

El comportamiento del tipo de cambio real en Colombia: ¿Explicado por sus fundamentales?

Carolina Arteaga, Joan Granados y Jair Ojeda Joya¹

Resumen

En este trabajo estudiamos el comportamiento del tipo de cambio real (TCR) de Colombia con la ayuda de un modelo de cointegración que considera la interacción entre el TCR y un conjunto de determinantes macroeconómicos durante el periodo 1994-2012 con datos trimestrales. Estos fundamentales incluyen un nuevo indicador de productividad relativa el cual nos permite estimar el impacto del efecto Balassa-Samuelson sobre el TCR de Colombia. Esta metodología permite detectar los trimestres en los cuales el TCR se encuentra alejado de su relación de cointegración y por tanto, no está explicado por el comportamiento de sus fundamentales. Los resultados indican que la apreciación real observada desde finales de 2003 es explicada principalmente por el aumento en los términos de intercambio y en segundo lugar por el efecto Balassa-Samuelson. Adicionalmente, la dinámica del TCR se explica principalmente por el movimiento en los activos externos netos en el corto plazo y por el del consumo del gobierno en el mediano plazo.

Palabras Clave: Tipo de cambio real, efecto Balassa-Samuelson, Términos de intercambio, VEC, activos externos netos, desalineamiento.

Clasificación JEL: F31, F32, C32

¹ Octubre de 2012. Los autores son, en su orden, profesionales del Departamento de Programación e Inflación e Investigador del Banco de la República. Los resultados y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores y su contenido no compromete al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Agradecemos las sugerencias y comentarios de Rocío Betancourt, Jorge Toro, Hernando Vargas y Carlos Huertas. Comentarios favor escribir a marteaca@banrep.gov.co, jgranaca@banrep.gov.co y jojeda@banrep.gov.co.

1. Introducción

En este trabajo estudiamos el comportamiento del tipo de cambio real (TCR) de Colombia con la ayuda de un modelo de cointegración que considera la interacción entre el TCR y un conjunto de determinantes macroeconómicos durante el periodo 1994-2012 con datos trimestrales. En particular, encontramos que el TCR está cointegrado, con un único vector de cointegración, con los siguientes determinantes fundamentales: activos externos netos, productividad relativa de la industria con respecto a Estados Unidos, términos de intercambio y el consumo del sector público. Estos resultados se obtienen con la prueba de cointegración de Johansen y mediante una estimación tipo VEC la cual tiene en cuenta tanto la dinámica de largo plazo como las fluctuaciones de corto plazo del sistema de variables a través del componente VAR. Este último componente permite calcular funciones impulso-respuesta y realizar ejercicios de descomposición de varianza los cuales complementan nuestro análisis del TCR.

Los fundamentales incluyen un indicador de productividad relativa de la industria con respecto a Estados Unidos. Este indicador no había sido utilizado en trabajos similares para Colombia y tiene la gran utilidad de permitir aproximarse a una estimación del efecto Balassa-Samuelson sobre el TCR de Colombia. Adicionalmente, este trabajo incluye un indicador de activos externos netos el cual está ponderado por la tasa de interés internacional permitiendo estimar de manera directa el tamaño de las entradas o salidas de capital relacionadas con las operaciones de financiamiento externo y su impacto sobre el TCR. Finalmente, nuestra metodología controla por el efecto de variaciones exógenas en el diferencial de la tasa de interés, el riesgo soberano y el PIB de los principales socios comerciales.

La metodología VEC permite calcular el nivel de TCR implicado por el vector de cointegración en cada periodo, es decir, una medida de TCR de equilibrio. Al comparar el TCR observado con este nivel de largo plazo, es posible detectar los periodos en los cuales el TCR se encuentra alejado en más de una desviación estándar de lo que indica el comportamiento de sus fundamentales. Cabe anotar que los trimestres en los que esto sucede son la excepción y no la norma ya que por construcción la variable observada normalmente se encuentra relativamente cerca a su nivel de equilibrio. En este sentido,

nuestra metodología también es útil para explicar, con base en los fundamentales, las tendencias de mediano plazo del TCR observado el cual se mueve de manera similar al TCR de equilibrio.

Dentro de los principales resultados de este ejercicio econométrico se encuentra que la caída tendencial (apreciación real) en el TCR desde finales de 2003 es explicada principalmente por el movimiento de sus fundamentales. Particularmente, del total de la caída, un 50% se habría explicado por el aumento en los términos de intercambio y un 17% por el efecto Balassa-Samuelson durante el periodo 2003-4 a 2012-2. Este resultado es importante porque encuentra la estrecha relación que existe entre el TCR y los términos de intercambio en Colombia ya que esta última variable muestra un cambio de tendencia en 2003-4 que coincide con el del TCR.

Finalmente, es importante mencionar los resultados de un ejercicio de descomposición de varianza del TCR en el aporte relativo de los diferentes fundamentales y para diferentes horizontes de pronóstico (entre 1 y 20 trimestres). Cabe anotar que este ejercicio hace uso del componente de vectores autoregresivos del VEC por lo que se estudia de manera más completa la interacción de corto y largo plazo entre las variables. Los resultados de este ejercicio permiten identificar a las variaciones en los activos externos netos como el fundamental que más explica la dinámica del TCR en horizontes de pronóstico de corto plazo. Adicionalmente, es posible afirmar que las variaciones en el consumo del gobierno son el fundamental que explica en mayor medida las variaciones del TCR en el mediano plazo.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. Esta introducción es la primera sección. En la siguiente sección se realiza una breve revisión de literatura. En la tercera sección se explican los determinantes teóricos del tipo de cambio real. A continuación se describe la estimación econométrica y los datos. En la quinta sección se presentan y analizan los resultados. Finalmente se escriben algunas conclusiones.

2. Revisión de literatura

El equilibrio en la tasa de cambio real no es un concepto único, y depende del horizonte de análisis y de los supuestos que se hagan. Siguiendo a Clark y MacDonald (1999), el tipo de cambio real, como cualquier precio relativo, está determinado por una serie de variables económicas y choques aleatorios. Algunas de aquellas pueden tener efectos permanentes sobre el nivel del TCR, mientras que otras solo tienen un efecto transitorio.

La estimación que se lleva a cabo en este documento, se enmarca dentro de lo que Clark y MacDonald (1999) denominan *Behavioural Exchange Rate* o BEER. Bajo esta metodología, el Tipo de Cambio Real de Equilibrio (TCRE) se construye con base en modelos de forma reducida y estimaciones de series de tiempo que buscan capturar cómo distintas variables determinan la dinámica del TCR. En este sentido, estos modelos no solo buscan entender el tipo de cambio en el mediano y largo plazo, sino que también podrían explicar su dinámica de corto plazo.

De acuerdo con esta noción de equilibrio, el TCRE varía en el tiempo y se especifica como una función de sus fundamentales. Con un enfoque macroeconómico se establece una aproximación estadística que permite extraer los valores esperados de mediano plazo, diferenciando los componentes permanentes y transitorios de los fundamentales del TCR e identificando tendencias comunes.

En esta sección se presenta una breve revisión de literatura sobre los trabajos recientes que tienen una relación cercana con el presente documento ya que presentan estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio con un enfoque de cointegración basado en un conjunto determinado de fundamentales.

Oliveros y Huertas (2002) realizan una estimación VEC para estimar el TCR de equilibrio con datos anuales para Colombia durante el periodo 1958 – 2001. Los determinantes utilizados son los activos externos netos, el diferencial de tasas de interés y la relación entre precios transables y no-transables como una proxy del efecto Balassa-Samuelson.

MacDonald y Ricci (2003) estiman un modelo de cointegración (VEC) para encontrar el tipo de cambio real de equilibrio en Suráfrica haciendo uso de datos trimestrales para el

periodo 1970-1 a 2002-1. Los determinantes del tipo de cambio real que estos autores consideran son: el diferencial de tasas de interés real, el PIB per cápita relativo, precios reales de commodities, un indicador de apertura, el balance fiscal y los activos externos netos.

Echavarría, Vásquez y Villamizar (2005) realizan una estimación del vector de cointegración (VEC) entre el tipo de cambio real y sus fundamentales para el caso colombiano. Estos autores utilizan datos anuales para el periodo 1962- 2004 y consideran los siguientes determinantes de largo plazo del TCR: activos externos netos, diferencial del crecimiento del PIB Colombia-USA, términos de intercambio, consumo del gobierno, TCR de cambio real de USA y tipo de cambio nominal de Colombia.

Echavarría, López y Misas (2007) efectúan la estimación de un sistema cointegrado con restricciones estructurales (SVEC) con el fin obtener un nuevo cálculo del TCR de equilibrio para Colombia. Estos autores utilizan datos anuales para el periodo 1962-2005 y los siguientes fundamentales del TCR: activos externos netos, términos de intercambio y un indicador de apertura. Aquí el TCR de equilibrio es calculado a partir de la acumulación de choques estructurales y no con el vector de cointegración en contraste con los trabajos mencionados anteriormente.

Lee, Milesi-Ferretti, Ostry, Prati y Ricci (2008) realizan una descripción de todos los métodos usados por el Fondo Monetario Internacional (FMI) para evaluar desalineamientos de la tasa de cambio en los países miembros. El uso de métodos de cointegración entre el TCR y sus fundamentales es clasificado por estos autores dentro de la metodología EREER y describen una estimación de un vector de cointegración en panel para 48 países con datos anuales para el periodo 1980 a 2004. Los siguientes son los fundamentales considerados por estos autores: activos externos netos, diferenciales de productividad, términos de intercambio de commodities, consumo del gobierno, índice de restricciones comerciales y un indicador de controles de precios.

Caputo y Núñez (2008) estiman una ecuación del TCR de Chile en función de sus determinantes fundamentales para el periodo 1977-2007 con datos trimestrales. Los fundamentales empleados por estos autores son: la razón entre productividad transable y no

transable, gasto del gobierno, términos de intercambio, activos externos netos y el nivel de aranceles. La estimación del vector de cointegración es realizada mediante mínimos cuadrados dinámicos.

Bussière, Ca'Zorzi, Chudík y Dieppe (2010) realizan un análisis de las principales metodologías de estimación del TCR de equilibrio enfocándose en describir los avances metodológicos más recientes que permiten una mejora en la estimación. Estos autores recomiendan, en el caso de la estimación de una forma reducida del TCR y sus determinantes, considerar fundamentales relacionados con: restricciones comerciales, productividad, consumo del gobierno, formación de capital, activos externos netos y precios de commodities. Los autores realizan una estimación con un panel balanceado de 44 países en el periodo 1980-2007 mediante una metodología que tienen en cuenta la presencia de países heterogéneos y de dependencia de sección cruzada de los datos.

Puyana (2010) realiza una estimación de la relación de productividades relativas transable versus no transable con información del sector manufacturero de Colombia. Esta variable es luego comparada con una similar para Estados Unidos con el fin de construir un indicador del efecto Balassa-Samuelson para Colombia con datos anuales para el periodo 1987-2004. El autor encuentra que este indicador se encuentra altamente correlacionado con el TCR para el periodo 1992-2004.

El presente trabajo realiza una estimación con datos trimestrales para Colombia con la mayoría de los fundamentales recomendados por el Fondo Monetario Internacional, Lee et al. (2008), y el Banco Central Europeo, Bussière et al (2010). Cabe mencionar que para Colombia no había sido estimado anteriormente el impacto del efecto Balassa-Samuelson con un indicador de productividad relativa en un ejercicio de cointegración. El conjunto de fundamentales escogido es similar al que trabajaron Caputo y Núñez (2008). Finalmente, en el presente trabajo a diferencia de la literatura revisada, se hace uso de una descomposición de varianza para evaluar la importancia relativa de los fundamentales para explicar las variaciones del TCR a diferentes horizontes.

3. Determinantes del Tipo de Cambio Real (TCR)

El TCR compara el precio de una canasta de bienes y servicios en la misma moneda. Como indicador de precios interno (P) y externo (P^*) se utiliza generalmente el Índice de Precios al Consumidor (IPC). La tasa de cambio nominal (E) se refiere al número de unidades monetarias locales que se requieren para adquirir otra unidad monetaria externa. En la ecuación (1) se muestra su definición y en la (2) los cambios en logaritmos.

$$TCR_t = \frac{E_t P_t^*}{P_t} \quad (1)$$

$$q_t = e_t + \pi_t^* - \pi_t \quad (2)$$

La proporción de bienes y servicios no transables en el IPC es α y la de transables es $1 - \alpha$, el país externo se notará con (*). Así, la inflación del país local (π) y la del extranjero (π^*) en la ecuación (2), puede expresarse como una combinación lineal del cambio en los precios de estas dos canastas: transables (T) y no transables (N):

$$\pi_t = \alpha \pi_t^N + (1 - \alpha) \pi_t^T \quad (3 a) \quad \pi_t^* = \alpha^* \pi_t^{N^*} + (1 - \alpha^*) \pi_t^{T^*} \quad (3 b)$$

La paridad en el poder de compra relativa (PPCR) establece que la variación en la tasa de cambio nominal de un país (e)² está determinada por la diferencia entre los cambios de precios de los bienes T que produce cada uno de ellos:

$$e_t = \pi_t^T - \pi_t^{T^*}$$

$$e_t + \pi_t^{T^*} - \pi_t^T = 0 \quad (4)$$

Si el supuesto dado en (4) se incluye en la ecuación (2), junto con (3 a) y (3 b) se obtiene:

$$q_t = e_t + \alpha^* \pi_t^{N^*} + (1 - \alpha^*) \pi_t^{T^*} - \alpha \pi_t^N - (1 - \alpha) \pi_t^T \quad (5a)$$

$$= \underbrace{e_t + \pi_t^{T^*} - \pi_t^T}_{PPCR} + \underbrace{\alpha^* (\pi_t^{N^*} - \pi_t^{T^*}) - \alpha (\pi_t^N - \pi_t^T)}_{\text{Efecto Balassa Samuelson y otros}^3} \quad (5b)$$

El primer término de la ecuación (5b) se refiere a la PPCR, el cual debería ser igual a cero siempre y cuando no existan choques de corto plazo que la alejen de esta condición. El

² El tipo de cambio se expresa como número de unidades de moneda local que se deben dar por una unidad del país foráneo. Así, e se refiere a la devaluación nominal de la moneda local en términos de la extranjera.

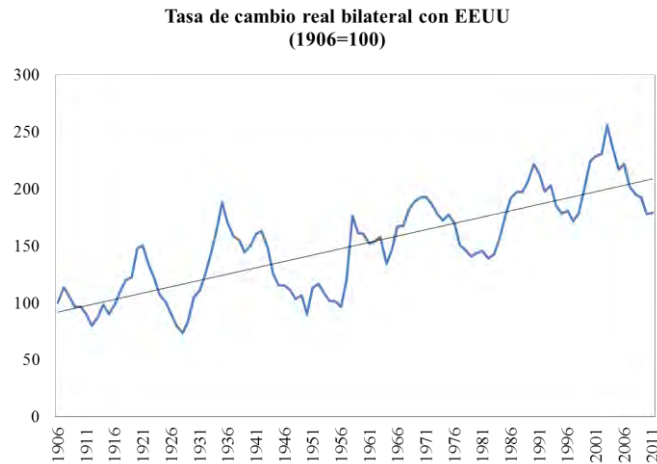
³ Los otros efectos hacen referencia a factores que alteren la demanda relativa entre bienes transables y no transables, como cambios en el ingreso nacional, choques exógenos de gasto público entre otros.

segundo término, es un componente que varía fundamentalmente con los cambios en la demanda y oferta relativa entre T y N.

En el largo plazo, el principal factor que determina la oferta relativa de bienes no transables (frente a los transables) es la productividad⁴. Dada una demanda relativa, si la productividad de los sectores transables en un país crece más rápido que la de los no transables, el precio relativo de los bienes no transables se elevará (ya que la oferta no transable crecerá más lentamente que la transable). Puesto que el TCR refleja los precios relativos de los no transables en ambos países, el efecto de estos cambios en el TCR depende de si el diferencial en el crecimiento de las productividades transable y no transable es mayor en el país o en el extranjero. Si este diferencial es mayor en el exterior frente al del país, habrá una tendencia hacia la depreciación real de la moneda local. Esto ocurre porque los precios relativos de los no transables en el exterior aumentarían más rápido en comparación con los precios en el país, en la medida en que los sectores transables están normalmente sujetos a crecimientos mayores de la productividad frente a los no transables (v. gr. Manufacturas vs. servicios). El Gráfico 1 muestra la tendencia creciente (hacia la depreciación) de la TCR bilateral de Colombia y de los Estados Unidos desde 1906. Según esta teoría, esto se debe a que durante dicho periodo de tiempo en Estados Unidos, la productividad relativa del sector transable frente al no transable creció más rápido que en Colombia. Ver Puyana (2010) para un análisis adicional de este punto.

⁴ Para un modelo de la relación del TCR con las productividades relativas ver Obstfeld y Rogoff (1996, p. 212-215).

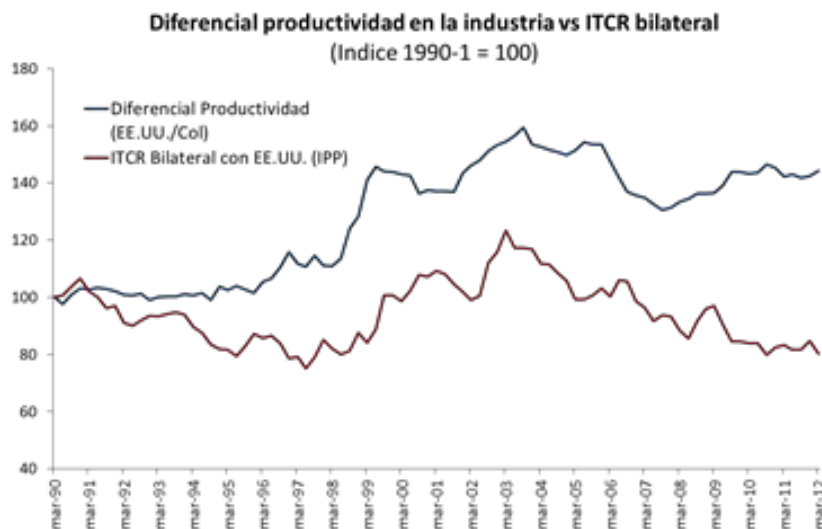
Gráfico 1



Fuente: Banco de la República

El efecto de la productividad en el tipo de cambio se puede resumir en lo que la literatura denomina el efecto *Balassa-Samuelson*. Un aumento de la productividad laboral en el sector transable de la economía implica un incremento en los salarios reales en ese sector. Estos mayores costos de mano de obra no son reflejados en los precios de los bienes transables ya que éstos últimos son exógenos. Sin embargo, en ausencia de fricciones en el mercado de trabajo, los altos salarios en el sector transable implican un aumento salarial en el sector no transable. Dado que en este sector no se da un aumento de la productividad, los precios de los bienes no transables deben aumentar para financiar los mayores gastos. Esto último implica, por definición, una apreciación del tipo de cambio real. El Gráfico 2 muestra la evolución reciente de la productividad por hora trabajada en la industria de Estados Unidos frente a la de Colombia.

Gráfico 2



Fuente: BLS y Banco de la República.

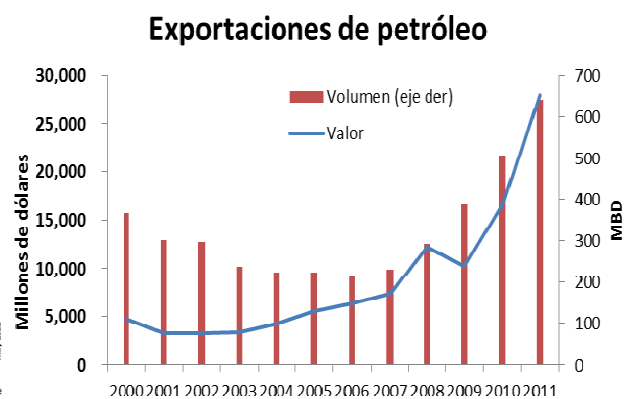
De otro lado, cambios en la demanda de bienes no transables afectan su precio relativo y, por ende, el TCR. Esta demanda depende principalmente del ingreso nacional, de la tasa de interés real y de choques exógenos (por ejemplo gasto público). El ingreso de la economía puede aumentar, por ejemplo, por el descubrimiento de un recurso natural (exportable), por el aumento permanente en los ingresos por remesas de trabajadores en el exterior, por un choque a los términos de intercambio, o por una disminución en los pagos netos de factores al exterior. Todos ellos inducirían una apreciación real del peso, en la medida en que se reflejen en un mayor gasto. El mayor gasto de los agentes de la economía se traduce en incrementos de la demanda de ambos tipos de bienes (transables y no transables). Sin embargo, la demanda de bienes transables puede ser abastecida desde el exterior —y de todas formas los precios son fijados desde el exterior—; mientras que la demanda de no transables solo puede suplirse internamente. Por esta razón, se incrementa el precio relativo de los no transables y se ejerce presión al alza sobre los salarios reales (en términos de transables). En los últimos años se ha producido una mejora importante de los términos de intercambio de Colombia (Gráfico 3). En los resultados del presente trabajo encontramos que esta mejora ha explicado una proporción importante de la apreciación observada.

Igualmente, frente a las altas cotizaciones del petróleo, y dadas la mejoras en la seguridad, la exploración petrolera se ha incrementado y como resultado ha aumentado la producción y exportación de petróleo del país, incrementando así, también, el ingreso nacional (Gráfico 4).

Gráfico 3



Gráfico 4



Fuente: Banco de la República

Uno de los determinantes más importantes del TCR son los activos externos netos (AEN) pues establece la posición y evolución de un país como deudor o acreedor neto en dólares. Una caída en los AEN, generada por un aumento de la inversión extranjera podría derivar en una apreciación real del tipo de cambio en el corto plazo que genera demanda de bienes y servicios no transables y con ello un aumento en su precio relativo.

En efecto, las condiciones de la economía colombiana, las mejoras en seguridad y la confianza en las perspectivas de mediano plazo del país, han atraído importantes recursos de IED tanto a la actividad petrolera como al resto de sectores de la economía. Así, el ingreso neto de capitales de IED pasó de US\$2.208 m en promedio entre 2000 y 2003 a US\$8.343 m en promedio entre 2005 y 2011.

Gráfico 5

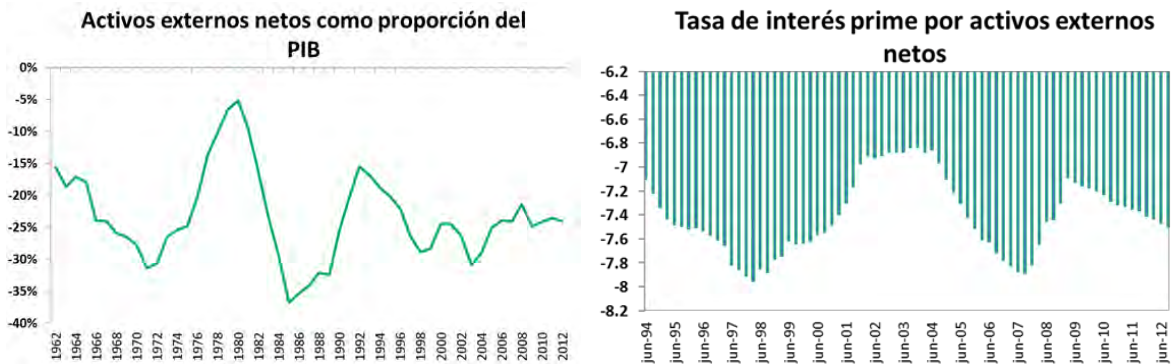


Fuente: Banco de la República. Nota: Se excluye la operación de compra de Bavaria en el cuarto trimestre de 2005 por 4,502 millones de dólares.

Sin embargo, en el futuro la remisión de utilidades de dicha inversión generará una salida de divisas con un efecto contrario en el tipo de cambio (modelo de flujo y stock de Frenkel y Mussa, 1985). El Gráfico 6 muestra la evolución de los activos externos netos, en el panel izquierdo se encuentra la posición de inversión internacional (PII)⁵ como porcentaje del PIB y en el derecho la PII multiplicada por la tasa interés *Prime* de cada momento, como *proxy* del retorno de dichos activos, o las obligaciones corrientes de la deuda.

⁵ Son los saldos que resultan de la acumulación de los flujos de la balanza de pagos. La PII recoge el valor de los activos y pasivos externos de una economía en un momento dado, su evolución viene determinada por las transacciones financieras de la balanza de pagos, y por los cambios en la valoración de los stocks debido a cambios en los precios o en los tipos de cambios.

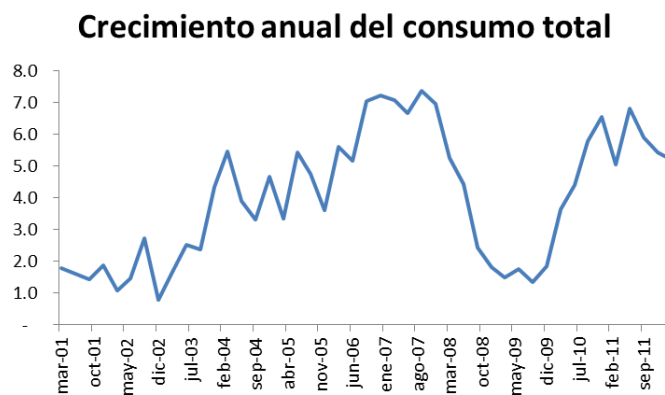
Gráfico 6



Fuente: Banco de la República.

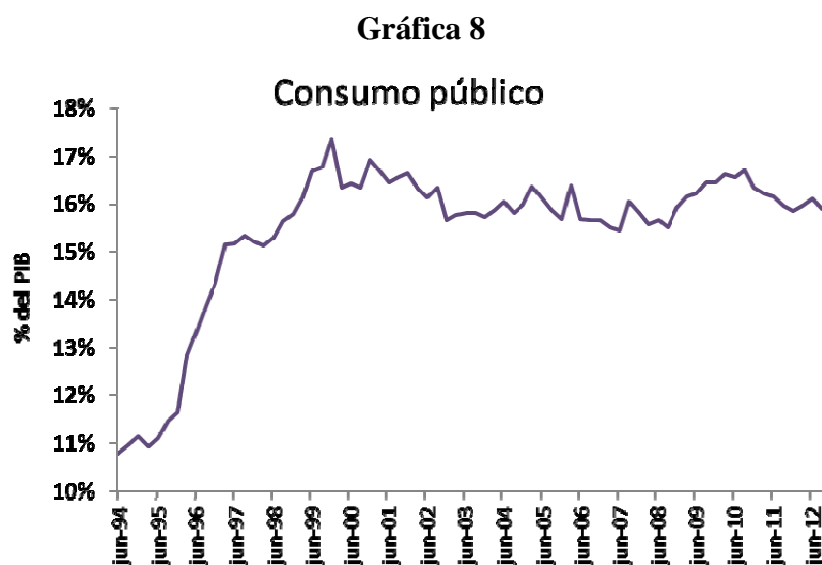
En líneas generales se debe considerar que los aumentos en los ingresos externos que llegan a las economías, tanto por operaciones de cuenta corriente (gracias a los buenos términos de intercambio y al mayor volumen de exportaciones de recursos naturales), como de la cuenta de capitales (bajo la forma de inversión extranjera o deuda externa), pueden incidir sobre las decisiones de gasto de los agentes tanto del sector público como del privado. De acuerdo con el Gráfico 7, el consumo total impulsado sobre todo por el consumo de los hogares, ha crecido a tasas superiores al 5% con lo que se viene ejerciendo presiones a la apreciación de la TCR.

Gráfico 7



Fuente: DANE

Siguiendo a Arias y Zuleta (1997) en cuanto al consumo público, dado que éste es principalmente destinado a bienes no transables, su impacto sobre la tasa de cambio es negativo. Así, un mayor consumo público aumenta la demanda por este tipo de bienes, incrementando su precio relativo frente a los bienes transables, apreciando de esta forma la tasa de cambio real (Lee, et al, 2008). En ausencia de equivalencia ricardiana un aumento en el nivel de gasto público genera una apreciación del tipo de cambio real en la medida en que el mayor gasto del gobierno no va acompañado de una reducción equivalente del gasto privado. La mayor demanda agregada induce a un incremento en el precio relativo de los no transables dada la exogeneidad en el precio de los bienes transables en una economía pequeña y abierta como la colombiana. Con equivalencia ricardiana, el mayor nivel de gasto público sólo conduce a una apreciación real del tipo de cambio si el gasto público se concentra más en no transables que en transables con respecto al gasto privado. La Gráfica 8 muestra como el gasto público aumentó en la primera década de los noventa así como su comportamiento estable para la última década.



Fuente: DANE

Por último y como anota Vargas (2006), una reducción de la tasa de interés real externa, induce un aumento en la demanda de bienes de ambos sectores, por estímulos al consumo o a la inversión lo que induce una apreciación real. En los últimos años la prima de riesgo de

la deuda colombiana ha registrado una tendencia decreciente (Gráfico 9.1), al mismo tiempo las tasas de interés externas, tanto de largo como de corto plazos se han mantenido en niveles relativamente bajos (Gráfico 9.2).

Gráfico 9.1

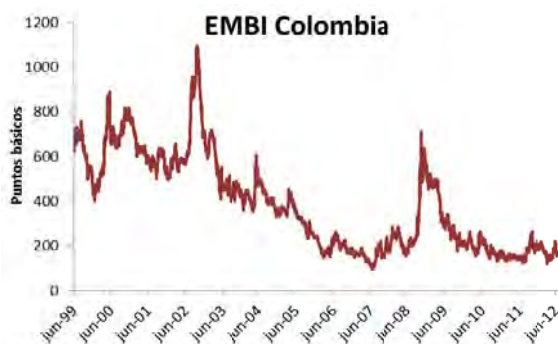


Gráfico 9.2



Fuente: Bloomberg.

En la metodología *Behavioral Equilibrium Exchange Rate* (BEER) se plantea que los modelos de paridad en el poder compra, no son apropiados para determinar el equilibrio en el mediano y corto plazo, pues las desviaciones del TCR con respecto a la media pueden ser muy duraderas. En consecuencia estos modelos intentan definir el TCRE en base a formas reducidas y se basan en estimaciones de econométricas que buscan capturar cómo la dinámica de distintas variables determina la evolución del TCR.

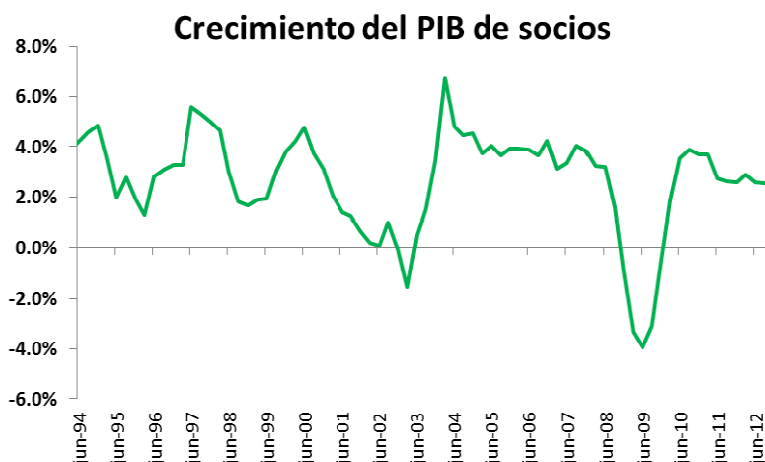
De acuerdo con esta noción de equilibrio, el TCRE varía en el tiempo y se especifica como una función de sus fundamentales macroeconómicos. En general, esta metodología se basa en modelos de series de tiempo que buscan explicar los movimientos de la TCR. De esta forma, bajo un enfoque macroeconómico se establece una aproximación estadística que permite extraer los valores esperados de mediano plazo, diferenciando los componentes permanentes y transitorios de los fundamentales del TCR, e identificando tendencias comunes. De acuerdo con el BEER:

$$TCRE = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

donde x_i son fundamentales

Además de los fundamentales anteriores de la TCR, se tiene en cuenta otra variable que pueden tener efectos en el corto plazo sobre la tasa de cambio nominal y que pueden alejar temporalmente la TCR de su nivel de equilibrio. Esta variable es el PIB de socios comerciales.

Gráfico 10⁶



Fuente: Bancos centrales.

4. Aproximación econométrica

Con el objetivo de estimar las relaciones de cointegración entre las variables se utiliza la metodología de Modelos Vectoriales de Corrección de Errores (VEC por sus siglas en inglés) basado en la metodología de Johansen (1998).

Partiendo de una representación VAR dada por:

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + u_t \quad (6)$$

Es posible obtener la siguiente representación VEC del sistema de variables,

⁶ Los países que se consideraron para este cálculo son Brasil, Chile, Ecuador, Estados Unidos, México, Venezuela y Zona Euro. Se usaron ponderaciones móviles de comercio no tradicional.

Es posible obtener la siguiente representación VEC del sistema de variables,

$$\Delta X_t = \mu + \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^P \Gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (7)$$

En (2) μ representa un vector de términos constantes, adicionalmente,

$$\Pi = -(I - \sum_{i=1}^P A_i) \quad \text{y} \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^P A_j$$

Π también puede ser expresada como el producto entre la matriz de velocidades de convergencia al equilibrio y el vector β ,

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (8)$$

El vector de cointegración β indica la relación de equilibrio entre el conjunto de variables, en este caso, si sus componentes son significativos, indicaría que existe una relación de largo plazo entre la tasa de cambio real y el resto de variables. Es importante mencionar también que el rango de la matriz Π es el número de vectores de cointegración independientes, entonces si $Rango(\Pi) = 0$, la matriz sería nula y (2) se modelaría como un VAR en diferencias, si $Rango(\Pi) = n$ con n igual al número de variables, entonces el proceso es estacionario. Los casos de interés son los intermedios, en este documento se considera principalmente cuando $Rango(\Pi) = 1$.

El número de vectores de cointegración se obtiene observando la significancia de las raíces características de Π dado que el rango de una matriz es equivalente a su número de valores propios diferentes de cero. Dado que $\ln(1) = 0$, entonces si cada valor propio λ_i es igual a cero, la expresión $\ln(1 - \lambda_i)$ sería cero también. De esta forma para obtener el número de relaciones de cointegración se utiliza el test de la traza dado por:

$$\lambda_{traza}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln \hat{\lambda}_i$$

Donde T es el número de observaciones y $\hat{\lambda}_i$ corresponde al i -ésimo valor propio de la matriz Π , los valores críticos de estos test se obtienen con simulaciones de Montecarlo.

4.1. Datos

En esta estimación se tomaron datos trimestrales para el periodo comprendido entre 1994-1 y 2012-2. La tasa de cambio real utilizada es la deflactada con precios al consumidor y ponderaciones de comercio no tradicional que calcula el Banco de la República. El consumo público como porcentaje del PIB se toma de las cuentas nacionales del DANE a precios constantes. Los activos externos netos corresponden a la posición de inversión internacional que calcula el Banco de la República y se multiplican por la tasa de interés *prime*. La razón de productividad por hora en la industria se construye con datos del *Bureau of Labor Statistics* (BLS) de Estados Unidos y el DANE. La fuente de los términos de intercambio es el Banco de la República. Para el cálculo del PIB socios se toman los crecimientos del PIB de Estados Unidos, Zona Euro, Ecuador, Venezuela, Perú, Brasil y México y se ponderan por el comercio no tradicional. En el cálculo del diferencial de tasas de interés real se toman las tasas del mercado interbancario, la inflación al consumidor y el EMBI desde 1999. Para los datos anteriores a 1999, se utiliza la tasa de interés implícita en los pagos de deuda externa de largo plazo del sector público. A esta tasa se le resta la tasa de interés de los bonos federales de Estados Unidos para obtener una estimación del *spread* soberano de la deuda pública colombiana.

4.2. Estimación

Tomando en cuenta las relaciones mencionadas anteriormente, se llevó a cabo una estimación para determinar la relación del tipo de cambio real con sus determinantes. La estimación realizada corresponde a un modelo DRIFT con dos rezagos de acuerdo a la notación usual de estos modelos (Johansen (1988, 1994) y Johansen y Juselius (1995)), es decir, un modelo con tendencia lineal en el componente de corto plazo y constante en el vector de cointegración. Cabe mencionar que además de variables dummies estacionales y de intervención tipo pulso, se incluyeron como variables exógenas el PIB de socios y el diferencial de tasas de interés entre Colombia y los Estados Unidos.

Como es usual en este tipo de técnica, en primer lugar se verificó el orden de integración de las variables (ver apéndice A), los resultados obtenidos en las pruebas de raíz unitaria

indican que las series son en su totalidad integradas de orden uno, por lo que se puede verificar si tienen tendencias en común en el largo plazo. Al obtener que las series no son estacionarias, se llevó a cabo una prueba de cointegración, que como se menciona anteriormente determina el número de relaciones lineales independientes de largo plazo entre el sistema de variables. Los resultados de las pruebas muestran que se debe escoger un modelo DRIFT con una ecuación de cointegración, es decir, el rango de la matriz Π es uno.

De esta forma, al existir cointegración entre las variables, se puede estimar un VAR en niveles o un VEC. Al respecto surgen diversos debates sobre que representación es más adecuada mostrar. Sin embargo, dado que se puede identificar una sola ecuación de cointegración (el rango de Π lo permite) en el documento se consideró un VEC, el vector de cointegración estimado es el siguiente:

Cuadro 1. Vector de cointegración

	<i>TCR_{ipc}</i>	<i>AEN</i>	<i>GASTO</i>	<i>PRODUCTIV</i>	<i>TI</i>	<i>Cons</i>
β	1.000	0.097	7.284	-1.605	0.515	0.372
Exclusión	-	1.798	4.656	-5.835	4.0545	-
Exóg. (α)	-3.477	0.257	-1.707	2.506	-3.780	-

Nota: La primera fila muestra el vector de cointegración estimado. La segunda y tercera fila muestran las pruebas de exclusión y exogeneidad respectivamente. **Fuente:** Cálculos de los autores

Teniendo en cuenta que a la representación en el Cuadro 1 es necesario cambiarle el signo para interpretar el efecto, la relación de equilibrio estimada muestra que existe una relación negativa entre el tipo de cambio (TCR) y los activos externos netos (AEN)⁷, el gasto del gobierno (GASTO) y los términos de intercambio (TI). Mientras que una positiva con la productividad relativa de Estados Unidos frente a Colombia. Como todas las variables están en logaritmo, los componentes de β se pueden interpretar como elasticidades, de esta

⁷ La variable AEN es significativa en el vector de cointegración cuando se introduce multiplicada por la tasa de interés internacional *Prime* (ver gráfico 6). Esto se debe a que de esta manera es una mejor aproximación de las obligaciones financieras externas.

forma, la elasticidad del tipo de cambio real a los AEN y a los TI es de -0.1 y -0.5 lo cual muestra una relación inversa pero menos que proporcional; por otro lado, la semi-elasticidad al gasto del gobierno es de -7.3 y la elasticidad del tipo de cambio con respecto a la productividad es 1.6.

La significancia de los coeficientes se puede considerar como una prueba de exclusión (pues solo se evalúa una ecuación de cointegración). En el cuadro 2, se muestran los valores t correspondientes a cada β , se observa que en todos los casos los coeficientes son significativos. Por último se verifica la significancia de la matriz α de velocidad de convergencia al equilibrio, los resultados muestran que del conjunto de variables la única exógena débil son los AEN.

Finalmente, se lleva a cabo el análisis de residuales, cuyos resultados se muestran en el apéndice A, los resultados indican que los errores en el modelo identificado no están correlacionados y se distribuyen normalmente.

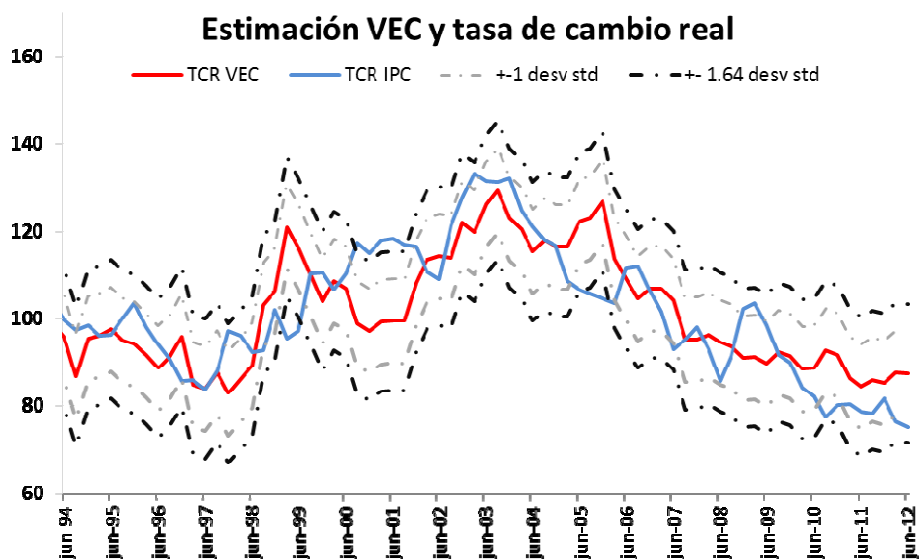
Estas elasticidades tienen signos consistentes con lo esperados de acuerdo a lo mencionado en la sección 2. No obstante, estos resultados deben ser respaldados por lo que muestren los impulsos respuesta, pues estos coeficientes ignoran la dinámica de corto plazo de las series y por lo tanto es más adecuado derivar unas elasticidades utilizando las funciones de impulso respuesta (Lutkepohl (1993)).

5. Resultados

De acuerdo con los resultados de la sección anterior, en esta parte del documento se toma el vector de cointegración estimado y se evalúa en las variables del modelo como medida de equilibrio del tipo de cambio real. Dicha medida refleja donde se encontraría la tasa de cambio real si en cada momento del tiempo se ubica en su nivel de largo plazo dados unos niveles de sus determinantes. El Gráfico 11 muestra la evolución de la tasa de cambio real de equilibrio estimada junto con la observada. Los intervalos de la estimación se construyen sumando y restando a la estimación puntual una desviación estándar de la diferencia entre la estimación y la tasa de cambio real observada. Dado que los residuos de la estimación

son normales, los intervalos del Gráfico 11 a 1 y 1.64 desviaciones estándar contienen aproximadamente el 68% y 90% de los datos respectivamente⁸.

Gráfico 11



El Cuadro 2 descompone los movimientos del TCRE entre sus determinantes. De acuerdo con este, la principal fuente de apreciación del TCRE a mediados de los años noventa fue el importante aumento del consumo público, que creció alrededor de 5 puntos del PIB, y que se tradujo en presiones hacia la apreciación de la tasa de cambio de 33,1%. Echavarría, Vásquez y Villamizar (2005) encuentran un resultado similar. Para el mismo periodo, una mejora en los términos de intercambio presionó aún más la apreciación de la tasa de cambio. En contrapeso, la menor productividad de la industria relativa frente a EE. UU y en menor medida el deterioro en los AEN hicieron que la revaluación no fuera mayor. Cabe resaltar que para otras mediciones de productividad en el sector transable, se encuentra que

⁸ Este intervalo de confianza cubre el 68% y 90% de los datos bajo el supuesto de que la diferencia entre el TCRE y el TCR observado es normal. Al realizar la prueba Jarque – Bera sobre esta diferencia se encuentra que no se rechaza que se distribuya normalmente con un p-valor de 0.67 y un estadístico estimado de 0.80.

de hecho en este periodo hubo aumentos de productividad que impulsaron la apreciación en este periodo (Arias y Zuleta, 1997; Carrasquilla y Arias, 1997; Calderón, 1997).

En este modelo, sin embargo, los datos muestran que en la década de los noventa se amplió el diferencial de productividades entre Colombia y EE. UU. y que la fuerte depreciación de finales de la década de los noventa, de 30.2% en el TCRE de equilibrio se debió a una fuerte caída de la productividad laboral en la industria nacional.

En este modelo VEC se encuentra que el proceso de apreciación que se ha venido dando desde 2003 y que a diciembre de 2011 acumulaba una revaluación del TCRE y del TCR observado, se debe al fuerte incremento que se ha observado en los términos de intercambio y a un aumento en la productividad de la industria nacional relativa a la de EE. UU. A su vez, de acuerdo con el modelo, el deterioro en los AEN ha impedido que esta apreciación sea mayor (en el mediano plazo), resultados que también encuentran Echavarría, Vásquez y Villamizar (2005).

Cuadro 2

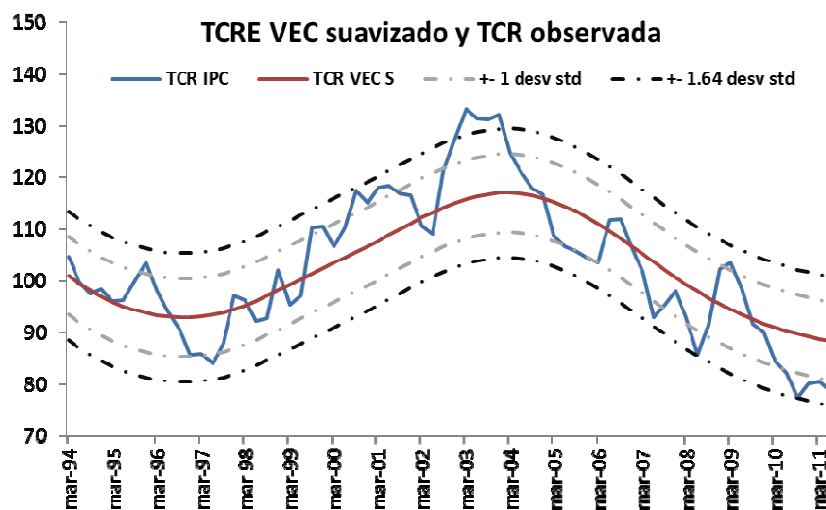
	Periodos		
	1994I-1997II	1998I-1999II	2003 IV-2012-II
Variación en la TCRE	-16.3%	30.2%	-34.2%
Contribución iAEN	8.6%	-3.3%	6.1%
Contribución Términos de intercambio	-7.0%	1.3%	-28.5%
Contribución Consumo Público	-33.1%	-11.3%	-2.2%
Contribución Productividad	15.3%	43.5%	-9.6%

Siguiendo a MacDonald y Ricci (2003), se calcula una medida de TCRE⁹, por medio de un VEC suavizado, es decir, aplicando el vector de cointegración del VEC anterior a las series de los fundamentales suavizadas con el filtro de Hodrick - Prescott. Esta metodología intenta incorporar el hecho de que en el corto plazo existen rigideces que impiden que los precios relativos se ajusten completamente para equilibrar los mercados, por lo que puede

⁹ En un modelo VEC la relación de equilibrio resulta de multiplicar el vector de cointegración que se encuentra por los valores de las variables en cada momento del tiempo. En el VEC suavizado se toma el vector de cointegración del VEC, pero se multiplica por las variables filtradas, para omitir movimientos transitorios en las mismas que no deberían dar lugar a cambios en la TCRE.

ser adecuado modelar un TCRE que no incorpora los movimientos de corto plazo de sus determinantes. Los resultados de esta metodología se muestran en el Gráfico 12.

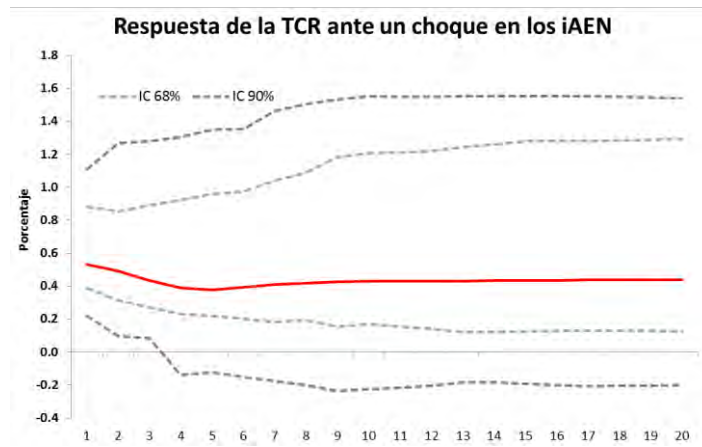
Gráfico 12



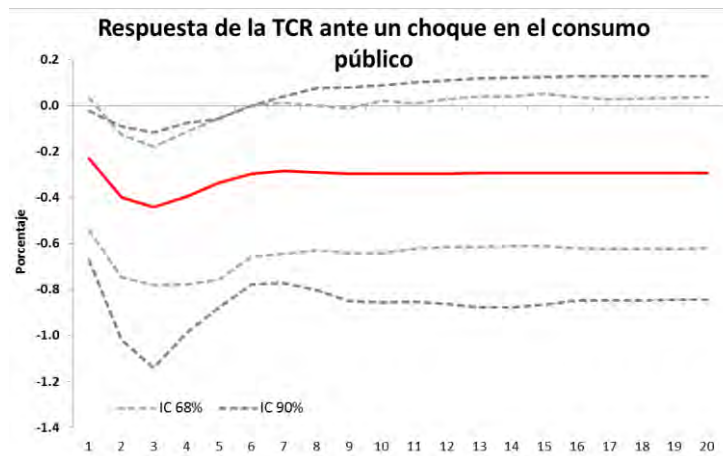
5.1 Gráficos Impulso-Respuesta

Los gráficos 13-16 muestran la dinámica del tipo de cambio real ante un choque en el sistema de variables y sus correspondientes intervalos de confianza al 90% y 68% de acuerdo a la metodología de Hall–Studentized (1992). Los resultados muestran una respuesta positiva y significativa de 0,5% ante un choque de 1% en la variable de activos externos netos. Para el intervalo de confianza al 90% el choque se diluye al tercer trimestre, lo que coincide con el efecto flujo o de corto plazo planteado por Frenkel y Mussa (1986), mientras que al 68% la respuesta es permanente. De otro lado, el aumento de 1% en la relación consumo público a PIB, aprecia la tasa de cambio en 0.4% durante el primer año posterior al choque. Un deterioro en la productividad en la industria de Colombia frente a Estados Unidos de 1%, deprecia la tasa de cambio de manera permanente en 0.6%, y por último, una mejora en los términos de intercambio tiene un efecto negativo sobre la tasa de cambio pero estadísticamente igual a cero.

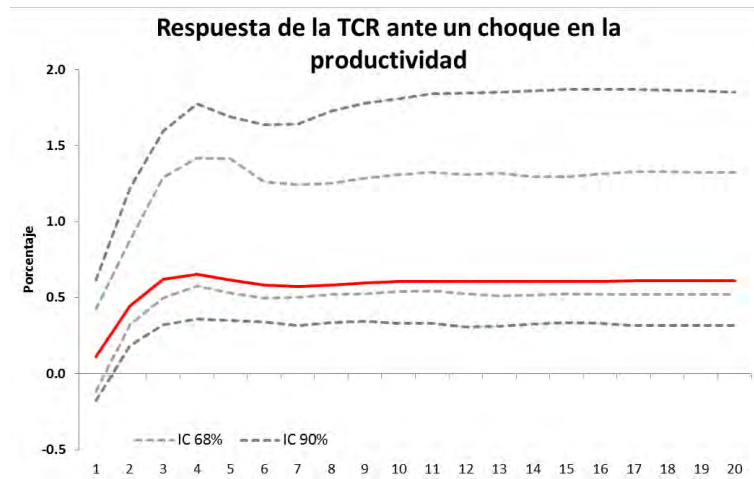
Gráfica 13



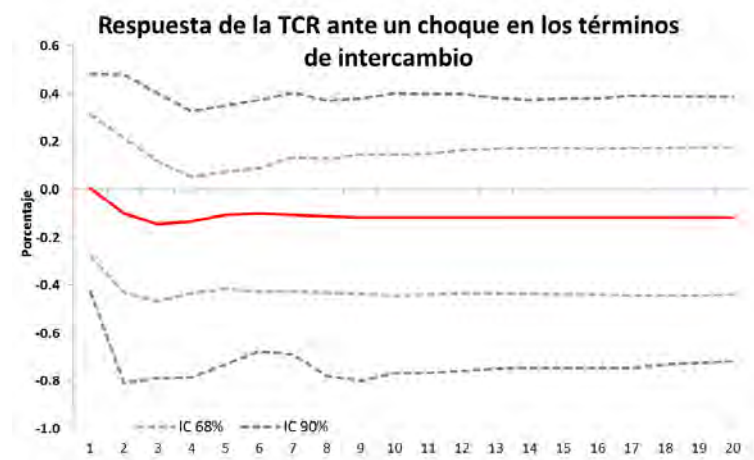
Gráfica 14



Gráfica 15



Gráfica 16



5.2 Descomposición de varianza

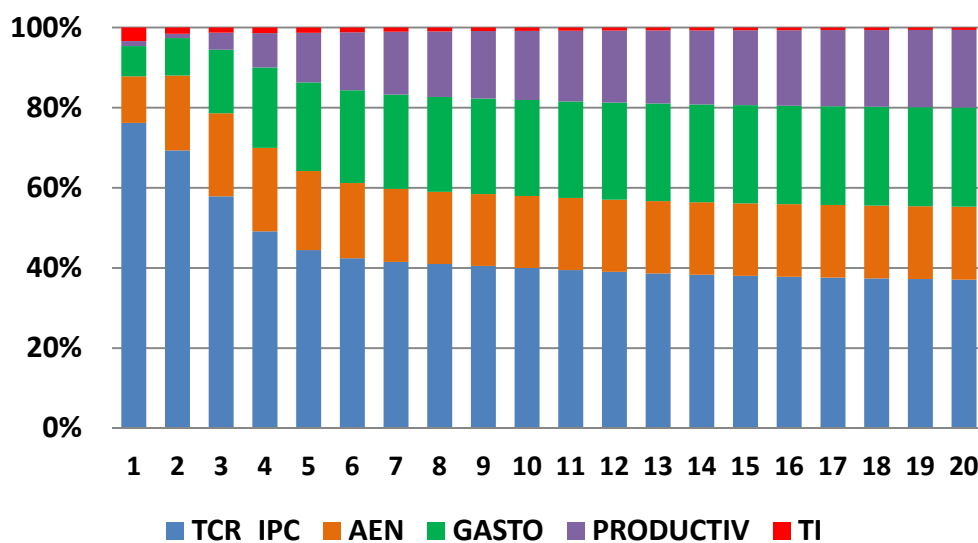
La descomposición de la varianza del error de pronóstico es útil para dar una intuición sobre qué variables son más importantes para explicar la variabilidad de los pronósticos que el modelo lleva a cabo sobre el tipo de cambio real.

La metodología se puede resumir en generar una estimación del error de pronóstico que depende de un conjunto de expresiones en el cual intervienen de forma excluyente y particionada el resto de las variables del sistema. Luego, es posible separar dicha expresión

para cada variable endógena y dividirla sobre el error de pronóstico asociado; así se obtiene un porcentaje de explicación de dicha varianza por cuenta de cada variable.

Los resultados indican que, a un horizonte de un trimestre, la variable más importante al principio del horizonte de pronóstico para determinar el tipo de cambio real son los AEN, seguido por el gasto del gobierno, los términos de intercambio y por último la productividad. Sin embargo, para los pronósticos a un horizonte mayor la situación cambia y toman mayor relevancia el gasto del gobierno y la productividad, mientras que los AEN pierden importancia relativa con respecto a las otras variables endógenas¹⁰.

Gráfico 17. Descomposición de la varianza del error de pronóstico del tipo de cambio real



¹⁰ Cabe mencionar que a lo largo del horizonte de pronóstico la misma variable pierde importancia en la descomposición de varianza, este resultado es común en este tipo de ejercicio en el que a corto plazo el componente autorregresivo de la misma serie de interés tiene una mayor importancia.

6. Conclusiones

En este trabajo se realiza una estimación tipo VEC con el fin de evaluar la relación de largo plazo del Tipo de Cambio Real (TCR) de Colombia con un conjunto de determinantes macroeconómicos considerados fundamentales en la literatura. La metodología econométrica permite adicionalmente, realizar ejercicios para evaluar la importancia relativa de los determinantes de la dinámica del TCR para diferentes horizontes de tiempo.

Dentro de los principales resultados de este ejercicio econométrico se encuentra que la apreciación real del periodo 1994-1997, estuvo en gran parte explicada por el fuerte incremento del consumo público de ese momento. Posteriormente, durante la crisis de 1999, la fuerte depreciación observada se explicó por una caída sustancial en la productividad de la industria de Colombia frente a EEUU. De igual forma, la caída tendencial (apreciación real) en el TCR desde finales de 2003 es explicada principalmente por el movimiento de sus fundamentales. Particularmente, del total de la caída, un 50% se habría explicado por el aumento en los términos de intercambio y un 17% por el efecto Balassa-Samuelson. Este resultado es importante porque prueba la estrecha relación que existe entre el TCR y los términos de intercambio en Colombia teniendo en cuenta que ambas variables muestran un cambio de tendencia en 2003-4 que se mantiene hasta la fecha.

Finalmente, es importante mencionar los resultados de un ejercicio de descomposición de varianza del TCR en el aporte relativo de los diferentes fundamentales y para diferentes horizontes de pronóstico (entre 1 y 20 trimestres). Cabe anotar que este ejercicio hace uso del componente de vectores autorregresivos del VEC por lo que se estudia de manera más completa la interacción de corto y largo plazo entre las variables. Los resultados de este ejercicio permiten identificar a las variaciones en los activos externos netos como el fundamental que más explica la dinámica del TCR en horizontes de pronóstico de corto plazo. Adicionalmente, es posible afirmar que las variaciones en el consumo del gobierno son muy importantes para explicar las variaciones del TCR en el mediano plazo.

Como una posible línea de investigación futura, es interesante realizar estimaciones con datos de tipo panel de países emergentes ya que permiten capturar la sensibilidad del TCR

a un número mayor de episodios de los fundamentales y no sólo a lo ocurrido históricamente en Colombia.

Referencias Bibliográficas

1. Arias, A & Zuleta, H. "Tasa de Cambio Real e Inversión. La Experiencia de 1990-1996,". (1997). Banco de la Republica de Colombia - Borradores de Economía No 076
2. Bussière, M; Ca' Zorzi, M; Chudík, A & Dieppe, A. (2010). "Methodological advances in the assessment of equilibrium exchange rates". European Central Bank- Working Paper Series 1151.
3. Calderón Zuleta, A. "La tasa de cambio real". (2007). Montenegro, Santiago compilador. En: Los determinantes de la tasa de cambio real en Colombia, Universidad de los Andes.
4. Caputo, R & Núñez M, (2008). "Equilibrium Real Exchange Rate in Chile: Alternative Approaches", Journal Economía Chilena (The Chilean Economy), Central Bank of Chile, vol. 11(2), pages 59-77, August.
5. Carrasquilla, A & Arias, A. "Tipo de cambio real en Colombia. ¿Qué pasó?". Montenegro, Santiago compilador, En: Los determinantes de la tasa de cambio real en Colombia, Universidad de los Andes, 1997.
6. Clark, P.B & R. MacDonald (1999). "Exchange Rates and Economic Fundamentals: a Methodological Comparison of BEERs and FEERs." En MacDonald, R. y J. Stein Equilibrium Exchange Rates. Boston. Kluwer Academic Publishers.
7. Echavarría, J, Vásquez, D & Villamizar, M (2005). "La tasa de cambio real en Colombia. ¿Muy lejos del equilibrio?", Borradores de Economía # 337, Banco de la República
8. Echavarría, J; López, E & Misas, M, (2007). "La Tasa de Cambio Real de Equilibrio en Colombia y su Desalineamiento: Estimación a través de un modelo SVEC," Borradores de Economía # 472, Banco de la República.
9. Frenkel, J.A. & Mussa, M. (1985): "Asset markets, exchange rates and the balance of payments", en R.W. Jones y P.B. Kenen (eds.), Handbook of international economics (Vol.2). Amsterdam, North-Holland, págs. 679-747
10. Hall, P. (1992). The Bootstrap and Edgeworth Expansion, Springer, New York.
11. Hansen, H. & Juselius, K., CATS in RATS. (2005). Cointegration Analysis of Time Series. Version 2. Estima.

12. Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, No. 12, pages 231-54.
13. Johansen, S. (1994), "The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of non-stationary variables", *Econometric Reviews*, No. 13, pages 205-29.
14. Lee, J., G.M. Milesi-Ferretti, J. Ostry, A. Prati, & L.A. Ricci, 2008. "Exchange Rate Assessments: CGER Methodologies", IMF Occasional Paper No. 261, (Washington DC: International Monetary Fund).
15. Lütkepohl, H. (1993), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Second Edition.
16. Mac Donald, R & L. Ricci (2003). "Estimation of the equilibrium real exchange rate for South Africa" IMF Working paper No 03/44.
17. Obstfeld, M. y K. Rogoff. (1996). "Foundations of International Macroeconomics," The MIT Press, Cambridge, MA, USA.
18. Oliveros, H & Huertas, C (2002): "Desequilibrios Nominales y Reales del Tipo de Cambio en Colombia," Banco de la República de Colombia - Borradores de Economía No. 220.
19. Puyana, R (2010), "El Efecto Balassa- Samuelson en Colombia" Banco de la República Borradores de Economía No 630.
20. Vargas, H. (2006) "Tasa de cambio real y política monetaria". Documento de trabajo de la Gerencia Técnica. Banco de la República.

Anexos

Apéndice A. Pruebas econométricas

Cuadro A1. Pruebas de raíz unitaria

Variable	ERS	KPSS	Ng Perron	Modelo
Tipo de cambio real	I(1)	I(0)	I(1)	Constante
Activos Externos Netos	I(1)	I(1)	I(1) al 1%	Constante
Gasto del gobierno	I(1)	I(1) al 1%	I(1)	Constante
Productividad	I(1)	I(1) al 1%	I(1)	Constante
Términos de Intercambio	I(1)	I(1)	I(1)	Constante

Cuadro A2. Rango de cointegración del modelo

Pruebas de cointegración (resumen)				
Test	NONE	CIMEAN	DRIFT	CIDRIFT
Traza	2	2	1	0
Máx. Valor propio	2	2	1	1

Pruebas de cointegración para el modelo considerado: DRIFT(2)				
Prueba de la traza				
Rango	Valor propio	Estadístico	Valor crítico	P-valor
$r \leq 0$	0.405	70.816	69.819	0.042
$r \leq 1$	0.249	33.900	47.856	0.507
$r \leq 2$	0.096	13.593	29.797	0.863
$r \leq 3$	0.054	6.409	15.495	0.647
$r \leq 4$	0.034	2.434	3.841	0.119
Prueba del máximo valor propio				
Rango	Valor propio	Estadístico	Valor crítico	P-valor
$r \leq 0$	0.405	36.916	33.877	0.021
$r \leq 1$	0.249	20.307	27.584	0.320
$r \leq 2$	0.096	7.184	21.132	0.946
$r \leq 3$	0.054	3.976	14.265	0.862
$r \leq 4$	0.034	2.434	3.841	0.119

Nota: Los modelos NONE, CIMEAN, DRIFT y CIDRIFT hacen referencia a modelos sin componentes determinísticos, con constante restringida al vector de cointegración, con constante en el vector de cointegración y tendencia en el componente de corto plazo y con constante y tendencia en el vector de cointegración así como tendencia en el componente de corto plazo respectivamente (ver Johansen (1998)).

Cuadro A3. Pruebas de normalidad sobre los residuales

Pruebas de normalidad			
Ho: Los residuos tienen una distribución normal multivariada			
Prueba de Doornik - Hansen			
	Estadístico	Grados libertad	P-Valor
Asimetría	0.914	5	0.969
Curtosis	8.421	5	0.135
Conjunta	9.334	10	0.501
Prueba de Lutkepohl			
	Estadístico	Grados libertad	P-Valor
Asimetría	1.499	5	0.913
Curtosis	7.829	5	0.166
Conjunta	9.327	10	0.501

Cuadro A4. Pruebas de autocorrelación sobre los residuales

Prueba LM		
Rezago	Estadístico	P-valor
1	26.21	0.40
2	30.47	0.21
3	24.22	0.51
4	23.05	0.57
5	34.56	0.10

Prueba de Pormanteau				
Rezago	Estadístico	P-valor	Estad. Ajustado	P-valor
1	7.10	NA	7.21	NA
2	21.08	NA	21.58	NA
3	44.70	0.48	46.25	0.42
4	68.37	0.53	71.33	0.43
5	102.84	0.27	108.42	0.16
6	135.89	0.15	144.51	0.06
7	158.92	0.20	170.06	0.08
8	186.10	0.19	200.69	0.05
9	206.45	0.27	224.00	0.08
10	226.97	0.36	247.88	0.10
11	253.77	0.34	279.60	0.06
12	279.47	0.33	310.52	0.05

Cuadro A5. Matriz de largo plazo C

Matriz C de Largo Plazo para el Tipo de Cambio Real					
	TCR_IPC	AEN	GASTO	PRODUCTIV	TI
TCR_IPC	0.723	0.123	-5.427	1.139	-0.104
	-3.265	-0.534	-2.487	-3.183	-0.543