreso de capital a lo largo del ciclo. Una relación significativa y positiva se evidencia después de un año y es más débil que para Colombia. Tampoco en este caso se relaciona negativamente el ahorro de los hogares con los flujos de capital. El ciclo del ahorro en Canadá es positivamente y significativamente correlacionado con los ciclos de flujos de capital y precio de las exportaciones completamente opuesto con el caso colombiano. Estos resultados son consistentes con las comparaciones de Lane y Tornell entre los países de la OCDE y los de América Latina (Lane y Tornell, 1998), sugiriendo que, a diferencia de Colombia, en Canadá las ganancias en ingreso nacional por exportaciones, tienen mayor probabilidad de reinvertirse en el exterior que de gastarse en el país.

El ciclo del acervo de capital depende del ciclo del precio en dólares de las exportaciones y del PIB mundial, pero no en el de los flujos internacionales de capital. Nuevamente esto puede deberse a que las ganancias de ingresos del exterior se invierten y a que no se requiere financiación externa para apoyar esa inversión. No contamos con series de datos del PIB sectorial en Canadá, pero esperaríamos que el ciclo de la producción del sector de no transables no fuera tan sensible al precio de las exportaciones y al PIB mundial como lo es en Colombia.

En conclusión, a nivel agregado no parece haber mucha diferencia entre Canadá y Colombia. Por ejemplo, la relación entre la desviación estándar del consumo sin tendencia y el PIB real sin tendencia es 1 en Colombia, comparada con 0,94 en Canadá. Sin embargo una vez miramos las relaciones entre estos choques exógenos con los componentes del PIB real y con variables financieras, vemos que hay grandes diferencias en la forma como reaccionan estas dos economías. Aunque un mayor precio de las exportaciones en dólares de Estados Unidos parece estimular el consumo tanto privado como público en Canadá, una mayor parte de ese ingreso se ahorra y, posiblemente, se ahorra en el exterior. Esto significa que la tasa de cambio se aprecia menos y que hay un menor dilema para la política monetaria. Puede muy bien ser que la inversión canadiense esté

sometida a menores riesgos y rezagos que la inversión colombiana, o que las firmas canadienses pueden utilizar ahorro local para financiar esa inversión. En cualquier caso, las ganancias por mayores ingresos de exportación parecen no mantenerse en el sistema bancario doméstico, ni éste tiene tendencia a expandir el crédito, como en Colombia.

## 6 Suavización en el ciclo del capital

Sería útil explorar más esas diferencias entre Colombia y Canadá. Ahora comparamos nuestros cálculos para ambos países con lo que esperaríamos encontrar en un modelo sin fricciones financieras. Retornemos a nuestro modelo de la Sección 2.1.

De las soluciones de ese modelo podemos ver que la varianza del capital, la del choque, y sus covarianza son:

$$\begin{aligned} E \left[ (\widehat{k}_t)^2 \right] &= \frac{q^2 E \left[ (\widehat{z}_t)^2 \right] + 2q\lambda_1\rho_z E \left[ \widehat{k}_t, z_t \right]}{1 - \lambda_1^2}, \\ &= \frac{q^2 E \left[ (\widehat{z}_t)^2 \right]}{1 - \lambda_1^2} \left( 1 + \frac{2\lambda_1\rho_z}{(1 - \lambda_1\rho_z)} \right), \\ &= \frac{q^2 E \left[ (\widehat{z}_t)^2 \right]}{1 - \lambda_1^2} \left( \frac{1 + \lambda_1\rho_z}{1 - \lambda_1\rho_z} \right); \end{aligned}$$

$$E \left[ (\widehat{\eta}_t)^2 \right] = (1 - \alpha_1 - \alpha_2)^2 E \left[ (\widehat{z}_t)^2 \right];$$

y

$$\begin{aligned} E \left[ \widehat{k}_t, \widehat{\eta}_t \right] &= (1 - \alpha_1 - \alpha_2) E \left[ \widehat{k}_t, z_t \right], \\ &= (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \frac{qE \left[ (\widehat{z}_t)^2 \right]}{(1 - \lambda_1\rho_z)}; \end{aligned}$$

cuándo todas las variables están medidas correctamente como desviación con respecto al estado estacionario y al usar

$$E \left[ \widehat{k}_t, z_t \right] = \frac{qE \left[ (\widehat{z}_t)^2 \right]}{(1 - \lambda_1\rho_z)}.$$

Entonces, la correlación entre el capital sin tendencia y el impacto del choque sin tendencia está dada por:

$$\begin{aligned}
& \text{Corr} [\widehat{k}_t, \widehat{\eta}_t] \\
& \equiv \frac{E [\widehat{k}_t, \widehat{\eta}_t]}{\left( E \left[ (\widehat{k}_t)^2 \right] \right)^{0.5} \left( E \left[ (\widehat{\eta}_t)^2 \right] \right)^{0.5}}, \\
& = \frac{(1 - \lambda_1^2)^{0.5}}{(1 - \lambda_1 \rho_z)} \left( \frac{1 - \lambda_1 \rho_z}{1 + \lambda_1 \rho_z} \right)^{0.5}, \\
& = \left( \frac{1 - [\lambda_1]^2}{1 - [\lambda_1 \rho_z]^2} \right)^{0.5}.
\end{aligned}$$

Nótese primero que esta correlación siempre es positiva: un choque de progreso tecnológico siempre conduce a más capital.

Pero la magnitud de la correlación contemporánea depende críticamente del grado de persistencia (cuando dicha persistencia

$\rho_z$  es positiva):  $\frac{\Delta \text{Corr}[\widehat{k}_t, \widehat{\eta}_t]}{\Delta \rho_z} > 0$ . Cuanto más persistente es el choque, mayor es la contribución al ingreso permanente y

más veremos que crece el capital después del impacto, de manera que el consumo futuro está respaldado por una mayor capacidad productiva. En contraste un choque transitorio no necesitará mucha inversión. Además, según nuestra teoría,

la tendencia misma está aumentando en la persistencia:  $\frac{\Delta^2 \text{Corr}[\widehat{k}_t, \widehat{\eta}_t]}{\Delta \rho_z^2} > 0$ , tal como el incentivo para suavizar el consumo

disminuye desproporcionalmente con la persistencia del choque.

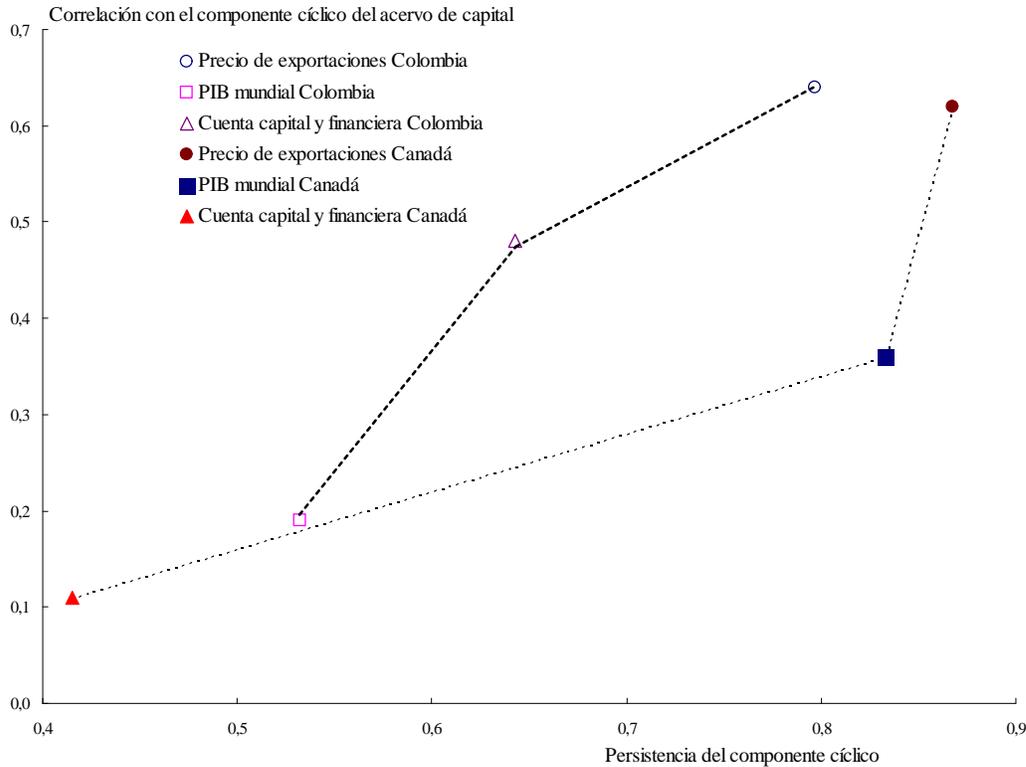
Argumentamos que este resultado de suavización es válido en un amplio tipo de modelos para una amplia gama de choques. La razón es que en muchos modelos, inclusive más complicados, el capital es una variable del estado que no salta, y entonces estos modelos se resuelven con una expresión autorregresiva para la dinámica del capital en la cual el parámetro autorregresivo es independiente de los parámetros del proceso de los choques exógenos, tal como lo es  $\lambda_1$ . Véase la Ecuación 5.18 de Uhlig (1995) por ejemplo.

Sin embargo, existe un clase de modelos en donde sería improbable que esta relación entre la persistencia del choque y la correlación con el ciclo del acervo de capital se diera. Estos son modelos donde hay fricciones financieras significativas, tales como los modelos de acelerador financiero. Esto ocurriría porque con fricciones financieras la decisión de incrementar o reducir el capital también depende de cuánto agregan esos choques al ingreso contemporáneo y no sólo de cuánto agregan al ingreso futuro, dado que la presencia de un flujo de ingreso presente fuerte disminuye el costo de seguimiento para los prestamistas.

El Gráfico 14 compara la correlación entre cada uno de nuestros choques externos y el acervo de capital (eliminada la

tendencia), con la persistencia del componente cíclico del choque.

**Gráfico 14. Persistencia y correlación del acervo de capital con los choques**



Fuente: Cálculos propios.

La relación que predice nuestro modelo se da en el caso de Canadá. Los flujos de capital son menos persistentes y por lo tanto están menos correlacionados con el acervo de capital. En el otro extremo, a precio de las exportaciones en dólares de los Estados Unidos es muy persistente, lo que prometería más ingresos en el futuro, y por lo tanto está muy correlacionado con el capital cíclico. Y en adición, la tendencia de la relación está aumentando con la persistencia, tal como esperamos de nuestra teoría.

El Gráfico 14 también muestra que esta relación no se cumple completamente en los datos de Colombia. Aunque la correlación está aumentando con la persistencia, la tendencia está ahora disminuyendo. En particular, se muestra que el acervo de capital colombiano responde con demasiada fuerza a los flujos netos de financiación externa, que estimamos son temporales. Esto nos sugiere que las fricciones financieras juegan un papel muy importante en la explicación del mecanismo de transmisión en Colombia ante cambios externos que son muy similares a los de Canadá.

## 7 Conclusiones

Podemos resumir contestando las preguntas que planteamos en la introducción.

- ¿Qué tan grandes y volátiles son los impactos de los factores externos (el efecto inmediato, con las otras variables fijas) sobre las variables locales?

Para responder a esta pregunta, primero construimos medidas de estos impactos, y con ellas, estimamos el impacto del ciclo en el precio real en dólares de las exportaciones, en el PIB mundial real y en los flujos de capital, sobre el ciclo del PIB real de Colombia. Estimamos que esos impactos son grandes; especialmente el movimiento en el precio real de las exportaciones contribuye mucho, en impacto, a la volatilidad del ciclo del PIB real colombiano.

- ¿Cuál es la reacción de variables macroeconómicas locales a estos choques en el primer año?

Para responder, miramos tanto diversas medidas de correlación por parejas como un modelo multivariado que relaciona estos choques con el PIB real. Todas estas variables están fuertemente correlacionadas y sincronizadas con el ciclo del PIB real. Encontramos que el precio real de las exportaciones afecta al PIB durante el primer año en forma importante, al igual que en el momento del impacto: en este caso no hay suavización. La reacción del ciclo del PIB al ciclo de los flujos de capital en el primer año parece ser menor que su impacto inicial pero también fue más difícil de determinar estadísticamente. Es posible que en este caso tampoco hay suavización. En cambio, el efecto del ciclo del PIB mundial en el primer año es probablemente menor que su impacto.

- ¿Cómo están interrelacionadas las variables exógenas?

Encontramos alguna evidencia de que esas variables están correlacionadas entre sí, aunque la correlación entre el ciclo de ingreso de los flujos de capital y del precio de las exportaciones es un fenómeno más reciente.

- ¿Qué tan probable es que estas variables exógenas reviertan a su promedio?

Para responder esta pregunta estimamos un modelo estructural de series de tiempo y encontramos que en casi todos los casos la varianza del componente cíclico domina la varianza total de las series. Esto no es tan definitivo en el caso del PIB mundial.

- ¿A qué sectores impactan?

Encontramos que todos estos choques afectaron al consumo de los hogares y a la inversión y, dentro de ésta, especialmente a la inversión privada. El efecto cíclico sobre la inversión fue tan grande que se transmitió al acervo de capital. Estos ciclos externos afectaron también el ingreso salarial de los hogares. Es interesante que el PIB del sector de bienes no transables sea procíclico con estos choques, de una manera que no se da en la producción de bienes transables. Los movimientos cíclicos de estas fuerzas estimulan el crédito y los depósitos cíclicos de las instituciones financieras colombianas en el primer año del impacto. La tasa de cambio real está muy fuertemente correlacionada con todos estos choques, y la elasticidad sugiere fuertes apreciaciones en los períodos de auge y profundas devaluaciones en las recesiones.

- ¿Es esto lo que debemos esperar de un país en desarrollo o más bien de cualquier país exportador de bienes primarios?

Respondimos esta pregunta comparando a Colombia con Canadá. En el momento del impacto estos choques son igualmente grandes en Canadá y, con la notable excepción de los flujos de ingreso de capital, allá están más o menos tan fuertemente correlacionados con el ciclo del PIB como lo están en el caso colombiano. Sin embargo, a nivel desagregado comienzan a aparecer diferencias importantes. En Canadá los depósitos y el crédito del sector bancario, el ahorro de los hogares y la apreciación de la tasa de cambio real no estuvieron positivamente correlacionadas con los flujos de ingreso de capital durante el ciclo. Además, el ahorro de los hogares canadienses está positivamente correlacionado con el cambio en el precio en dólares de los Estados Unidos de las exportaciones, no negativamente como en Colombia.

Para resumir, en este trabajo hemos mostrado cómo la política monetaria en Colombia se formula como reacción a factores externos muy poderosos. Pensamos que el dilema de la política monetaria se hace más difícil dadas las fricciones financieras que llevan al sector bancario a reaccionar al ciclo externo del ingreso y de disponibilidad de financiación. Así, las ganancias de desarrollos externos favorables se canalizan a gasto en bienes no transables, cuya oferta es inelástica, y no se reinvierte lo suficiente en el exterior. Esto crea grandes revaluaciones de la moneda en períodos de auge, lo que dificulta las decisiones de política monetaria. Por lo tanto, con frecuencia la política monetaria en Colombia es una respuesta a una situación en la cual ciclos grandes aunque temporales en los mercados financieros globales no se amortiguan sino se amplifican por las ineficiencias del sector financiero local.

Se necesita trabajo adicional para establecer si la política monetaria, simplemente siendo más agresivamente contracíclica podría actuar contra estas fuerzas o si para que estos ciclos se estabilicen se requiere que la acompañen una mayor estabilidad financiera y políticas fiscales. Nuestro objetivo era demostrar que la política monetaria colombiana no se traza en un vacío, y creemos que lo hemos demostrado en forma clara.

## 8 Bibliografía

Abrego, L. y Österholm, P. (2008). “External Linkages and Economic Growth in Colombia: Insights from a Bayesian VAR Model”, IMF Working Paper, No. 46, International Monetary Fund (IMF).

Aguiar, M. y Gopinath, G. (2007). “Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend”, *Journal of Political Economy*, June, Vol. 115, pp. 69-102.

Arias, A. y Carrasquilla, A. (1996). “Tipo de cambio real en Colombia ¿Qué pasó?” Borradores de Economía, No. 64, Banco de la República.

Arias, A. y Zuleta, H. (1997). “Tasa de cambio real e inversión: La experiencia de 1990-1996”, Borradores de Economía, No. 76, Banco de la República.

Athukorala, P. y Rajapatirana, S. (2003). “Capital Inflows and the Real Exchange Rate: A Comparative Study of Asia and Latin America”, *The World Economy*, Vo. 26, No. 4.

Backus, D. (1993). “Interpreting Comovements in the Trade Balance and the Terms of Trade”, *Journal of International Economics*, No. 34, pp. 375-387.

Bernanke, B., Gertler, M. y Gilchrist, S. (1998). “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, NBER Technical Working Papers, No. 6455, National Bureau of Economic Research (NBER).

Borensztein, E., De Gregorio, J. y Lee, W. (1998). “How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?” *Journal of International Economics*, June, Vol. 45, pp. 115-35.

Bosworth, B. y Collins, S. (1999). “Capital Flows to Developing Economies: Implications for Saving and Investment”, *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, pp. 143-69.

Bound, J., Jaeger, D. y Baker, R. (1993). “The Cure Can Be Worse than the Disease: A Cautionary Tale Regarding Instrumental Variables”, NBER Technical Working Papers, No. 0137, National Bureau of Economic Research (NBER).

Burstein, A., Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (2005), “The Importance of Nontradable Goods’ Prices in Cyclical Real Exchange Rate Fluctuations”, NBER Working Papers, No. 11699, National Bureau of Economic Research (NBER).

Bussolo, M. y Roland, D. (1997). “Colombia and the NAFTA”, FEDESARROLLO Working Paper Series, October, No. 2, Fedesarrollo.

Caballero, C. y Urrutia, M. (2006). *Historia del sector financiero en Colombia en el siglo XX*, Norma.

Calvo, G., Leiderman, L. y Carmen M. Reinhart (1993). “Capital Inflows to Latin America: The Role of External

Factors”, IMF Staff Papers, March, Vol. 40, No. 1, International Monetary Fund (IMF).

Cardarelli, R., Elekdag, S. y Kose, A. (2007). “Managing large capital inflows”, Publication: World Economic Outlook, Chapter 3.

Cárdenas, M. (1997). La tasa de cambio en Colombia. Cuadernos de Fedesarrollo No.1, Fedesarrollo.

Cárdenas, M. y Escobar A. (1998). “Saving determinants in Colombia: 1925-1994”, Journal of Development Economics, Vol. 57, pp. 5-44.

Cárdenas, M. (2005). “Crecimiento Económico en Colombia 1970-2005”, Coyuntura Económica, XXXV2.

Cashin, P., Liang, H. y McDermott, C. (2000). “How Persistent Are Shocks to World Commodity Prices?”, IMF Staff papers, Vol. 47, International Monetary Fund (IMF).

Cassing, S. (1996). “Correctly Measuring Real Value Added”, Review of Income and Wealth, Blackwell Publishing, June, Vol. 42, pp. 195-206.

Contraloría General de la República y Centro de Investigaciones para el Desarrollo (CID) (1988). El Fondo Nacional del Café Evaluación Institucional y Financiera, Ediciones Especiales Contraloría General de la República.

Contraloría General de la República (1986). “La Política Económica y las Perspectivas para 1986”, Economía Colombiana, No. 179, pp. 20-29.

Creel, M. (2005). Econometrics, Online economics textbooks, No. emetr 10, SUNY-Oswego, Department of Economics.

Cross, P. y Ghanem, Z. (2005). “Canada’s natural resources exports”, Feature article, Canadian Economic Observer.

Cuddington, J. (1986). “Bonanza de productos básicos, estabilización macroeconómica y reforma comercial en Colombia”, Ensayos Sobre Política Económica, diciembre, No. 10, pp. 45-100, Banco de la República.

Cummins, J. y Hubbard, G. (1994). “The Tax Sensitivity of Foreign Direct Investment: Evidence from Firm- Level Panel Data”, NBER Working Papers, No. 4703, National Bureau of Economic Research, (NBER).

Davidson, R. y MacKinnon, J. (1993). Estimation and Inference in Econometrics, Oxford, Oxford University Press.

Deardorff, V. y Robert M. (1990). Computational Analysis of Global Trading Arrangements, Ann Arbor: The University of Michigan Press.

Duguay, P. (2006). “Productivity, terms of trade and economic adjustment”, Remarks to the Canadian Association for Business Economics, Kingston, Ontario, August.

Edwards, S. y Végh, C. (1997). “Banks and macroeconomic disturbances under predetermined exchange rates”, NBER

Working Papers No. 5977, National Bureau of Economic Research (NBER).

Edwards, S. (1998). "Capital Flows, Real Exchange Rates, and Capital Controls: Some Latin American Experiences", NBER Working Papers No. 6800, National Bureau of Economic Research (NBER).

Feldstein, M. y Horioka, C. (1980), "Domestic Saving and International Capital Flows", *Economic Journal*, No. 90, pp, 314-329,

Fernández, C. (2005). "La política monetaria y los ciclos económicos en Colombia en los últimos 35 años", *Coyuntura Económica*, XXXV-2.

Food and Agriculture Organization of the United Nations, (2008) *Prodstat*, available at [www.faostat.fao.org](http://www.faostat.fao.org).

Forbes, K., y Rigobon, R. (2002). "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements", *Journal of Finance*, October, American Finance Association, vol. 57(5), pp. 2223-2261.

Gavin, M., Hausmann, R., Perotti, R. y Talvi, E. (1996). "Volatility, Procyclicality, and Limited Creditworthiness", OCE Working Papers Series, No. 326, Inter American Development Bank (IADB).

Geweke, J. (2005). *Contemporary Bayesian Econometrics and Statistics*, John Wiley and Sons, Ltd: New Jersey.

Harberger, A. (1950). "Currency depreciation, income, and the balance of trade", *Journal of Political Economy*, No. 58, pp. 47-60

Harding, D. y Pagan, A. (2002). "Dissecting the cycle: a methodological investigation", *Journal of Monetary Economics*, March, Vol. 49, Issue 2, pp. 365-381.

Hausman, J. (1978). "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, No. 46, pp. 1251-1272.

Hausmann, R. y Fernandez, E. (2000). "Foreign Direct Investment: Good Cholesterol?", Research Department Working Paper, March, No. 417, Inter-American Development Bank (IADB).

Harvey, A. (1990). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter* Cambridge University Press.

International Monetary Fund (IMF) (2003). "Foreign Direct Investment in Emerging Market Countries", Report of the Working Group of the Capital Markets Consultative Group (CMCG), September.

Izquierdo, A., Romero, R. y Talvi, E. (2008). "Booms and busts in Latin America: The role of external factors", Workig Paper IADB, February, No. 631, Inter-American Development Bank (IADB).

Junguito, R. y Pizarro, D. (1978). *Producción de café en Colombia*, Fedesarrollo.

Kaminsky, G., Reinhart, C. y Vegh, C. (2004). "When it Rains, it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic

Policies”, NBER Working Papers, No. 10780, National Bureau of Economic Research (NBER).

Kravis, I., Heston, A. y Summers, R. (1983). “The Share of Services in Economic Growth” in *Global Econometrics: Essays in Honour of Lawrence B Klein*, F. G. Hickman, MIT Press Cambridge, pp. 188-218.

Kumar, A. (2007). “Does Foreign Direct Investment Help Emerging Economies?”, *Economic Letter—Insights from the Federal Reserve Bank of Dallas*, January, Vol. 2, No. 1, Federal Reserve Bank of Dallas.

Lane, R. y Tornell, A. (1998). “Why aren’t savings rates in Latin America procyclical?”, *Journal of Development Economics*, October, Vol. 57, pp. 185-199.

Laursen, S. y Metzler, A. (1950). “Flexible exchange rates and the theory of employment”, *Review of Economic and Statistics*, No. 32, pp. 281-299.

LeSage, J. (2003). *Econometrics toolbox*. Available at <http://www spatialeconometrics.com/>.

Lo, A. y Mackinlay, C. (1988): “Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test”, *The Review of Financial Studies*, No. 1, pp. 41-66.

López, A. (1994). *La Teoría del Ingreso Permanente y las Restricciones de Liquidez en Colombia*, in R. Steiner (ed.), *Estabilización y Crecimiento, Tercer Mundo-Fedesarrollo*.

López, A. (1999). “Large Capital Flows: Causes, Consequences, and Policy Responses”, *Finance and Development*, Vol. 36, No. 3, International Monetary Fund (IMF).

López, M., Prada, J. y Rodríguez, N. (2008). “Financial Accelerator Mechanism in a Small Open Economy”, *Borradores de Economía*, No. 525, Banco de la República.

Loza, G. (2001), “Tipo de Cambio, Exportaciones e Importaciones: El caso de la economía boliviana”, *Revista de Análisis Económico*, Banco Central de Bolivia (BCB).

Lozano, I. y Toro J. (2007). “Fiscal Policy Throughout the Cycle: The Colombian Experience”, *Borradores de Economía*, No. 434, Banco de la República.

Maddala, G. (1999). *Introduction to Econometrics*, John Wiley and Sons, Ltd: New Jersey.

Maronna, L., Martin, D. y Yohai, V. (2006). *Robust Statistics, Theory and Methods*, John Wiley and Sons, England.

Martínez, G. (2008). “Anatomía de los ciclos económicos en Colombia 1970-2007”, *Borradores de Economía*, No. 496, Banco de la República.

- Mendoza, E. (1995). "The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations", *International Economic Review*, No. 36, pp. 101-137.
- Mishkin, F. (2001). "Financial polices and the prevention of financial crises in emerging market economies", *Policy Research*, October, Working paper No. 2863.
- Neumeayer, P. y Perry, F. (2005). "Business cycles in emerging economies: the role of interest rates", *Journal of Monetary Economics*, No. 52, pp. 345-380.
- Obstfeld, M. y Rogoff, K (1997). *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press.
- Ocampo, J. A. (2007). "La macroeconomía de la bonanza económica latinoamericana", *Revista de la CEPAL*, diciembre, No., 93, pp. 7-29.
- Österholm, P. y Zettelmeyer, J. (2007). "The Effect of External Conditions on Growth in Latin America", *IMF Staff Papers*, International Monetary Fund (IMF).
- Perry, G., Servén L. y Suescún, R. (2007). "Size and Effectiveness of Automatic Fiscal Stabilizers in Latin America" in *Fiscal policy, stabilization, and growth: prudence or abstinence?* World Bank.
- Perry, G. (2008). "Fiscal rules and procyclicality, in *Fiscal Policy, Stabilization, and Growth: Prudence or Abstinence?*", pp. 159-194, Luis Servén (Editor), Guillermo E. Perry (Editor), Rodrigo Suescun (Editor), World Bank.
- Prasad, E., Rajan, R. y Subramanian, A. (2007). "Foreign Capital and Economic Growth", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.38, pp. 153-230.
- Quandt, R. (1960). "Test of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes", *Journal of the American Statistical*, June, Vol. 55, No. 290, pp. 324-330.
- Reinhart, C. y Talvi, E. (1998). "Capital flows and saving in Latin America and Asia: a reinterpretation", *Journal of Development Economics*, October, Vol. 57(1), pp. 45-66.
- Reinhart, C. y Plies, W. (1999). "Saving in Latin America and Lessons from Europe: An Overview", MPRA, No. 6987, University Library of Munich.
- Restrepo, J. y Rincón, H. (2006). "Identifying Fiscal Policy Shocks in Chile and Colombia", *Borradores de Economía*, No. 397, Banco de la Republica de Colombia.
- Rubio O., Ojeda, J. y Montes, E. (2003). "Deuda externa, inversión y crecimiento en Colombia, 1970-2002", *Borradores de Economía*, No. 272, Banco de la República.

Servén, L. (2008). Fiscal Discipline, Public Investment and Growth, in *Fiscal Policy, Stabilization, and Growth: Prudence or Abstinence?*, pp. 195-224, Luis Servén (Editor), Guillermo E. Perry (Editor), Rodrigo Suescun (Editor)

Sheshkin, D. (2000). *The Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures*. Chapman & Hall/CRC New York.

Steiner, R. (1994). *Afluencia de Capitales y Estabilización en América Latina*. TM Editores y Fedesarrollo.

Stock, J. y Watson, M. (1998). "Median Unbiased Estimation of a Coefficient Variance in a time-varying Parameter Model", *Journal of the American Statistical Association*, March, Vo. 93, No. 441, pp. 349-358.

Suescún, R. (1997). "Commodity booms, Dutch Disease, and Real Business Cycles in a Small Open Economy: the Case of Coffee in Colombia", *Borradores de Economía*, No. 73, Banco de la República.

Svensson, L. (2004). "Targeting Rules versus Instrument Rules for Monetary Policy? What Is Wrong with McCallum and Nelson?", unpublished manuscript, August, Princeton University.

Tenjo, F. (1995). "Restricciones Financieras, Comportamiento de las Empresas Manufactureras y Perspectivas para el Desarrollo del Mercado de Capitales en Colombia", *Misión de Estudios para el Mercado de Capitales*.

Tenjo, F., Martínez, J. y López, E. (2007). "Los ciclos de la inversión y su financiamiento en Colombia", *Borradores de Economía*, No. 438, Banco de la República.

Tenjo, F., Charry, L. López, M. y Ramírez, J. (2007) "Acelerador Financiero y Ciclos económicos en Colombia: Un Ejercicio Exploratorio", *Borradores de Economía* No. 451, Banco de la República.

Titelman, D., Pérez, E. y Minzer, R. (2008). "Comparación de la dinámica de los efectos de los choques financieros y los choques de los términos de intercambio en América Latina en el período 1980-2006", *Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)*, Inédito.

Turner, P. (1995). "Capital Flows in Latin America: a new phase", *BIS Economic Papers*, May, No. 44, Bank for International Settlements (BIS).

Uhlig, H. (1995). "A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily", *Discussion Paper 101*, June, The Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Uribe, J. (1995). "Flujos de Capital en Colombia: 1978-1994", *Borradores de Economía*, No. 25, Banco de la República.

Uribe, J. (2007). "Globalization and Colombia's Policy Framework", *LACEA*, October.

Urrutia, M. (2002). *Una visión alternativa: La política monetaria y cambiaria en la última década*, Banco de la República.

Villar, L. y Rincon, H. (2000). "The Colombian economy in the nineties: Capital flows and foreign exchange regimes", Borradores de Economía, No. 149, Banco de la República.

Villar, L. Salamanca, D. y Murcia, A. (2005). "Crédito, Represión financiera y Flujos de Capital en Colombia", Borradores de Economía, No. 322. Banco de la República.

Zettelmeyer, J. (2007). "Growth and Reforms in Latin America: A Survey of Facts and Arguments". IMF Working Paper, No. 06-210, International Monetary Fund (IMF).

## 9 Apéndice

### 9.1 Ápendice: Descripción de los datos

A continuación se presenta una breve descripción de los datos. Una descripción más detallada, junto con los propios datos, se publicará en Internet, lo mismo que el documento.

#### 9.1.1 Datos sobre nuestros factores externos

**Colombia** La cuenta de capital y financiera aparece tal como la mide el Banco de la República y es el flujo anual neto en dólares. También necesitamos el acervo neto de activos externos de la cuenta de capital y financiera. Empezamos con un valor inicial que es la posición neta de inversión internacional, sin reservas ni oro, en 1969. Después acumulamos los flujos de la cuenta de capital y financiera sobre este acervo inicial.

Los deflatores de los precios de las importaciones y las exportaciones se calcularon a partir de las cuentas nacionales en pesos (dividiendo los valores en precios corrientes por los volúmenes en precios constantes) y se convirtieron en dólares utilizando la tasa de cambio promedio de cada año. El PIB mundial se construyó usando los PIB reales y nominales de los Estados Unidos, Venezuela, Ecuador y los países europeos de la OCDE (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico). Las fuentes de estos datos fueron las siguientes: PIB de los Estados Unidos (Bureau of Economic Analysis), Ecuador en valores corrientes (Estadísticas financieras internacionales del FMI [IFS] y Banco Central de Ecuador), Ecuador en valores constantes (Banco Mundial y FMI World Economic Outlook Database), Venezuela (Banco Mundial y FMI World Economic Outlook Database), Europa OCDE es el promedio ponderado del PIB de los 22 países europeos miembros de la OCDE (OECD Statistics). Todas las series se convirtieron a dólares utilizando tasas de cambio de paridad de poder de compra (PPP) de la World Economic Outlook Database del FMI, y los valores reales se transformaron para ser los mismos que los nominales en 1994. Tomamos las participaciones nominales de las exportaciones hacia esos destinos de las cuentas nacionales de Colombia (DANE), y las ajustamos para que sumaran 1 en cada año. El PIB mundial relevante para Colombia se calculó usando un índice de Törnqvist de las tasas de crecimiento del PIB real de cada uno de esos destinos de exportación. El PIB mundial nominal se calculó en forma similar.

**Canadá** La cuenta de capital y financiera es la que mide el IFS del FMI (datos de balanza de pagos). El acervo de activos externos netos se calculó con la misma metodología usada para Colombia, usando los datos de IFS del FMI. Los deflatores

de los precios de las importaciones y las exportaciones provienen de datos de las cuentas nacionales, como se explica más adelante. El PIB mundial relevante para Canadá se construyó utilizando los PIB anuales nominales y reales de los Estados Unidos, Japón, México y los países europeos de la OCDE, con el mismo procedimiento que en el caso de Colombia, aunque desde un punto de vista práctico el PIB de los Estados Unidos hubiera sido una muy buena aproximación.

### 9.1.2 Datos de cuentas nacionales

**Colombia** La fuente de todos los datos de las cuentas nacionales de Colombia es el DANE. Para ajustar por los cambios en la metodología y precios relativos entre las diferentes bases (1970 y 1994) utilizamos las tasas de crecimiento de la base más antigua hasta llegar al dato de nivel de la siguiente base. Todas las series reales se transformaron para corresponder al valor nominal en 1994, es decir, este es el año base de nuestros datos. El consumo de los hogares combina el consumo de los hogares e ISFLSH, dado que las cuentas nacionales más antiguas no los separaban. Todos los datos colombianos de volumen se llevaron a términos per cápita antes de eliminarles la tendencia, utilizando los datos de población del DANE, dado que ha habido cambios importantes en la tasa de crecimiento poblacional durante el período de muestra.

El ingreso nacional nominal más Servicios de Intermediación Financiera (SIFMI) es una serie empalmada para las bases 1975 y 1994 por cambios en la metodología. Hasta 2005 los datos corresponden a datos anuales de la base 1994, sin embargo 2006 y 2007 corresponden al total anual de los datos de la base 1994 trimestrales.

La inversión privada nominal es la suma de la formación bruta de capital fijo de las instituciones financieras y no financieras, los hogares e ISFLSH. La inversión privada y la inversión pública se calcularon con tres bases (1970, 1994 y 2000), pero los niveles se hicieron consistentes con la base de 1994.

El ingreso de los hogares y sus componentes (remuneración salarial, superávit bruto y renta) se calcularon con tres bases (1970, 1994 y 2000), tal como los componentes de inversión. El ingreso y sus componentes incluyen los de las ISFLSH. Las transferencias netas se calcularon como el residuo del ingreso de los hogares después de restarle los otros componentes. Dado que los flujos podían ser negativos, convertimos la serie en un índice, utilizando la misma fórmula del ahorro de los hogares, que describimos más adelante, antes de eliminar la tendencia.

**Canadá** Los datos de cuentas nacionales canadienses del PIB y sus componentes se tomaron del Datastream y de la OCDE. Los datos de la inversión pública y privada son de Datastream. La población se encontró en Statistics Canada.

### 9.1.3 Acervo de capital y las variables financieras y de crédito

**Colombia** La tasa de cambio real se calculó como el promedio de la tasa de cambio nominal en cada año, con los deflatores del PIB correspondientes de Colombia y EE UU.

El monto del valor promedio anual de los depósitos M3 en el sector bancario, es un dato publicado por el Banco de la República. El crédito al sector privado es el de todas las instituciones financieras y lo publica el FMI. El dato que se utiliza es el del saldo a fin de cada año, dado que no se cuenta con promedios anuales. Utilizamos datos del Panorama Bancario del Banco de la República, para completar los valores que pudieran hacer falta.

El ahorro puede ser negativo. Entonces nuestra estimación del ciclo del ahorro se apoyó en la contribución acumulada del ahorro neto real al nivel de ingreso real de los hogares, el cual se construye usando la siguiente fórmula:

$$\Delta \ln S_{Ht} = \frac{1}{\left[1 - \frac{C_{Ht}}{Y_{Ht}}\right]_{s \in (t, t-1)}} \Delta \ln Y_{Ht} - \frac{\left[\frac{C_{Ht}}{Y_{Ht}}\right]_{s \in (t, t-1)}}{\left[1 - \frac{C_{Ht}}{Y_{Ht}}\right]_{s \in (t, t-1)}} \Delta \ln C_{Ht}, \quad S_{Ht=1970} = 100,$$

en donde  $C_{Ht}$  es el consumo y  $Y_{Ht}$  es el ingreso real disponible de los hogares per cápita, ambos para el año  $t$  y usando en ambos casos el IPC para deflactar. Se calculó el ciclo del ahorro real per capita con base en el índice  $S_{Ht}$ .

La serie de acervo de capital se calculó usando un promedio ponderado de Törnqvist del acervo de capital de a) vivienda, b) edificaciones no residenciales, obras públicas y mejoras en los terrenos, c) equipo de transporte y d) maquinaria y equipo, utilizando las participaciones nominales como ponderación. Cada acervo se calculó separadamente a partir de las series de las cuentas nacionales de flujos de inversión bruta, utilizando las tasas de depreciación de la Oficina de Análisis Económico, ajustada hacia abajo en una proporción de 0,8 pues es probable que la depreciación sea un poco menor en Colombia, dado el menor costo del trabajo. Por lo tanto las tasas anuales de depreciación fueron a) vivienda (1,8%), b) edificios no residenciales, etc. (2%), c) equipo de transporte (20%) y d) maquinaria y equipo (10,4%) aproximadas a un punto decimal. Los acervos iniciales de capital se ajustaron para dar una relación entre el acervo agregado inicial de capital y PIB de 1 en 1965, suponiendo que en ese año los acervos de capital estuvieron en la misma proporción que los flujos de inversión.

**Canadá** Los datos de la tasa de cambio real, crédito privado y M3 para Canadá fueron tal como los de Colombia, pero usamos datos de las IFS del FMI en lugar de recurrir directamente a las estadísticas nacionales.

En el caso del acervo de capital canadiense, sólo tenemos datos de los flujos de inversión bruta agregada (real y nominal).

Supusimos una tasa de depreciación de 6,3% y una relación de capital inicial a PIB real de 2,1 en 1969, calculando los acervos por acumulación.

## 9.2 Apéndice 2: Modelo

Para resolver el problema del consumidor construimos el lagrangiano:

$$\begin{aligned} \max_{c_t, h_t, a_t} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+\beta} \right)^{t+s} (c_{t+s})^{-\frac{1}{\sigma}} \\ - E_t \sum_{s=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+\beta} \right)^{t+s} \lambda_{t+s} \left( c_{t+s} + k_{t+s} - \frac{(1-\delta)}{(1+n)} k_{t+s-1} - (k_{t+s})^{\alpha_1} \left( \frac{k_{t+s-1}}{1+n} \right)^{\alpha_2} (e^{z_{t+s}} \Gamma_{t+s})^{1-\alpha_1-\alpha_2} \right). \end{aligned} \quad (14)$$

Las condiciones de primer y segundo orden, son:

$$\begin{aligned} \left( \frac{1}{1+\beta} \right)^t (c_t)^{-\frac{1}{\sigma}} - \left( \frac{1}{1+\beta} \right)^t \lambda_t &= 0; \\ - \left( \frac{1}{1+\beta} \right)^t \lambda_t + E_t \left( \frac{1}{1+\beta} \right)^{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{(1+n)} \\ + \left( \frac{1}{1+\beta} \right)^t \lambda_t \alpha_1 (k_t)^{\alpha_1-1} \left( \frac{k_{t-1}}{1+n} \right)^{\alpha_2} (e^{z_t} \Gamma_t)^{1-\alpha_1-\alpha_2} \\ + E_t \left( \frac{1}{1+\beta} \right)^{t+1} \lambda_{t+1} \alpha_2 \frac{1}{(1+n)} (k_{t+1})^{\alpha_1} \left( \frac{k_t}{1+n} \right)^{\alpha_2-1} (e^{z_{t+1}} e^{s\mu_g})^{1-\alpha_1-\alpha_2} &= 0; \\ c_t = -k_t + \frac{(1-\delta)}{(1+n)} k_{t-1} + (k_t)^{\alpha_1} \left( \frac{k_{t-1}}{1+n} \right)^{\alpha_2} (e^{z_t} e^{s\mu_g})^{1-\alpha_1-\alpha_2}; \\ y_t = (k_t)^{\alpha_1} (k_{t-1})^{\alpha_2} (e^{z_t} e^{s\mu_g})^{1-\alpha_1-\alpha_2}; \\ \text{y } \lim_{T \rightarrow \infty} \lambda_{t+T} k_{t+T} &= 0. \end{aligned} \quad (15)$$

Podemos reescribir la condición de primer orden así:

$$\begin{aligned}
(c_t)^{-\frac{1}{\sigma}} &= \lambda_t, \\
-1 + \alpha_1 (k_t)^{\alpha_1 - 1} \left( \frac{k_{t-1}}{1+n} \right)^{\alpha_2} (e^{z_t} e^{t\mu_g})^{1-\alpha_1-\alpha_2} \\
&+ \frac{(1-\delta)}{(1+\beta)(1+n)} E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \\
+ \frac{1}{(1+\beta)(1+n)} E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \alpha_2 (k_{t+1})^{\alpha_1} \left( \frac{k_t}{1+n} \right)^{\alpha_2 - 1} (e^{z_{t+1}} e^{(t+1)\mu_g})^{1-\alpha_1-\alpha_2} &= 0 \\
c_t = -k_t + \frac{(1-\delta)}{1+n} k_{t-1} + (k_t)^{\alpha_1} \left( \frac{k_{t-1}}{1+n} \right)^{\alpha_2} (e^{z_t} e^{t\mu_g})^{1-\alpha_1-\alpha_2} \\
\text{y } \lim_{T \rightarrow \infty} \lambda_{t+T} k_{t+T} &= 0.
\end{aligned}$$

Expresamos ahora todas las variables en términos de progreso tecnológico, utilizando la siguiente notación:

$$\tilde{x}_t \equiv \frac{x_t}{e^{t\mu_g}}.$$

Con esta transformación, tenemos dos ecuaciones:

$$\begin{aligned}
&\frac{(1-\delta)}{(1+\beta)(1+n)} E_t \left( \frac{\tilde{c}_{t+1}}{\tilde{c}_t} e^{\mu_g} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} \\
+ \frac{1}{(1+\beta)(1+n)} \left( \frac{\tilde{c}_{t+1}}{\tilde{c}_t} e^{\mu_g} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} \alpha_2 (\tilde{k}_{t+1})^{\alpha_1} \left( \frac{\tilde{k}_t e^{-\mu_g}}{1+n} \right)^{\alpha_2 - 1} (e^{z_{t+1}})^{1-\alpha_1-\alpha_2} \\
+ \alpha_1 (\tilde{k}_t)^{\alpha_1 - 1} \left( \frac{\tilde{k}_{t-1} e^{-\mu_g}}{1+n} \right)^{\alpha_2} (e^{z_t})^{1-\alpha_1-\alpha_2} - 1 &= 0
\end{aligned} \tag{16}$$

y

$$\tilde{c}_t + \tilde{k}_t - \frac{(1-\delta)}{1+n} \tilde{k}_{t-1} e^{-\mu_g} - (\tilde{k}_t)^{\alpha_1} \left( \frac{\tilde{k}_{t-1} e^{-\mu_g}}{1+n} \right)^{\alpha_2} (e^{z_t})^{1-\alpha_1-\alpha_2} = 0 \tag{17}$$

en dos variables estacionarias endógenas  $\tilde{c}_t$  y  $\tilde{k}_t$ .

Nótese que el estado estacionario de estas variables es:

$$\begin{aligned}
\frac{c}{k} &= -1 + \frac{(1-\delta)}{1+n} e^{-\mu_g} + \frac{y}{k} \\
&= \frac{y}{k} \left( 1 - \frac{k}{y} + \frac{(1-\delta)k}{1+n} e^{-\mu_g} \right)
\end{aligned}$$

y

$$\begin{aligned}\frac{k}{y} &= \frac{\left(1 - \frac{c}{y}\right)}{1 - \frac{(1-\delta)}{1+n}e^{-\mu_g}} \\ &= \frac{1 - \frac{c}{y}}{\delta + n + \mu_g},\end{aligned}$$

en donde

$$\frac{e^{-\frac{1}{\sigma}\mu_g}}{(1+\beta)(1+n)} = \frac{\frac{k}{y} - \alpha_1}{(1-\delta)\frac{k}{y} + \alpha_2 e^{\mu_g}} \quad (18)$$

y

$$\frac{1}{\frac{y}{c}} - 1 + \frac{k}{y} = \frac{(1-\delta)}{1+n}e^{-\mu_g}\frac{k}{y}. \quad (19)$$

De ahora en adelante las variables como desviaciones logarítmicas de sus valores en estado estacionario se escriben como

$$\widehat{x}_{t+s} \equiv \ln \frac{\widetilde{x}_{t+s}}{\widetilde{x}_{ss}}.$$

De ahí que la Ecuacion (16) se escribe como

$$\begin{aligned}& -\frac{1}{\sigma} \frac{e^{-\frac{1}{\sigma}\mu_g}}{(1+\beta)(1+n)} \left( (1-\delta) + \alpha_2 \frac{y}{k} e^{\mu_g} \right) (E_t \widehat{c}_{t+1} - \widehat{c}_t) \\ & + \frac{(1-\delta)}{(1+\beta)(1+n)} e^{-\frac{1}{\sigma}\mu_g} \left( 1 + \alpha_2 \frac{y}{k} e^{\mu_g} \right) \left( \alpha_1 \widehat{k}_{t+1} - (1-\alpha_2) \widehat{k}_t + (1-\alpha_1-\alpha_2) E_t z_{t+1} \right) \\ & - \alpha_1 (1-\alpha_1) \frac{y}{k} \widehat{k}_t + \alpha_1 (1-\alpha_1-\alpha_2) \frac{y}{k} \widehat{z}_t + \alpha_1 \alpha_2 \frac{y}{k} \widehat{k}_{t-1} = 0\end{aligned} \quad (20)$$

usando la expresión (18). Agrupando términos,

$$\begin{aligned}& \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right) \alpha_1 \widehat{k}_{t+1} - \left( \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right) (1-\alpha_2) + \alpha_1 (1-\alpha_1) \right) \widehat{k}_t + \alpha_1 \alpha_2 \widehat{k}_{t-1} \\ & - \frac{1}{\sigma} \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right) E_t \widehat{c}_{t+1} + \frac{1}{\sigma} \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right) \widehat{c}_t \\ & + \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right) (1-\alpha_1-\alpha_2) E_t \widehat{z}_{t+1} \\ & + \alpha_1 (1-\alpha_1-\alpha_2) \widehat{z}_t = 0.\end{aligned}$$

En forma similar la Ecuación (17) se convierte en:

$$\tilde{c}_t + \tilde{k}_t - \frac{(1-\delta)\tilde{k}_{t-1}e^{-\mu_g}}{1+n} - \left(\tilde{k}_t\right)^{\alpha_1} \left(\frac{\tilde{k}_{t-1}e^{-\mu_g}}{1+n}\right)^{\alpha_2} (e^{z_t})^{1-\alpha_1-\alpha_2} = 0$$

y en

$$\hat{c}_t + \frac{y}{c} \left(\frac{k}{y} - \alpha_1\right) \hat{k}_t - \frac{y}{c} \left(\frac{k}{y} \frac{(1-\delta)}{(1+n)} e^{-\mu_g} + \alpha_2\right) \hat{k}_{t-1} - \frac{y}{c} (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \hat{z}_t = 0 \quad (21)$$

Solucionamos el modelo compuesto de las Ecuaciones (20) y (21) escribiéndolo en la siguiente forma:

$$0 = a\hat{k}_t + b\hat{k}_{t-1} + \hat{c}_t + dz_t \quad (22)$$

$$0 = E_t \left( f\hat{k}_{t+1} + g\hat{k}_t + h\hat{k}_{t-1} + j\hat{c}_{t+1} + k\hat{c}_t + lz_{t+1} + m\hat{z}_t \right) \quad (23)$$

$$\hat{z}_{t+1} = n\hat{z}_t + \epsilon_{t+1} \text{ con } E_t \epsilon_{t+1} = 0 \quad (24)$$

con

$$a = \frac{y}{c} \left(\frac{k}{y} - \alpha_1\right),$$

$$\begin{aligned} b &= -\frac{y}{c} \left(\frac{k}{y} \frac{(1-\delta)}{(1+n)} e^{-\mu_g} + \alpha_2\right) \\ &= -\left(1 + \frac{y}{c} \left(\frac{k}{y} - 1\right) + \frac{y}{c} \alpha_2\right). \end{aligned}$$

$$d = -\frac{y}{c} (1 - \alpha_1 - \alpha_2),$$

$$f = \left(\frac{k}{y} - \alpha_1\right) \alpha_1,$$

$$g = -\left(\left(\frac{k}{y} - \alpha_1\right) (1 - \alpha_2) + \alpha_1 (1 - \alpha_1)\right),$$

$$h = \alpha_1 \alpha_2,$$

$$j = -\frac{1}{\sigma} \left(\frac{k}{y} - \alpha_1\right),$$

$$k = \frac{1}{\sigma} \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right),$$

$$l = \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right) (1 - \alpha_1 - \alpha_2),$$

$$m = \alpha_1 (1 - \alpha_1 - \alpha_2),$$

y

$$n = \rho_z.$$

Utilizamos después un método de coeficientes indeterminados para encontrar los parámetros  $\lambda$  y  $q$  en

$$\widehat{k}_t = \lambda \widehat{k}_{t-1} + q z_t \quad (25)$$

Sustituyendo  $\widehat{k}_t$  de (25) en (22) y (23), e igualando los coeficientes, sabemos que  $\lambda$  debe satisfacer

$$(f - ja) \lambda^2 + (g - jb - ka) \lambda + h - kb = 0$$

$$\Rightarrow \Psi \lambda^2 - \Gamma \lambda - \Theta = 0. \quad (26)$$

con

$$\Psi \equiv (f - ja)$$

$$= \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right) \alpha_1 + \frac{y}{c} \frac{1}{\sigma} \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right)^2 > 0,$$

$$\Gamma \equiv -(g - jb - ka)$$

$$= \frac{1}{\sigma} \frac{y}{c} \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right)^2 + \frac{y}{c} \frac{1}{\sigma} \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right) \left( 1 + \frac{y}{c} \left( \frac{k}{y} - 1 \right) + \frac{y}{c} \alpha_2 \right) + \left( \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right) (1 - \alpha_2) + \alpha_1 (1 - \alpha_1) \right) > 0,$$

y

$$\begin{aligned}\Theta &\equiv h - kb \\ &= -\frac{y}{c} \frac{1}{\sigma} \left( \frac{k}{y} - \alpha_1 \right) \left( 1 + \frac{y}{c} \left( \frac{k}{y} - 1 \right) + \frac{y}{c} \alpha_2 \right) - \alpha_1 \alpha_2 < 0.\end{aligned}$$

Podemos encontrar  $\lambda$  en la ecuación cuadrática (26). Esa ecuación tiene raíces  $\lambda_2 \geq \lambda_1$  tales que

$$\lambda_1 + \lambda_2 = \frac{\Gamma}{\Psi} > 0;$$

$$\lambda_1 \lambda_2 = -\frac{\Theta}{\Psi} > 0;$$

y

$$\begin{aligned}(\lambda_1 - 1)(\lambda_2 - 1) &= \lambda_1 \lambda_2 - (\lambda_1 + \lambda_2) + 1 \\ &= -(1 - \alpha_1 - \alpha_2) \frac{k}{y} \\ &< 0.\end{aligned}$$

Por lo tanto podemos decir que ambas raíces son positivas, una mayor y otra menor que la unidad. Nuestra solución para el capital debe venir de la raíz que es menor que 1, porque ésta es la única solución estable para el capital, que es una variable predeterminada.

Podemos entonces solucionar para  $q$  como una función de  $\rho_z$  :

$$\begin{aligned}
& (f\lambda + g - ja\lambda_1 - jb)q + fq\rho_z \\
& -j(aq + d)\rho_z - k(aq + d) + l\rho_z + m = 0 \\
q(\rho_z) &= \frac{jd\rho_z + kd - (l\rho_z + m)}{((f - ja)\lambda_1 + g - jb - ka) + (f - ja)\rho_z} \\
q(\rho_z) &= \frac{\Psi^{-1}(jd - l)\rho_z + \Psi^{-1}(kd - m)}{\rho_z + (\Psi\rho)^{-1}\Theta} \\
&= \frac{\Psi^{-1}(jd - l)\rho_z + \Psi^{-1}(kd - m)}{\rho_z - \lambda_2} \\
&= \frac{-\Psi^{-1}(jd - l)\rho_z + \Psi^{-1}(jd + m)}{\lambda_2 - \rho_z} \\
&= \frac{(jd - l) \left( \frac{(jd + m)}{(jd - l)} - \rho_z \right)}{\Psi (\lambda_2 - \rho_z)} > 0
\end{aligned}$$

### 9.3 Apéndice: La construcción de las series de choques

Utilizando cálculos muy similares a los empleados para el precio de las exportaciones en la Sección 2.1 encontramos que la contribución del precio real en dólares de las importaciones colombianas al ingreso por valor agregado en términos reales es:

$$\Delta \log(GDP_t) = - \left[ \frac{P_{Mt}E_tM_t}{P_{GDP_t}GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{P_{Mt}}{P_{USGDP_t}},$$

pero para facilitar la interpretación presentamos esta contribución en el texto con el signo opuesto.

Encontramos que la contribución de los terminos de intercambio al PIB es:

$$\Delta \log(GDP_t) = \left[ \frac{P_{X_t}E_tX_t}{P_{GDP_t}GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{P_{X_t}}{P_{USGDP_t}} - \left[ \frac{P_{M_t}E_tM_t}{P_{GDP_t}GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{P_{M_t}}{P_{USGDP_t}}.$$

El cálculo del efecto de los flujos de ingreso de capital es más complicado. Podemos utilizar la identidad de la balanza de pagos en pesos para introducir flujos netos de ingreso de capital.  $NKAI_t$  (en dólares nominales) es el acervo de activos externos netos (descontando oro y reservas),  $NA_t$ , menos su valor en el último período, como:

$$\frac{NA_t}{P_{USGDP_t}} \frac{E_tP_{USGDP_t}}{P_{GDP_t}} - \frac{NA_{t-1}}{P_{USGDP_{t-1}}} \frac{P_{USGDP_{t-1}}}{P_{USGDP_t}} \frac{E_tP_{USGDP_t}}{P_{GDP_t}} + \frac{A_t}{P_{GDP_t}} = GDP_t.$$

La contribución de los flujos reales de ingreso de capital netos en dólares al crecimiento del PIB de Colombia es:

$$\begin{aligned}\Delta \log (GDP_t) &= \left[ \frac{E_t N A_t}{P_{GDP_t} GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{N A_t}{P_{USGDP_t}} - \left[ \frac{E_t N A_{t-1}}{P_{GDP_t} GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{N A_{t-1}}{P_{USGDP_{t-1}}} \\ &= \left[ \frac{E_t N A_t}{P_{GDP_t} GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{N A_t}{P_{USGDP_t}} \\ &\quad - \left[ \frac{E_t}{E_{t-1}} \frac{P_{GDP_{t-1}} GDP_{t-1}}{P_{GDP_t} GDP_t} \frac{E_{t-1} N A_{t-1}}{P_{GDP_{t-1}} GDP_{t-1}} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{N A_{t-1}}{P_{USGDP_{t-1}}}.\end{aligned}$$

El cálculo de la variable de PIB mundial se describe en el Apéndice 9.1, pero la idea es resumir los cuatro destinos principales de las exportaciones colombianas en un país hipotético, y crear series de PIB nominal y real para ese país. Se supone que la demanda de importaciones colombianas de ese “país” asume una forma Cobb-Douglas. Por lo tanto, podemos expresar la función de demanda así:

$$\frac{P_{X_t} X_t}{P_{WGDP_t} WGDP_t} = \left[ \frac{P_{X_t} X_t}{P_{WGDP_t} WGDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)}.$$

La derivada del PIB mundial con respecto al valor real en dólares de las exportaciones colombianas (deflactadas con el deflactor del PIB mundial) es:

$$\Delta \log (WGDP_t) = \Delta \log \frac{P_{X_t} X_t}{P_{WGDP_t}}.$$

La identidad del PIB colombiano determina que:

$$\frac{P_{X_t}}{P_{WGDP_t}} P_{WGDP_t} E_t X_t - \frac{P_{M_t}}{P_{WGDP_t}} P_{WGDP_t} E_t M_t + A_t = P_{GDP_t} GDP_t.$$

De ahí:

$$\Delta \log (GDP_t) = \left[ \frac{P_{X_t} E_t X_t}{P_{GDP_t} GDP_t} \right]_{s \in (t, t-1)} \Delta \log \frac{P_{X_t} X_t}{P_{WGDP_t}}.$$

## 9.4 Apéndice: Pruebas de exogeneidad

En este apéndice presentamos las pruebas estadísticas de la exogeneidad de los flujos de ingreso de capital.

### Cuadro 19. Pruebas de exogeneidad de los flujos de capital

Variable dependiente:	Ciclo del PIB real per cápita	Ciclo del PIB real per cápita
Variables exógenas:		
Constante	0,00	0,00
	1,54	1,53
Ciclo del PIB real per cápita (-1)	<b>0,85</b>	<b>0,90</b>
	9,50	8,06
Ciclo de la cuenta de capital y financiera	<b>0,31</b>	0,10
	2,32	0,32
Ciclo de la cuenta de capital y financiera (-1)	-0,19	-0,21
	-1,35	-1,50
Ciclo del precio de las exportaciones (-1)	<b>0,60</b>	<b>0,60</b>
	3,94	3,93
Ciclo del precio de las importaciones (-1)	<b>-1,21</b>	<b>-1,18</b>
	-5,04	-4,79
Residuo de la ecuación de la cuenta de capital y financiera		0,27
		0,81
Prueba LM de correlación serial de orden 1 chi-cuadrado 1	0,07	0,06
Error estándar (%)	1,55	1,56

Notas: Negrilla indica significancia al 10%. Los factores externos están en términos de contribuciones.

Fuente: Cálculos propios.

Desarrollamos la versión de Davidson y MacKinnon (1993) de la prueba de exogeneidad de Hausman (1978) para encontrar si los flujos de capital eran exógenamente débiles con respecto al ciclo del PIB real en la estimación del coeficiente de correlación entre ambas variables. Si el residuo de una ecuación instrumental para los flujos de capital no es significativa, podemos aceptar la hipótesis nula de que la variable de flujos de capital es débilmente exógena. Ese estadístico  $t$  aparece en la segunda columna del cuadro y es no significativo. La regresión instrumental para los flujos de ingreso de capital se hizo para cada una de los factores externos y también utilizando como instrumento el retorno de los bonos de calidad de inversión (Baa) en los Estados Unidos. En principio esos instrumentos deberían estar correlacionados con los flujos de capital hacia Colombia si tales flujos son un subgrupo de las inversiones de riesgosas en el portafolio de Estados Unidos. En la regresión instrumental, el retorno de los bonos Baa fue significativo, con un valor de probabilidad de 6%.

### 9.5 Apéndice: Pruebas de robustez

En esta sección presentamos la correlación entre los factores externos y el ingreso por valor agregado en Colombia y Canadá.

**Cuadro 20. Correlación entre los factores externos y el ingreso por valor agregado en términos reales para el caso de Colombia**

		Precio de las exportaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial
Ciclo del PIB real per cápita	Correlación clásica	<b>0,56</b>	<b>0,37</b>	<b>0,40</b>
	Estadístico t	4,01	2,42	2,60
	Correlación robusta	<b>0,57</b>	<b>0,36</b>	<b>0,33</b>
	Estadístico t	4,16	2,30	2,09
	Tau b de Kendall	<b>0,39</b>	<b>0,23</b>	0,17
	Significancia	0,00	0,05	0,13
Ciclo del ingreso por valor agregado per cápita real	Correlación clásica	<b>0,28</b>	0,02	0,07
	Estadístico t	1,76	0,12	0,45
	Correlación robusta	0,25	-0,07	-0,02
	Estadístico t	1,57	-0,45	-0,15
	Tau b de Kendall	<b>0,20</b>	-0,01	-0,01
	Significancia	0,08	0,94	0,96

Notas: Negrilla indica significancia al 10%.

Los factores externos están en términos de contribuciones.

Las series locales están en términos per cápita antes de extraer la tendencia.

Fuente: Cálculos propios.

**Cuadro 21. Correlación entre los factores externos y el ingreso por valor agregado en términos reales para el caso de Canadá**

		Precio de las exportaciones	Cuenta de capital y financiera	PIB mundial
Ciclo del PIB real per cápita	Correlación clásica	<b>0,43</b>	0,03	<b>0,38</b>
	Estadístico t	2,83	0,18	2,46
	Correlación robusta	<b>0,41</b>	0,01	<b>0,44</b>
	Estadístico t	2,70	0,03	2,92
	Tau b de Kendall	<b>0,31</b>	0,14	<b>0,19</b>
	Significancia	0,01	0,22	0,10
Ciclo del ingreso por valor agregado per cápita real	Correlación clásica	<b>0,66</b>	0,02	<b>0,28</b>
	Estadístico t	5,21	0,12	1,74
	Correlación robusta	<b>0,61</b>	-0,03	<b>0,44</b>
	Estadístico t	4,58	-0,16	2,97
	Tau b de Kendall	<b>0,51</b>	0,08	<b>0,23</b>
	Significancia	0,00	0,48	0,05

Notas: Negrilla indica significancia al 10%.

Los factores externos están en términos de contribuciones.

Las series locales están en términos per cápita antes de hallar la tendencia.

Fuente: Cálculos propios.