

Borradores de ECONOMÍA

Intervenciones cambiarias y
política monetaria en Colombia.
Un análisis de VAR estructural

Por: Juan José Echavarría S.
Enrique López E.
Martha Misas A.

Núm. 580
2009



tá - Colombia - Bogotá - Col

INTERVENCIONES CAMBIARIAS Y POLÍTICA MONETARIA EN COLOMBIA. UN ANÁLISIS DE VAR ESTRUCTURAL

Juan José Echavarría S.
Codirector, Banco de la República.

Enrique López E.
Investigador Principal, Banco de la República.

Martha Misas A.
Profesora Asociada, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Pontificia Universidad Javeriana.

Resumen:

Se utiliza la metodología VAR estructural para evaluar el impacto conjunto de las intervenciones cambiarias y de la política monetaria convencional sobre la tasa de cambio, la tasa de interés y las demás variables del sistema. Se encuentra que las compras netas de divisas devalúan significativamente la tasa de cambio nominal durante un período cercano a 1 mes, en parte debido a que las compras no han sido esterilizadas en su totalidad, y a que han anunciado una política monetaria expansiva en el futuro (el llamado canal de *signaling*). Ello plantea conflictos potenciales de política en un régimen de inflación objetivo. La tasa de cambio nominal aparece determinada con igual fuerza por variables nominales y reales. No se encuentra evidencia de la paridad no cubierta, quizá por la incapacidad de capturar adecuadamente variables como el riesgo y las expectativas de tasa de cambio y de precios.

Clasificación JEL: F31, E52, C32

Palabras clave: intervención cambiaria; política monetaria; VAR estructural.

Resumen en Inglés:

A structural VAR model is developed to jointly analyze the effects of foreign exchange intervention and conventional monetary policy on the exchange rate, interest rates and the other variables of the system. We find that foreign exchange purchases devalue the nominal exchange rate over 1 month, partially because intervention has not been fully sterilized, but also because purchases have announced future expansionary monetary policy (the so called *signaling channel*). This presents potential policy conflicts in an inflation targeting regime. The nominal exchange rate appears determined with equal strength by nominal and real variables. We do not find evidence of uncovered parity, possibly because of inadequate treatment of such variables as risk or exchange rate and price expectations.

Keywords: foreign exchange intervention; monetary policy; structural VAR

¹ Los puntos de vista de este documento no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Se agradecen los comentarios de Hernando Vargas.

I. Introducción

Este documento utiliza la metodología VAR estructural con restricciones de corto plazo para evaluar el impacto conjunto de las intervenciones cambiarias y de la política monetaria sobre la tasa de cambio, la interacción entre ambas políticas y las funciones de reacción de las autoridades. Kim (2003) denomina las intervenciones cambiarias como "la otra política monetaria", y el *Informe al Congreso* de la Junta Directiva del Banco de la República ha enfatizado repetidas veces que, cuando se desea reducir la inflación o impulsar la producción, la intervención cambiaria puede considerarse complementaria, y en ocasiones más eficaz, que la política de tasas de interés.²

El análisis conjunto de las políticas cambiaria y monetaria permite responder un grupo amplio de preguntas: ¿actúan las autoridades *against the wind* cuando deciden intervenir en el mercado cambiario? ¿cuál es el impacto de las intervenciones cambiarias esterilizadas y de la política monetaria actual y futura sobre la tasa de cambio? ¿induce la política de tasas de interés un *overshooting* cambiario como predicen los modelos que incorporan la hipótesis de paridad no cubierta en un contexto de precios rígidos (Dornbusch, 1976)? en caso de que las compras de divisas devalúen la tasa de cambio ¿ocurre ello gracias a que reducen la tasa de interés actual (intervenciones no esterilizadas) o a que anuncian la reducción de las tasas de interés futuras (canal de *signaling*)? ¿Responde la política de tasas de interés a las variaciones en la tasa de cambio?

La metodología propuesta también permite responder preguntas relacionadas con el impacto relativo de la política monetaria y de las intervenciones sobre el nivel de la tasa de cambio; o con el impacto sobre la misma variable de los choques nominales (i.e. las intervenciones cambiarias, las tasas de interés y la demanda de dinero, entre otros) y los choques reales (i.e. producción y términos de intercambio). A un nivel más general, la metodología

² Un resumen de la posición de la Junta Directiva del Banco de la República sobre los determinantes e impacto de la política monetaria y cambiaria aparece en Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2009a).

permite investigar preguntas relacionadas con el impacto de las intervenciones y la política monetaria sobre la inflación y la producción.

Además de esta Introducción, la Sección II del trabajo discute el modelo VAR utilizado y considera las restricciones empleadas. La Sección III presenta las funciones impulso respuesta y los resultados de descomposición de varianza. La Sección IV concluye.

II. El modelo

A. Modelo SVAR con restricciones contemporáneas

El teorema de Wold muestra que un vector de series de tiempo posee una representación VAR (*vector autoregressions*) bajo condiciones relativamente generales, por lo que la metodología aparece adecuada para el análisis empírico del comportamiento de un sistema de variables (Canova, 2007, pp.111). Además, los estudios empíricos muestran que la metodología VAR brinda una excelente caracterización de los segundos momentos de la información económica (Christiano, Eichenbaum, y Evans, 2005).

La metodología VAR estructural, por su parte, tiene como su principal fortaleza un mayor contenido económico. Con este tipo de metodología es posible identificar choques de diferente origen, de acuerdo con supuestos basados en la teoría y que definen el comportamiento de una economía.

Se describe acá la economía colombiana mediante el siguiente modelo VAR estructural, el cual sigue de cerca a Lutkepohl (2005)³:

$$A_0 y_t = A(L) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde A_0 representa la matriz de coeficientes *contemporáneos* que permiten modelar de manera directa la relación simultánea entre las variables observadas, $A(L)$ es el polinomio del operador de rezago, y y_t es el vector de información de dimensión $nx1$ que incluye las variables

³ Corresponde al modelo K en Lutkepohl (2005) y al modelo A en Amisano y Giannini (1997).

$[I, R - R^*, LM3, LP^{sa}, LQ^{ind}, LS, LT^{int}]$; todas ellas excepto I y $R - R^*$ corresponden a logaritmos (ver nota de pie 5), con información mensual para el período enero 2000 – agosto 2008. La definición de las variables es la siguiente:

I : compras *netas* de divisas (compras menos ventas, con valores positivos cuando las compras son mayores a las ventas), tomando en cuenta las tres modalidades de intervención en el período: acumulación/desacumulación de reservas (1. discrecional; 2. mediante opciones); 3. opciones de reducción de volatilidad.⁴ Para cada mes se acumuló la información diaria.

$R - R^*$: diferencial entre las tasas de interés *forward* (marginales) doméstica e internacional.⁵ Se tomó la tasa de interés para un período de maduración de 3 meses proveniente de la curva de rendimientos de los TES en Colombia y en los Estados Unidos. Se trabajó con el promedio mensual de la tasa diaria. La utilización de la tasa de interés a 3 meses como *proxy* de la tasa de corto plazo es común en la literatura.⁶

$LM3$: logaritmo de M3. Se utilizó el promedio mensual de la información semanal. La incluyen los medios de pago como *proxy* de la demanda de dinero, una práctica común en la literatura.

LP^{sa} : logaritmo del índice de precios al consumidor sin alimentos. Se utilizó el valor mensual.

LQ^{ind} : logaritmo de la producción industrial, como *proxy* de la producción agregada o del ingreso. Se utilizó el valor mensual del índice. Algunos trabajos utilizan el llamado *índice de indicadores coincidentes* para el cual también se puede obtener información mensual.

⁴ Para una descripción de las diferentes modalidades de intervención en Colombia en el período 2000-2008 ver Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2009b). Kim (2003) y An y Sun (2008a) también trabajan con compras netas. Además, Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2009a) sugieren que el impacto de las tres modalidades de intervención es relativamente similar.

⁵ Realmente se trabajó con $\ln\left(\frac{1+R}{1+R^*}\right) \approx R - R^*$. Sobre la relevancia de utilizar tasas *forward* o *marginales* ver Boudoukh, Richardson, y Whitelaw (2005); para su utilización en el caso colombiano ver Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2008).

⁶ Ver, por ejemplo, Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999) y Eichenbaum y Evans (1995). Kim (2003), por el contrario, utiliza la tasa de interés REPO fijada por el Banco Central.

LS : logaritmo de la tasa de cambio nominal *spot* (\$/US\$). Se utilizó el promedio mensual de la tasa diaria.

LT^{int} : logaritmo de los términos de intercambio. Se utilizó el valor mensual.

El conjunto de variables consideradas es relativamente similar a las utilizadas por Kim (2003) para los Estados Unidos. La principal modificación consiste en la sustitución del *precio de commodities* por los términos de intercambio, una variable real que sin duda afecta la macroeconomía de una economía pequeña y abierta como Colombia.⁷

Los trabajos que utilizan la metodología VAR en los Estados Unidos muestran que la inclusión del precio de *commodities* (o el precio del petróleo) es esencial para evitar el llamado *price puzzle* (el incremento en las tasas de interés eleva el nivel de precios) y la *anomalía en la paridad no cubierta*. El precio de *commodities* supuestamente recoge expectativas de inflación futura, una variable que consideran las autoridades en sus decisiones, y cuya inclusión permite considerar las tasas de interés de corto plazo al eliminar el llamado efecto Fisher.⁸ Otros autores utilizan los precios internacionales del petróleo, argumentando que éstos recogen esas expectativas futuras de inflación (Kim y Roubini, 2000) y/o choques internacionales de oferta (An y Sun, 2008b).

La literatura suele asociar los choques a la variable $R - R^*$ con choques de política monetaria, y a la variable M (en nuestro caso $LM3$) con choques en la demanda de dinero.⁹ Ello parece correcto en el escenario actual, en que el

⁷ Mahadeva y Gómez (2009) discuten la influencia de los términos de intercambio y las exportaciones reales sobre el PIB y sobre otras variables macroeconómicas en Colombia. Las demás diferencias son menores. Kim (2003) utiliza la inflación total al consumidor (en lugar de la inflación básica), y una tasa de cambio nominal ponderada según el comercio con los principales socios comerciales (en lugar de la tasa de cambio frente al principal socio); utiliza M2 en lugar de M3. Kim y Roubini (2000) utilizan M0 y M1 pero exploran cuán robustos son sus resultados cuando trabajan con M2. Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999) utilizan M1 y M2 y encuentran pocas diferencias en los resultados.

⁸ Ver Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999), Walsh (2004, pp.29, 31, 33) y Kim y Roubini (2000). Ver nota de pie 29.

⁹ Otros autores utilizan la variable *non borrowed reserves* o la relación entre *non borrowed reserves* y *total reserves* para identificar la política monetaria;. La utilización de M0, M1 o M2 como *proxies* de la política monetaria produce resultados paradójicos y poco robustos. (Christiano y Eichenbaum, 1992). Rudebusch (1995) utiliza la porción no anticipada de las tasas

Banco de la República (y otros bancos centrales) otorga la liquidez requerida a la tasa de interés que fijan las autoridades, aún cuando los supuestos podrían no ser enteramente correctos para el comienzo del período, cuando se mantuvieron simultáneamente objetivos de tasa de interés y de cantidad de medios de pago. En ocasiones ello produjo diferenciales importantes entre la tasa de interés repo y las demás tasas de interés de corto plazo (ver abajo).¹⁰

En la ecuación (1) ε_t corresponde a un vector de perturbaciones no correlacionadas serialmente, con matriz diagonal de varianza-covarianza $VAR(\varepsilon_t) = \Sigma_\varepsilon$ ¹¹ El modelo tiene una representación de media móvil (MA) estructural, la cual se presenta en la ecuación (2), donde los elementos de las matrices θ_j representan las respuestas del sistema ante choques estructurales.

$$y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (2)$$

y un modelo VAR(p) asociado, de forma reducida, estacionario y estable como el de la ecuación (3):

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + e_t; e_t \sim (0, \Omega) \quad (3)$$

Existen varias formas de recobrar los parámetros de la ecuación estructural (1) a partir de los parámetros estimados en la forma reducida de la ecuación (3). La estacionariedad del proceso (3) permite alcanzar, de acuerdo con el Teorema de Wold, una representación MA, en términos de las perturbaciones reducidas:

$$y_t = e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots \quad (4)$$

de interés derivada de información de los mercados de futuros de tasas de interés, pero el choque medio resulta muy pequeño, y su impacto es cercano a cero en todos los casos. Para una discusión sobre la medición de choques a la política monetaria en los Estados Unidos ver Bernanke y Mihov (1998).

¹⁰ Un recuento de la manera en que se implementó la política monetaria en Colombia en los 1990s y en 2000-2002 aparece en Hernández y Tolosa (2001).

¹¹ En general, $\Sigma_\varepsilon = I_n$, es decir, es decir los choques son independientes y tienen una varianza unitaria.

donde $\theta_s = \sum_{j=1}^s \theta_{s-j} B_j$ y $\theta_0 = I_n$. La conexión entre el modelo estructural

y el de forma reducida se obtiene a través de las ecuaciones básicas (5) y (6).

$$e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Omega = A_0^{-1} \Sigma_\varepsilon A_0'^{-1} \quad (6)$$

y de la ecuación (7), derivada de las respectivas representaciones MA:

$$\varphi_j = \theta_j A_0^{-1} \quad (7)$$

De la ecuación (6) se deriva un sistema de ecuaciones donde (i) $A_0^{-1} \Sigma_\varepsilon A_0'^{-1}$ tiene $n(n+1)$ elementos libres a ser estimados, siendo n el número de variables en el vector y_t ; (ii) la matriz Ω tan solo contiene $\frac{n(n+1)}{2}$ parámetros y (iii) los n elementos de la diagonal de A_0 son normalizados a 1. Así, para alcanzar identificación, es necesario imponer $\frac{n(n-1)}{2}$ restricciones sobre la matriz A_0 . Como lo señala Hamilton (1994), las condiciones de orden y rango pueden ser verificadas a partir de la matriz:

$$J = \begin{bmatrix} -2D_n^+ [\Omega \otimes A_0^{-1}] S_A & D_n^+ [A_0^{-1} \otimes A_0^{-1}] S_{\Sigma_\varepsilon} \end{bmatrix}$$

Donde $D_n^+ = (D_n' D_n)^{-1} D_n'$, de tal forma que $vech(\Omega) = D_n' vec(\Omega)$, y S_A y S_{Σ_ε} son matrices de ceros y unos que cumplen con: $vec(A_0) = S_A \Theta_A + s_A$, $vec(\Sigma_\varepsilon) = S_{\Sigma_\varepsilon} \Theta_{\Sigma_\varepsilon} + s_{\Sigma_\varepsilon}$; Θ_A y $\Theta_{\Sigma_\varepsilon}$ son los vectores de parámetros libres y varianzas, respectivamente. La condición de rango, para la identificación del SVEC, exige que el número de columnas linealmente independientes de la matriz J sea igual a $(n_A + n_{\Sigma_\varepsilon})$, donde n_A y n_{Σ_ε} se refieren al número de parámetros en A_0 y al número de varianzas que debe ser estimado. La condición de orden requiere que el número de filas de J , $\frac{n(n+1)}{2}$ sea mayor o igual al número de columnas de esa misma matriz.

La estimación máximo verosímil de A_0 puede ser obtenida a partir de la siguiente función de verosimilitud:¹²

$$\ell(A_0) = c + \frac{T}{2} \log \left[|A_0|^2 \right] - \frac{T}{2} \text{tr} \left(A_0' A_0 \hat{\Omega} \right) \quad (8)$$

La cual se maximiza mediante el algoritmo *score* (Amisano y Giannini, 1997).

B. Definición de las restricciones

De acuerdo con Kim (2003), el modelo de restricciones de corto plazo, en comparación con el de restricciones de largo plazo, separa mejor el impacto de los choques de política monetaria y cambiaria. Así mismo, la imposición de restricciones bajo una estructura no recursiva permite revisar un conjunto de posibles simultaneidades en los choques.

La estimación del modelo VAR estructural con restricciones de corto plazo parte de un VAR estándar en niveles, hecho que encuentra justificación en la relación de cointegración existente entre las variables del sistema.¹³ Dicha cointegración implica que el sistema en niveles es estacionario. La determinación de la longitud $p = 8$ del VAR estándar se basa en los resultados obtenidos en la modelación VEC correspondiente.¹⁴

¹² Véanse Lutkepohl (2005), Amisano y Giannini (1997) y Hamilton (1994).

¹³ Como lo presenta Lutkepohl (2005, pp.248-249), un proceso VAR con variables cointegradas no admite una representación VAR en primeras diferencias. La representación VAR en niveles $y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ está cointegrada de rango r si (i) el rango de $\Pi := -(I_K - A_1 - \dots - A_p)$ es igual a r y (ii) $\Pi = \alpha \beta'$. De esta forma se tiene para y_t una representación VECM $\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t$. De la representación $VEC(P-1)$ de un proceso siempre puede recuperarse su representación $VAR(P)$.

¹⁴ El análisis de cointegración se lleva a cabo, a través de la metodología de Johansen (1988), para el sistema de información en el período de estudio. Dicho análisis considera la existencia de uno a doce rezagos y los modelos: (i) *drift*, el cual considera una tendencia lineal determinística en los niveles de las variables y (ii) *cidrif'*, el cual reconoce la existencia de tendencia lineal en el vector de cointegración. La selección de estos modelos, para el análisis de cointegración, se basa en el hecho que en la mayoría de los casos las variables exhiben tendencia lineal en sus niveles y en consecuencia se hace necesario dirimir entre los dos modelos mencionados mediante la selección de componentes determinísticas. Bajo las anteriores consideraciones se llega a la

La imposición de 21 restricciones $\frac{n(n-1)}{2}$ ($n = 7$) lleva al modelo a una identificación exacta, en tanto que, en nuestro caso, 6 restricciones sobre identifican el modelo. El *test* de razón de verosimilitud propuesto por Amisano y Giannini (1997) no encuentra evidencia para rechazar la sobre identificación de restricciones a un nivel usual de significancia. $\chi^2(6) = 7.74$ con un *p-value* = 0.258.

Se llevó a cabo la verificación numérica de la condición de orden y de rango a partir de las filas y de las columnas linealmente independientes de la matriz J , encontrándose un rango igual a 22 y un número de filas igual a 28¹⁵. Tales resultados permiten concluir que el sistema se encuentra identificado.

El conjunto de siete ecuaciones representado en la matriz (9) muestra las restricciones impuestas a los parámetros estructurales contemporáneos. Los ceros indican las restricciones y los coeficientes $g_{ij} \neq 0$ los valores potencialmente diferentes a cero.

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & g_{16} & 0 \\ g_{21} & 1 & g_{23} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & g_{32} & 1 & g_{34} & g_{35} & 0 & 0 \\ g_{41} & 0 & 0 & 1 & g_{45} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & g_{57} \\ g_{61} & g_{62} & g_{63} & g_{64} & g_{65} & 1 & g_{67} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I \\ R - R^* \\ LM3 \\ LP^{sa} \\ LQ^{ind} \\ LS \\ LT^{int} \end{pmatrix} = -A_0(L) \begin{pmatrix} I \\ R - R^* \\ LM3 \\ LP^{sa} \\ LQ^{ind} \\ LS \\ LT^{int} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_I \\ \varepsilon_{PM} \\ \varepsilon_{M^D} \\ \varepsilon_{P^{sa}} \\ \varepsilon_{Q^{ind}} \\ \varepsilon_S \\ \varepsilon_{T^{int}} \end{pmatrix} \quad (9)$$

Donde ε_I , ε_{PM} , ε_{M^D} , $\varepsilon_{P^{sa}}$, $\varepsilon_{Q^{ind}}$, ε_S y $\varepsilon_{T^{int}}$ son perturbaciones estructurales. Es decir, choques en la intervención cambiaria (la "otra política monetaria"), en la política monetaria "convencional", en la demanda de dinero,

existencia de una relación de largo plazo entre las variables consideradas, la cual apoya la existencia de una función de demanda por dinero. Los resultados pueden ser solicitados a los autores.

¹⁵ Las matrices requeridas para la construcción de la matriz J se encuentran a disposición del lector.

en la producción, en la tasa de cambio y en los términos de intercambio, respectivamente. Las restricciones se determinan para los parámetros estructurales *contemporáneos* (en el mismo mes en este trabajo) y en ningún caso para los parámetros estructurales rezagados. Además, aún cuando (9) permite que ciertos parámetros *sean* potencialmente diferentes a cero, pueden resultar siendo ceros en la evaluación empírica del VAR (Sección III.A).

La primera fila de la matriz (9) representa la función de reacción de las autoridades en el mercado cambiario, con ceros en todas las celdas, excepto para el coeficiente g_{16} ($g_{1,LS} \neq 0$, la reacción de la intervención a la tasa de cambio). En otras palabras, se supone que la intervención solo depende *contemporáneamente* de la tasa de cambio. Nuevamente, el esquema permite que las autoridades *si* reaccionen a choques *rezagados* de la inflación o de las otras variables del sistema.

Se sugiere, entonces, que las autoridades solo compran (venden) divisas cuando se presentan choques contemporáneos en la tasa de cambio nominal y/o choques rezagados en las demás variables. Se trata de un supuesto relativamente consistente con los hallazgos de la literatura en el área, pues la mayoría de los bancos centrales tratan de estabilizar la tasa de cambio (*lean against the wind*).¹⁶

Para el caso colombiano, Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2009b) encuentran que las autoridades reaccionan a la tasa de cambio. En el modelo tobit estimado, la probabilidad de comprar divisas crece con la revaluación de la tasa de cambio el día anterior y frente al promedio móvil de los últimos 20 días; pero también crece cuando la inflación del mes es baja o cuando el banco central es acreedor neto.¹⁷ Los autores también encuentran una mayor reacción de las autoridades a la tasa de cambio a medida que ésta continuó revaluándose en el tiempo, pero no hallan cambios en sensibilidad ante variaciones en la inflación o

¹⁶ Con intervenciones que en ocasiones difieren en intensidad para procesos de revaluación y de devaluación, y en signo frente a variaciones intra-día e inter-día. Ver la revisión de la literatura en Edison (1993) y el análisis para los Estados Unidos en Neely (2002).

¹⁷ Los resultados son robustos para las tres definiciones de inflación utilizadas. La inflación observada, el diferencial entre la inflación observada y la meta fijada por las autoridades, y el diferencial entre la inflación observada y las expectativas de inflación. De todas formas, los resultados de la Sección III.B sugieren que la respuesta de la intervención a la inflación es baja.

en la posición neta del Banco Central.

Otras variables no incluidas en el sistema VAR podrían estar involucradas en una función de reacción más general. Según la literatura internacional, los bancos centrales también intervienen para modificar el nivel de las reservas internacionales, los medios de pago, el nivel de largo plazo de la cuenta corriente y de la cuenta de capital.¹⁸ Se trata de funciones de reacción que convendría explorar en investigaciones futuras.

La segunda fila de la matriz (9) presenta la función de reacción de la política monetaria "tradicional", medida por choques ortogonales (i.e no esperados) en el diferencial de las tasas de interés ($R - R^*$). Siguiendo la literatura sobre el tema, se supone que la política monetaria no responde *contemporáneamente* a los choques en la inflación o el producto, básicamente porque la información sobre estas variables no está disponible en el momento en que se toman las decisiones (1 mes en nuestro caso).¹⁹ Esta restricción parece más aceptable cuando la información es mensual (en lugar de trimestral o anual), aún cuando puede ser controversial, si se considera que los bancos centrales disponen de un conjunto amplio de indicadores líderes sobre el comportamiento de la inflación y el producto.

También se asume que la política monetaria no responde *contemporáneamente* a la tasa de cambio (a pesar de existir información contemporánea sobre dicha variable)²⁰ ni a los términos de intercambio. Nuevamente, pueden existir efectos no contemporáneos, y en la Sección III.B se muestra que la política monetaria responde con rezagos a la tasa de cambio. Se permite que el parámetro $g_{21} = g_{R-R^*, I} \neq 0$ (la respuesta contemporánea de $R - R^*$ a I), lo que posibilita que las intervenciones no sean esterilizadas, y lo

¹⁸ Sobre el nivel de las reservas internacionales ver Takagi (1989); Tapia y Tokman (2004) y Blundell-Wignall y Masson (1985); sobre la influencia de otras variables ver Almekinders y Eijffinger (1992) y Bonser-Neal y Tanner (1996).

¹⁹ Gordon y Leeper (1994), Sims y Zha (1998), An y Sun (2008a), Kim y Roubini (2000).

²⁰ Sobre la reacción de la política monetaria a la tasa de cambio en Alemania ver Clarida y Gertler (1997). Kim y Roubini (2000) asumen que la política monetaria de los países del G7 diferentes a los Estados Unidos sí reacciona a la tasa de cambio observada durante el mes, al precio del petróleo y a los medios de pago, pero no a la tasa de interés en los Estados Unidos.

mismo sucede con $g_{23} = g_{R-R^*,M3} \neq 0$ (respuesta de $R-R^*$ a $M3$); se asume que $g_{27} = g_{R-R^*,T^{int}} = 0$ (respuesta de $R-R^*$ a T^{int}).²¹

La fila 3 de la matriz (9) presenta una función convencional de demanda por dinero, la cual depende de la tasa de interés ($R-R^*$), de los precios (P^{sa}) y del ingreso o producto (Q^{ind}). Otra forma de expresarlo, los saldos reales dependen de $R-R^*$ y de Q^{ind} . La función de demanda por M3 que estima el Banco de la República trimestralmente es relativamente similares, con una demanda por saldos reales que depende del PIB y del diferencial de tasas de interés *corregido por las devaluaciones esperadas en Colombia y en el exterior*. Se asume, entonces, que la demanda nominal de dinero no depende *contemporáneamente* de las intervenciones cambiarias ($g_{31} = g_{M3,I} = 0$), de la tasa de cambio (S) o de los términos de intercambio (T^{int}).

Siguiendo a Kim (2003), en la fila 4 se supone que el nivel de precios solo depende de la brecha del producto (relacionada con la producción Q^{ind}),²² aún cuando en nuestro caso también se permite que dependa potencialmente del monto de las intervenciones (no se requieren ceros adicionales para lograr la identificación). La fuerte rigidez de precios que halla la literatura empírica justifica la inclusión de ceros en buena parte de las celdas de la fila.²³ La literatura en el área también asume que la producción es fija durante el mes, y que por ello no depende de ninguna de las demás variables del sistema. La firma cambia pocas veces su nivel de precios (y de producción), debido a fenómenos de inercia, costos de ajuste y demoras en el proceso de planeación.

Se supone en la fila 6 de la matriz (9) que la tasa de cambio es afectada rápidamente por todos los choques en el sistema, teniendo en cuenta que los mercados cambiarios son altamente flexibles e incorporan buena parte de la

²¹ Kim (2003) permite que $g_{27} \neq 0$ pues utiliza precios de *commodities* en lugar de los términos de intercambio.

²² La literatura reciente sobre el tema suele justificar la presencia del gap del producto como *proxy* de los costos reales de producción.

²³ La literatura internacional sobre rigideces de precios es muy amplia. Sobre el caso colombiano véase Julio y Zárate (2008) y López (2008).

información disponible. Se asume, finalmente, que los términos de intercambio no dependen *contemporáneamente* de ninguna de las demás variables, un supuesto razonable para una economía pequeña y abierta como la colombiana.

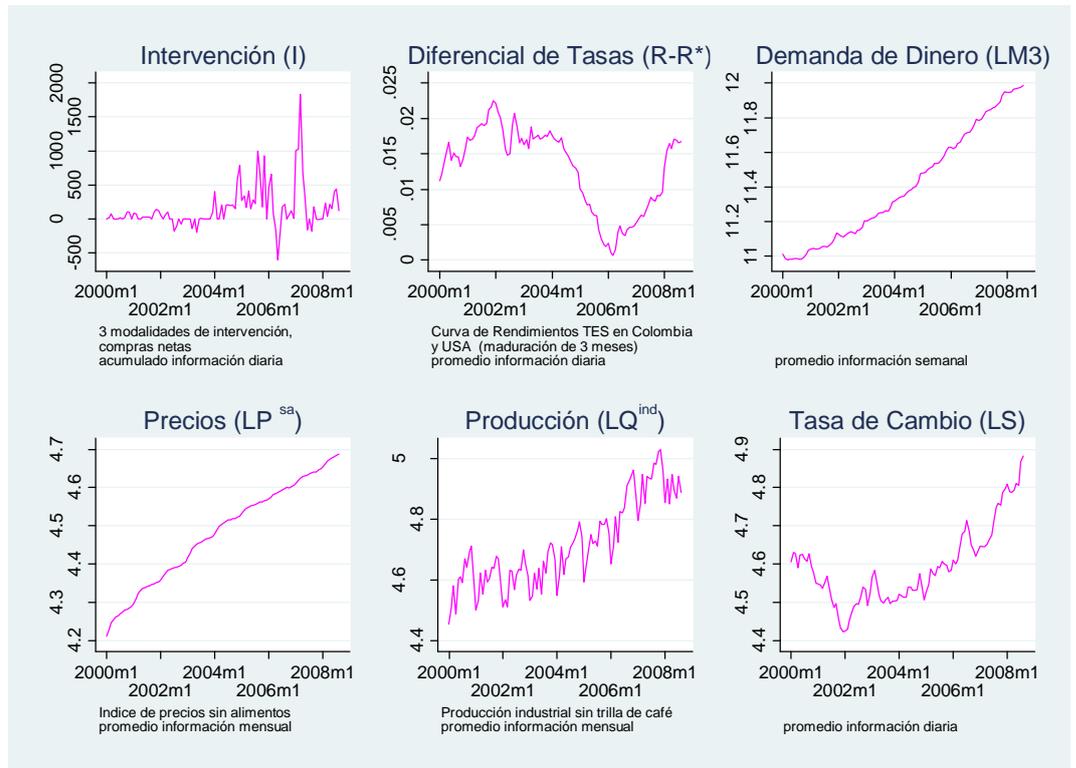
El conjunto de restricciones impuestas es relativamente similar al de Kim (2003), excepto que en nuestro caso se cuenta con mayor margen de maniobra al utilizar los términos de intercambio en lugar del precio de *commodities*. En otras palabras, buena parte de los ceros requeridos como restricciones en el VAR estructural, aparecen en la última fila de la matriz (9), relacionada con la no respuesta contemporánea de los términos de intercambio a las demás variables del sistema. Ello permitió utilizar valores potencialmente diferentes a cero para $g_{41} = g_{p^{sa}, I} \neq 0$ y para $g_{57} = g_{Q^{ind}, T^{int}} \neq 0$; a diferencia de Kim, se supuso que $g_{27} = g_{R-R, T^{int}} = 0$. Kim y Roubini (2000) y An y Sun (2008a) utilizan el precio internacional del petróleo e imponen restricciones similares a las nuestras.

III. Resultados

El modelo fue estimado para el período comprendido entre enero de 2000 y agosto de 2008, con datos de frecuencia mensual, incluye un intercepto y contempla ocho rezagos asociados a la estimación VEC. Se trata de un período de flotación (levemente) administrada de la tasa de cambio bajo un esquema monetario de inflación objetivo. El Gráfico 1 presenta la evolución de las series contenidas en el sistema completo de información y_t . Excepto por las variables de Intervención (I) y el diferencial de tasas de interés ($R - R^*$), las demás variables fueron transformadas mediante la función logaritmo (ver nota de pie 5).

Gráfico 1

Evolución de las Series Contenidas en el Sistema de Información



A. Impulsos Respuesta

Se reportan las funciones impulso respuesta para la política de intervención cambiaria y monetaria, así como para los determinantes de la tasa de cambio.

- Política de Intervención Cambiaria

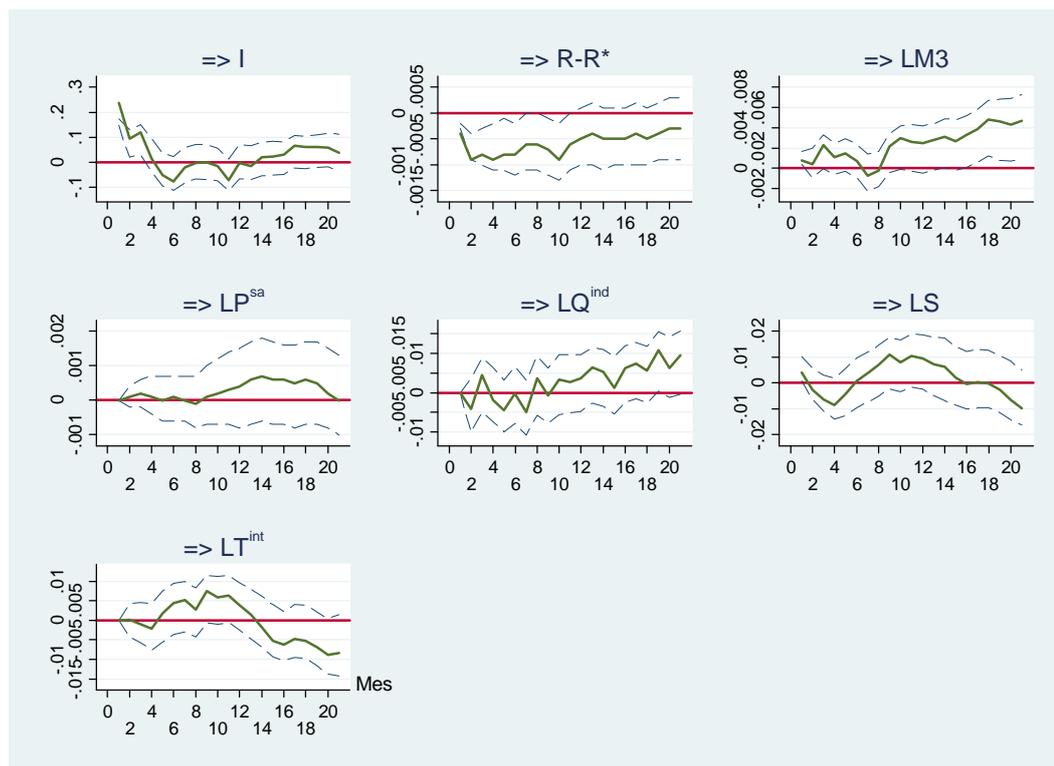
En el Gráfico 2 se reportan las funciones impulso respuesta de cada variable ante un choque positivo de intervención (un incremento en la parte no ortogonal o no esperada de I), considerando un período de 20 meses en todos los casos; las líneas punteadas muestran los intervalos al 95% de confianza.

La intervención ocurre en *clusters*: una vez el banco central interviene en el mercado cambiario existe una alta probabilidad de nuevas intervenciones en los meses siguientes. Por ello Fatum y Hutchison (2001), entre otros, sugieren definir *clusters* de intervención como el *evento* relevante para el análisis. De hecho, el análisis de descomposición de varianza en la Sección III.B sugiere que la mayor contribución a la varianza del error de pronóstico de la intervención la

tiene la misma intervención. En la misma dirección, el análisis tobit utilizado por Vázquez, y Villamizar (2009b) sugiere que la probabilidad de intervención se eleva entre 56% y 63% (para las diferentes especificaciones utilizadas) cuando se interviene el día anterior.

Gráfico 2

Respuesta de las Variables del Sistema ante un Choque Positivo de Intervención
(I)



Conforme a lo esperado, la tasa de cambio se deprecia ante un choque positivo de intervención (compras netas de divisas bajo cualquiera de las 3 modalidades de intervención), pero el impacto solo dura cerca de 1 mes (para períodos mayores la banda de confianza pasa por cero). Echavarría, Vázquez, y Villamizar (2009b) también concluyen que las compras de divisas devalúan la tasa de cambio (con un impacto más duradero) y reducen su volatilidad.²⁴

²⁴ Echavarría, Vázquez, y Villamizar (2009a) concluyen que las compras de divisas no cambian la tendencia de la tasa de cambio (i.e revaluación antes de las compras y devaluación después de las compras) pero si la han suavizado (la revaluación es más suave luego de que se compran

Además, los resultados de descomposición de varianza en la Sección III.B sugieren que el peso de la intervención sobre la tasa de cambio es mayor que el de la política monetaria (con una participación baja para ambas variables) en casi todos los períodos. El resultado es similar al que encuentran An y Sun (2008a) para Japón, aún cuando Kim (2003) halla un impacto similar de ambas políticas para los Estados Unidos.

La comparación entre el efecto positivo de las compras de divisas sobre la tasa de cambio y el mínimo impacto de la política monetaria (ver abajo) sugiere un impacto también positivo para las compras *esterilizadas* de divisas. Este último resultado debe tomarse con cautela, sin embargo, pues el impacto de la política monetaria sobre la tasa de cambio no resulta en general significativo.

La reducción de la variable $R - R^*$ es significativa durante los primeros 11 meses siguientes a la intervención, con resultados de borde para los meses siguientes. La importancia relativa de las intervenciones como determinante de $R - R^*$ se confirma en la Sección III.B (descomposición de varianza). Se sugiere, entonces, que las intervenciones no han sido esterilizadas ($R - R^*$ se reduce durante los primeros meses), al menos cuando se consideran las tasas de interés a 90 días como en nuestro caso, y que las intervenciones han anunciado una política monetaria más laxa (efecto *signaling*, $R - R^*$ se reduce en el mediano plazo).²⁵ Algunos autores derivarían una implicación similar al observar la expansión de $M3$ luego de las compras de divisas, con un efecto que se mantiene en el tiempo.

La importancia del efecto *signaling* plantea la posibilidad de claras contradicciones en el diseño de la política económica. Las compras esterilizadas

divisas). Esto último ocurre para todas las modalidades de intervención, y de manera más clara cuando se reduce el grado de discrecionalidad de la intervención. Se encuentra, finalmente, que el impacto de las intervenciones *against the wind* es más fuerte que el de las intervenciones *with the wind*.

²⁵ Una excelente formalización sobre los distintos canales a través de los cuales puede una intervención esterilizada influir sobre la tasa de cambio aparece en Kearns y Rigobón (2005). Un resumen de la literatura empírica sobre la importancia relativa del canal de portafolio, del canal de señal sobre la política monetaria futura y del efecto señal sobre la existencia de desalineamientos cambiarios aparece en Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2009b). Sobre la política de intervenciones como anuncio de la política monetaria futura véase Kaminsky y Lewis (1993) y Dominguez y Frankel (1993).

de divisas devaluarán menos la tasa de cambio si no se ven acompañadas por bajas tasas de interés en el futuro, pero esta opción puede no existir cuando las autoridades se ven forzadas a subir tasas para enfriar una economía que comienza a recalentarse. Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2009b) muestran que el impacto de las intervenciones fue relativamente estable en Colombia en el período 1999-2008, lo cual no significa que la contradicción mencionada tenga fácil solución. Tendrían que operar con fuerza otros canales como el de portafolio o el de señales sobre burbujas.

¿Cómo se comparan los resultados anteriores con los de diferentes trabajos para Colombia y otros países? El impacto de corto plazo sobre la tasa de cambio nominal coincide cercanamente con los hallazgos de buena parte de la literatura en el campo, y con las creencias de la mayoría de banqueros centrales. Solo unos pocos trabajos encuentran un impacto más duradero.²⁶ La discusión es compleja pues, como mencionan Dominguez y Frankel (1993, pp.140) “Puede ser que la intervención sólo tenga efectos en el corto plazo, pero si estos “efectos de corto plazo” incluyen desinflar una burbuja nueve meses antes de lo que hubiese sucedido sin intervención...”. Como en este trabajo, Kim (2003) concluye que las intervenciones no han sido esterilizadas en los Estados Unidos, y que el efecto señal es importante; el autor encuentra un impacto significativo (y positivo) de la intervención sobre los precios.

El análisis de VAR estructural sugiere que las intervenciones no han sido totalmente esterilizadas en Colombia, un resultado que la Junta del Banco de la República buscó explícitamente en ciertas ocasiones. En el Informe de marzo de 2004 (p.46), por ejemplo, se menciona la preocupación por las tendencias de la tasa de cambio en el mediano plazo, y se sugiere que solo una proporción de las compras de divisas serían esterilizadas. No obstante, en la mayoría de los casos la Junta anunció que las intervenciones serían esterilizadas, con más fuerza cuando la inflación *total* comenzó a acelerarse en la primera parte de 2006.

El Gráfico 3 permite ahondar en la discusión. El primer panel muestra la

²⁶ Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2009b), para Colombia, y Kim (2003), para los Estados Unidos, encuentran un impacto cuya duración no es menor a los 6 meses.

evolución de dos tasas de interés a un día: la tasa REPO (R_{REPO}) y la tasa interbancaria (R_{IB}). El segundo panel reporta las compras netas diarias de divisas bajo las 3 modalidades de intervención, y el panel 3 la diferencia porcentual entre la tasa REPO (R_{REPO}) y la tasa interbancaria (R_{IB}).

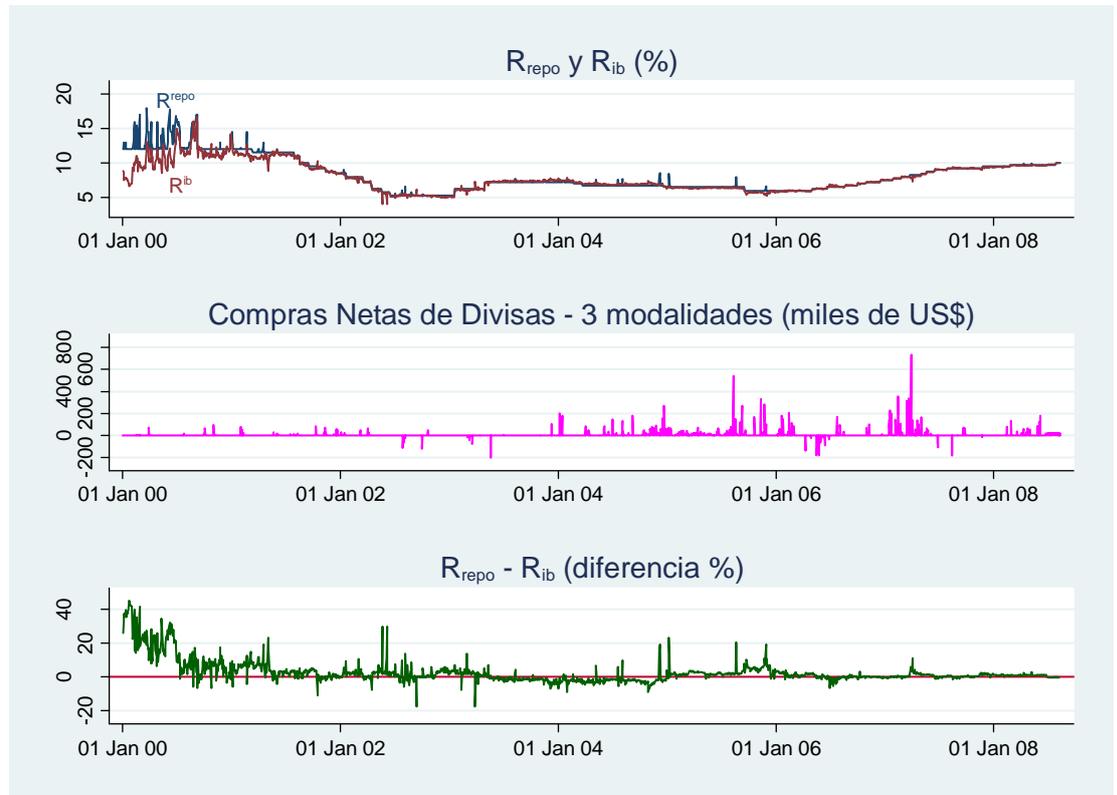
El valor absoluto promedio del diferencial entre R_{REPO} y R_{IB} fue 4.4% en el período completo, un valor relativamente bajo. Además, la diferencia promedio fue apenas 0.9% para los días posteriores a Enero 1 de 2006, cuando las intervenciones fueron especialmente altas.²⁷ En resumen, los diferenciales han sido bajos, principalmente desde Enero de 2002, y han sido muy bajos los meses posteriores a 2006 cuando las intervenciones fueron altas. Lo anterior sugeriría que las intervenciones de divisas han sido esterilizadas en su mayor parte.

Las autoridades monetarias logran controlar cercanamente la tasa de interés a 1 día (R_{IB}), pero la información sobre la función impulso respuesta contenida en el Gráfico 2 sugiere que no logran controlar con la misma precisión la tasa de interés a 3 meses. En otras palabras, las intervenciones causan efectos indeseados en un régimen de inflación objetivo que pretende alinear con la tasa repo las demás tasas de corto plazo.

²⁷ Las mayores diferencias se observan en el período Enero 01 de 2000 a Enero 01 de 2002 (diferencia promedio para el valor absoluto de 9.9%) cuando las intervenciones fueron bajas; el valor promedio fue 2.6% en el período Enero 01 de 2002 a Enero 01 de 2006.

Gráfico 3

Se Esterilizan las Compras de Divisas?



No se encuentra impacto significativo de las compras de divisas (I) sobre el producto (LQ^{ind}) entre los meses 0 y 12, aún cuando parecen tener un impacto positivo hacia el final del período. Ello podría deberse a que el incremento de I reduce las tasas de interés en el corto y mediano plazo, y eleva la tasa de cambio en el corto plazo. No se observa un impacto significativo de las intervenciones sobre los precios (LP^{sa}) o sobre los términos de intercambio (LT^{int}), debido en parte a las restricciones de corto plazo impuestas en la última fila de la ecuación (9).

- Política Monetaria (variaciones ortogonales en $R - R^*$)

Los modelos teóricos predicen que la política monetaria restrictiva (altas tasas de interés) reduce la demanda de dinero (*efecto liquidez*), produce una caída permanente en el nivel de precios y una caída transitoria en el nivel de producto. Predicen una relación negativa entre la tasa de cambio y la tasa de interés de corto plazo (*modelo stock*, basado en la paridad no cubierta) y una relación positiva entre la tasa de cambio y la tasa de interés de largo plazo

(*modelo monetario*, basado en el *efecto fisher* y en la ecuación cuantitativa del dinero).²⁸ Además, en el *modelo stock* con precios rígidos se predice un *overshooting* cambiario, con revaluación inicial y devaluación en los meses siguientes (Dornbusch, 1976).

Sin embargo, como anotan Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999), para una economía cerrada y Grilli y Roubini (1995) para economías abiertas, la extensa literatura empírica sobre los efectos de la política monetaria está llena de anomalías - enigmas y problemas no siempre resueltos. Frecuentemente un choque positivo de tasas de interés eleva los medios de pago (enigma de liquidez, *liquidity puzzle*) y el nivel de precios (*price puzzle*).²⁹ El trabajo pionero de Sims (1992) encontró que el *price puzzle* no ocurre solo para los Estados Unidos, sino también para Francia, Alemania, Japón y el Reino Unido.

Para los Estados Unidos, Christiano Eichenbaum y Evans (1995) encuentran que la política monetaria restrictiva lleva a la revaluación esperada en el corto plazo, pero no a la devaluación posterior; la tasa de cambio continúa revaluándose durante varios años (luego de los cuales comienza a devaluarse) produciendo lo que los autores denominan *delayed overshooting* y la llamada *anomalía en la paridad no cubierta*.³⁰ Grilli y Roubini (1995) encuentran resultados opuestos a los que predice la teoría de la paridad no cubierta para los países del G7 diferentes a los Estados Unidos y también opuestos a la teoría del *overshooting*.

En ocasiones se atribuyen dichos enigmas a las dificultades de la metodología VAR para incorporar variables que miren hacia adelante (*forward looking*),³¹ a la influencia de variables altamente persistentes (Stock y Watson, 2001) y a problemas comunes a otras metodologías tales como la dificultad para

²⁸ Krugman y Obstfeld (2001), caps.13 y 14

²⁹ Sobre el *liquidity puzzle* ver Leeper y Gordon (1991); sobre el *price puzzle* ver Sims (1992). Para una discusión más amplia de estos resultados contra-intuitivos ver Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999) y Kim y Roubini (2000). Barth y Ramey (2001) argumentan que la política monetaria restrictiva también eleva los costos financieros de las firmas y con ello los precios. Ver nota de pie 8.

³⁰ Para una discusión sobre la llamada anomalía en la paridad no cubierta y sus implicaciones ver Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2008).

³¹ Los resultados derivados del mercado de futuros de tasas de interés son poco robustos y en general insatisfactorios. Ver Dornbusch (1995).

separar el impacto de los choques esperados y no esperados, problemas de agregación en el tiempo, omisión de variables y de choques, no linealidades y quiebres en los parámetros;³² también se mencionan los problemas que conlleva trabajar con un número reducido de rezagos en algunos de los trabajos disponibles;³³ finalmente, el proceso de identificación de choques ha generado una amplia polémica en la literatura reciente.³⁴ Otros autores mencionan que los modelos de equilibrio general disponibles difícilmente explican los zeros impuestos como restricciones en los trabajos que utilizan la metodología VAR estructural, por lo que convendría imponer restricciones de signo en lugar de zeros (Canova, 2007, pp.111, 147, 148). Se mencionó arriba, además, que los instrumentos de la política monetaria en Colombia no fueron idénticos en 2000-2002 y en los años posteriores.

Las anomalías – enigmas han ido desapareciendo de los trabajos empíricos de VAR estructural, sin embargo, por lo que buena parte de los problemas podrían simplemente residir en el impacto indeseable de variables omitidas en los trabajos iniciales. Así, para los Estados Unidos, y para algunos países del G7 diferentes a los Estados Unidos, Kim (2003) y Kim y Roubini (2000), respectivamente, encuentran que un choque positivo en las tasas de interés *de corto plazo* reduce los precios y el producto,³⁵ produce una revaluación instantánea de la tasa de cambio, y una devaluación en los seis meses siguientes. An y Sun (2008a) encuentran un efecto similar para Japón.

³² Las reglas de política monetaria pueden cambiar en el tiempo, por ejemplo, y ello produce alta inestabilidad en los parámetros estimados en modelos VAR con pocas variables (Stock y Watson, 2001).

³³ Los parámetros estimados son más precisos, las bandas de impulso respuesta más reducidas, y es más fácil identificar los choques cuando el modelo VAR empleado tiene pocas variables (Canova, 2007, pp.154). El número de parámetros a estimar se incrementa con el cuadrado del número de variables. Se tendrán que estimar 333 parámetros en un modelo con nueve variables y cuatro rezagos (Stock y Watson, 2001). En este trabajo se omitieron variables fiscales relacionadas con el comportamiento del gasto público y de los impuestos, o variables relacionadas con el riesgo y sus determinantes.

³⁴ Para el caso de Japón An y Sun (2008a) muestran que los resultados del VAR estructural son altamente sensibles al conjunto de restricciones impuestas (zeros en la matriz). Sobre este punto ver también Stock y Watson (2001).

³⁵ Los trabajos empíricos para los Estados Unidos deben de todas formas explicar la correlación positiva que existe entre el índice de producción en "t" y el de la tasa de interés nominal en "t". Para algunos, ello se debe a que la FED sube las tasas de interés cuando sube el PIB como lo sugiere una regla de Taylor simple (Christiano, Eichenbaum, y Evans, 1999).

Esos resultados son los esperados a partir de la ecuación de paridad no cubierta (revaluación inicial) en un escenario de precios rígidos con *overshooting* (devaluación posterior), y "corrige" los enigmas previos.

Como se dijo antes, Kim y Roubini (2000) y otros autores sugieren que el determinante fundamental de los nuevos resultados, en línea con los esperados, es la inclusión del precio de *commodities* o del precio del petróleo en el VAR, precios que se determinan parcialmente en los mercados de futuros y capturan en alguna medida las expectativas de inflación futuras. La inclusión de expectativas también permite aislar el efecto *fisher* de la tasa de interés, con lo cual se está más cerca de la tasa de interés de corto plazo propia del modelo *stock* de tasa de cambio.³⁶ Los demás resultados (e.g. impacto esperado sobre el producto) son robustos a la inclusión o exclusión del precio de los *commodities* (ver nota de pie 8).

En el Gráfico 4 se consideran los efectos de un choque contraccionista de política monetaria (incremento no esperado en $R - R^*$). En primer lugar, se observa que el choque eleva a $R - R^*$ por largo tiempo. Además, la comparación de los ejes en los Gráfico 2 y 4 sugiere un impacto mayor sobre la tasa de cambio de la política de intervención que de la política monetaria.

El incremento en las tasas de interés reduce los medios de pago (no hay *liquidity puzzle*), durante los primeros 3 meses y, nuevamente, en los meses 9-20; y reduce los precios, pero solo en el corto plazo. Los trabajos empíricos para los Estados Unidos también encuentran que el choque restrictivo de política monetaria reduce los precios, pero solo a partir del mes 12 (y lentamente), un resultado que se encuentra en línea con los cambios anuales de precios que tienen lugar en muchos sectores.³⁷

El efecto de los incrementos en $R - R^*$ sobre el producto no es

³⁶ Además, según los autores, el precio del petróleo explica entre 40% y 54% de la inflación y entre 28% y 32% del movimiento en tasas de interés en los países del G7 diferentes a los Estados Unidos. An y Sun (2008b) sugieren que el precio del petróleo captura choques internacionales de oferta.

³⁷ Ver Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999). En adelante se reportan los resultados para el modelo recursivo que los autores denominan *estándar*; no se encuentran diferencias mayores cuando se utilizan modelos no recursivos con restricciones.

significativo en el primer año, pero resulta negativo entre los meses 14 y 20. Este es el resultado que encuentran para los Estados Unidos los trabajos que utilizan el *índice de indicadores coincidentes* como *proxy* del PIB,³⁸ aún cuando el impacto ocurre más temprano en aquellos trabajos que utilizan la producción industrial. Con dicha variable Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999) encuentran una reducción de la producción que comienza en el mes 2 y alcanza un máximo hacia el final de año.³⁹

En síntesis, el trabajo captura el signo esperado de un choque en $R - R^*$ sobre los precios y sobre el producto, pero el efecto sobre los precios se presenta muy pronto, y el efecto sobre el producto tardíamente en relación con la "sabiduría convencional".

Los resultados anteriores coinciden cercanamente con los esperados para una política monetaria restrictiva, pero no sucede lo mismo cuando se considera el impacto sobre la tasa de cambio: el signo obtenido es contrario al esperado en el mes 1. La tasa de cambio se revalúa entre los meses 2 y 4, y se devalúa ligeramente en los meses posteriores (como cabría esperar) pero dichos movimientos no resultan significativos. En resumen, y a diferencia de Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2008) y de Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2009b), no se encuentra evidencia de la hipótesis de paridad no cubierta para Colombia o del *overshooting* que produce la paridad no cubierta en presencia de precios rígidos.

El resultado podría obedecer a que no se cuenta con variables que capture adecuadamente el impacto de los controles de capital vigentes en algunos años

³⁸ Walsh (2004, pp.31). El autor también muestra que los resultados varían según el período considerado. Cuando la muestra termina en 1979 la reacción del producto es más fuerte con un pico en el mes 24. Christiano (1995) y Bernanke y Mihov (1998) sugieren que las diferencias obedecen a diferentes choques de política monetaria y no a inestabilidad en los coeficientes.

³⁹ Es mucho más rápida la respuesta de otras variables relacionadas con la actividad económica, tales como las ventas en el comercio y las utilidades en el comercio y en el sector no financiero (Christiano, Eichenbaum, y Evans, 1999). También caen todos los componentes de la inversión, y especialmente la inversión residencial (Bernanke y Gertler, 1995). Las firmas pequeñas explican buena parte de la caída en producción (Gertler y Gilchrist, 1994). El empleo manufacturero comienza a caer inmediatamente y alcanza un pico al final del año, debido principalmente a la destrucción de puestos de trabajo. Los salarios reales caen, con mayor fuerza en el sector manufacturero.

del período,⁴⁰ o las expectativas de inflación y de tasa de cambio. Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2008) confirman la validez de la hipótesis de paridad no cubierta cuando suponen expectativas racionales y utilizan como variable independiente el diferencial de tasas de interés *para períodos de maduración mayores a 1 año*; también encuentran válida la hipótesis de paridad cubierta para períodos de maduración menores a 1 año, pero en ese caso requieren información proveniente de encuestas sobre expectativas de tasa de cambio (i.e. no resulta válida la hipótesis de expectativas racionales).

Finalmente, la anomalía obtenida acá podría obedecer a que el sistema descrito en la matriz (9) no incorpora una ecuación para el riesgo, una variable que claramente incide sobre la tasa de cambio nominal y sobre la ecuación de paridad no cubierta.⁴¹ No es fácil resolver el problema. Podría pensarse en una ecuación adicional en el sistema que describiera el riesgo, pero éste sería totalmente exógeno pues la matriz (9) no incluye variables relacionadas con la situación de los mercados financieros internacionales, el nivel de reservas internacionales, las finanzas públicas, o los controles de capital, variables que posiblemente afectan el riesgo de prestar a Colombia. No obstante, si se supone que el choque de riesgo es totalmente exógeno, sería difícil separar sus efectos del choque de términos de intercambio, también exógeno.⁴² El número de grados de libertad con que se cuenta es de todas formas limitado, con 104 datos, para un sistema con 7 variables y 8 rezagos en cada variable.

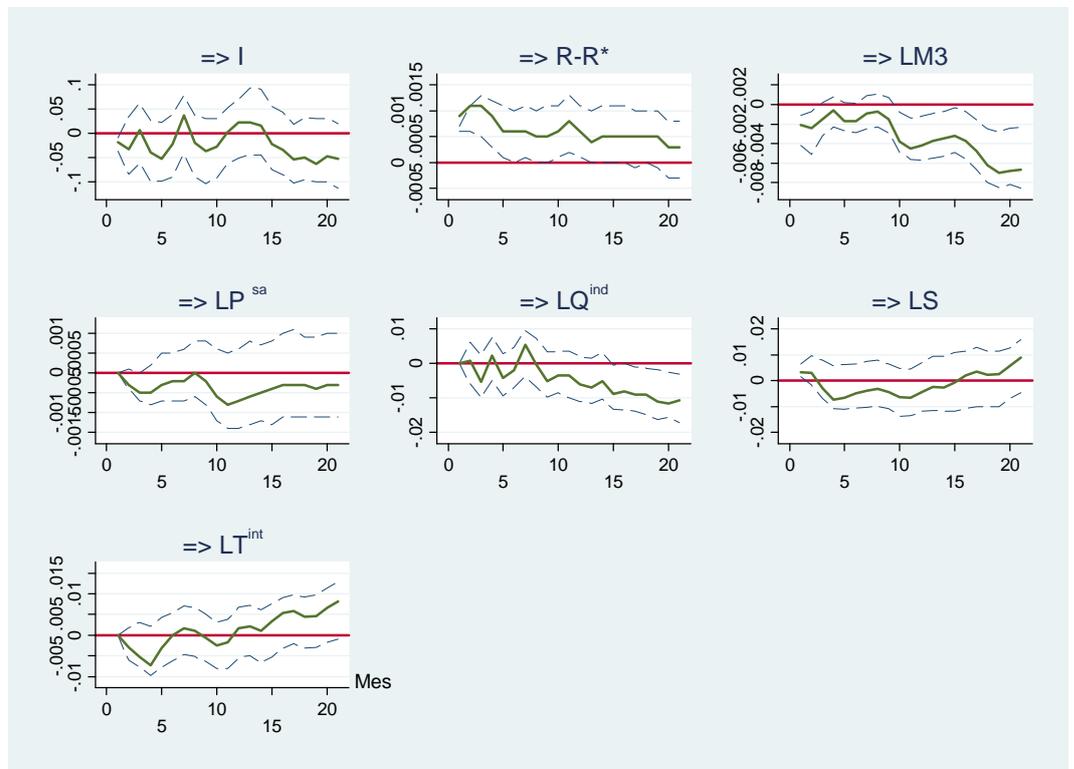
⁴⁰ Sin embargo, Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2008) y Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2009b) encuentran válida la ecuación de paridad no cubierta en ese mismo período.

⁴¹ Se agradece a Hernando Vargas esta observación.

⁴² Se utilizó la variable $R - R^* - embi$ (en lugar de $R - R^*$) en la matriz (9), pero la anomalía se mantiene.

Gráfico 4

Respuesta de las Variables del Sistema ante un Choque de Política Monetaria ($R - R^*$)



- Los determinantes de la Tasa de Cambio Nominal (S)

Conforme a lo esperado, el Gráfico 5 muestra que la tasa de cambio nominal (S) se devalúa cuando se interviene en el mercado cambiario, cuando la inflación sube y cuando el producto o los términos de intercambio se reducen.⁴³ Pero la velocidad del impacto difiere. Mientras la inflación y las compras de divisas elevan la tasa de cambio desde los primeros meses, la revaluación que produce el mayor crecimiento del producto y la mejoría en los términos de intercambio solo se presenta después del mes 11 para el producto, y hacia el mes 8 (resultado de borde) para los términos de intercambio. El análisis de descomposición de varianza en la siguiente Sección sugiere que la importancia

⁴³ Como se mencionó antes, sin embargo, se observa el efecto contrario al esperado para un choque de política monetaria en el primer mes y ningún efecto en los meses posteriores. La ausencia de una ecuación para el riesgo podría explicar dicha anomalía.

de los choques nominales (intervención, política monetaria y demanda de dinero) es similar a la de los choques reales (producto y términos de intercambio), aún cuando es más rápido el impacto de los choques nominales.

Gráfico 5

Determinantes de la Tasa de Cambio Nominal (S)



B. Descomposición de varianza

En la Sección anterior se describieron los efectos dinámicos de los diferentes choques, y ahora se pretende evaluar la contribución de esos choques a la volatilidad de las variables del sistema. Para un horizonte de 20 meses se reporta la descomposición de varianza de los errores de pronóstico para las diferentes variables.

Según la información del Gráfico 6, la mayor contribución a la varianza del error de pronóstico de la intervención la tiene la misma variable; su contribución es 82% en primer mes y, si bien decae en el tiempo, mantiene

valores superiores a 40% en todo el período.⁴⁴ Como se mencionó arriba, la intervención ocurre en *clusters*.

El fuerte impacto de la variable sobre sí misma también se presenta para las demás variables del sistema. Como se observa en el Gráfico 6 y siguientes, dicho impacto es mayor, en orden descendente, para el producto (valor promedio de 64%), la tasa de cambio (55%), los términos de intercambio (51%), la intervención (51%), el diferencial de tasas de interés (37%), la demanda de dinero (36%) y la inflación (21%). El ordenamiento anterior es relativamente consistente en el tiempo, excepto para la inflación y los términos de intercambio, cuya persistencia es muy alta en los primeros meses, pero relativamente baja en adelante.

El análisis de impulso respuesta mostró que en Colombia, como en otros bancos centrales, las autoridades compran divisas cuando la tasa de cambio se revalúa (*lean against the wind*),⁴⁵ y la descomposición de varianza en el Gráfico 6 sugiere que la tasa de cambio "explica" cerca de 13% de las intervenciones. La inflación aparece con un peso de 6%.⁴⁶

La variable que más contribuye a las fluctuaciones en la tasa de interés es la misma tasa de interés ($R - R^*$), con un peso promedio de 37% y superior a 50% en los primeros cuatro períodos. También tienen un impacto importante sobre las tasas de interés las intervenciones cambiarias, con un peso promedio cercano a 25%, y con un impacto máximo luego de seis meses. Ello sugiere, nuevamente, que las intervenciones cambiarias no logran ser enteramente esterilizadas y que las compras/ventas de divisas actúan como señal de una política monetaria expansiva/contractiva.

En la Sección II.B (restricciones) se supuso que la política monetaria no se ve afectada *contemporáneamente* por la tasa de cambio, pero el Gráfico 6

⁴⁴ An y Sun (2008a) obtienen un resultado similar para Japón, con un peso que oscila entre 66% (6 meses) y 46% (48 meses).

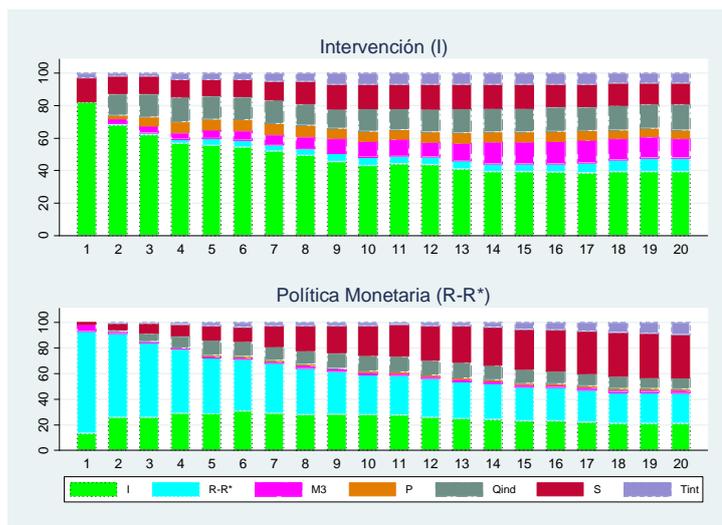
⁴⁵ Lo mismo se encuentra con la metodología E-GARCH utilizada por Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2009b).

⁴⁶ Se trata de valores cercanos a los que encuentran An y Sun (2008a) para Japón. Es difícil explicar la influencia de otras variables como la producción (13%) o la demanda por dinero (8%).

indica que sí la afecta cuando se consideran rezagos. Específicamente, los resultados muestran que la política monetaria responde a la tasa de cambio de manera importante entre los períodos 11 y 20, con un peso superior a 25%. Se trata de un resultado estándar en la literatura.⁴⁷

Gráfico 6

Descomposición de Varianza: Intervención Cambiaria (I) y Política Monetaria ($R-R^*$)



Como cabría esperar, la tasa de cambio nominal está determinada por choques nominales y reales. Las variables nominales diferentes a la misma tasa de cambio (intervención, política monetaria y demanda de dinero) explican el 23% de la varianza de la tasa de cambio, mientras las variables reales (producto y términos de intercambio) explican el 22%. La inercia de la tasa de cambio nominal explica el restante 55% (Gráfico 7). El peso de las variables nominales es sistemáticamente mayor durante los 10 primeros meses (23% para las variables nominales y 9% para las variables reales), y lo contrario sucede entre

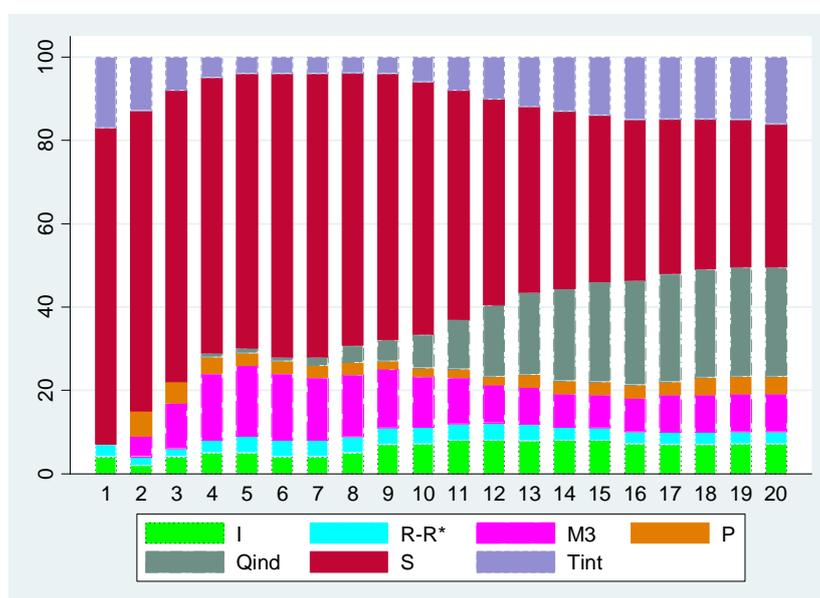
⁴⁷ An y Sun (2008a) encuentran que el comportamiento de la tasa de cambio "explica" cerca del 12% del comportamiento de la política de tasas de interés en Japón, y Kim y Roubini (2000) indican que las autoridades de los 6 países del G7 diferentes a los Estados Unidos bajan la tasa de interés cuando se está revaluando la tasa de cambio. Para los Estados Unidos Kim (2003) *presupone* que las tasas de interés de política no reaccionan *contemporáneamente* a la tasa de cambio cuando restringe los coeficientes del sistema.

los meses 11 y 20 (23% y 36%).⁴⁸

Además de la misma tasa de cambio, en el período completo dominan (en orden descendente), la producción (12%), la demanda de dinero (10%), los términos de intercambio (10%), la intervención cambiaria (6%), la política monetaria (3%) y la inflación (3%). El Gráfico también permite observar que el peso de la intervención sobre la tasa de cambio es mayor que el de la política monetaria (con una participación baja para ambas variables) en casi todos los períodos.

Gráfico 7

Descomposición de Varianza: Tasa de Cambio (S)



Los términos de intercambio (31%) y la tasa de cambio (24%) explican más del 50% del comportamiento del índice de precios sin alimentos (P^{sa}), con un peso conjunto creciente en los primeros 10 meses, alcanza el tope en ese último mes, y se mantiene por encima de 60% en adelante (Gráfico 8). El peso promedio del producto es 8%, con valores superiores a 10% en los períodos 2 a

⁴⁸ Clarida y Gali (1994) también encuentran un peso similar para los choques reales y nominales en la determinación de la tasa de cambio nominal en los Estados Unidos. Debe recordarse, sin embargo, que la respuesta de la tasa de cambio al choque de tasas de interés tenía el signo contrario al esperado el primer mes, y no era significativa en adelante.

6. La política monetaria (4%) tienen un peso relativamente bajo en la explicación de los precios, un resultado consistente con el de Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999) para los Estados Unidos. El peso de la intervención es muy bajo (1%).

El producto (Q) muestra la mayor inercia de todas las variables del sistema, con un peso de 64%. Como determinantes de Q le siguen en importancia la inflación (8%), la política monetaria (8%) y la tasa de cambio (6%). Entre los meses 12 y 20 se destaca la influencia de la política monetaria y la intervención, con un peso de 22% y 13% respectivamente.

El impacto de la política monetaria sobre Q resulta bajo cuando se compara con los Estados Unidos,⁴⁹ pero es relativamente similar al valor de 10% que encuentran Kim y Roubini (2000) para los países del G7 diferentes a los Estados Unidos. Nuevamente, se trata del impacto del choque ortogonal de política monetaria; la influencia de la parte sistemática (endógena) de la política monetaria puede resultar alta.

En contraste con nuestros resultados, Kim y Roubini (2000) encuentran una alta influencia de los choques externos (el precio internacional del petróleo y la tasa de interés del "otro" país).

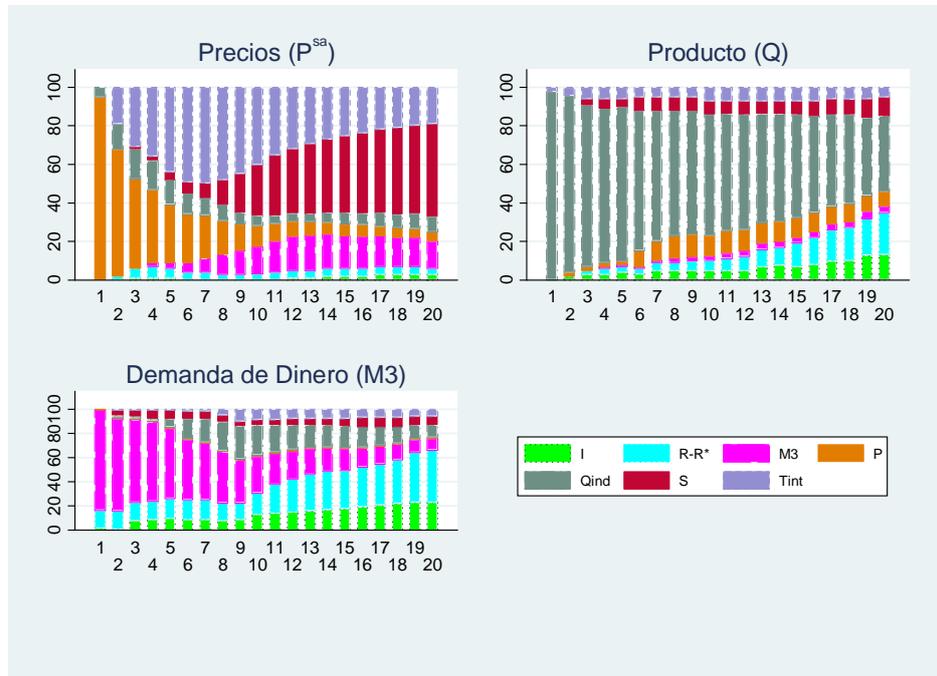
Además de su propia inercia (36%), tienen importancia en el comportamiento de la demanda de dinero (M3) los choques en las tasas de interés (24%) y en el producto (14%).⁵⁰ También la tiene la política de intervención (13%), para algunos un indicativo adicional de que las intervenciones no han sido esterilizadas en Colombia.

⁴⁹ Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999), por ejemplo, reportan un peso de 21%, 44% y 38% de la varianza 4, 8 y 12 trimestres adelante.

⁵⁰ Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999) hallan una influencia muy baja de la política monetaria sobre M1 en los Estados Unidos; ese no parece ser el caso para M3 en Colombia.

Gráfico 8

Descomposición de Varianza: Inflación (π), Producto (Q) y Demanda de Dinero (M3)



IV. Conclusiones

El análisis VAR se ha convertido en una herramienta indispensable para los economistas que deseen resumir la información contenida en distintas series económicas y simular experimentos de política. El análisis de VAR estructural adoptado en este documento permite responder buena parte de las preguntas sugeridas en la Introducción.

No obstante, las conclusiones del trabajo deben tomarse con cautela. La metodología VAR desarrollada por Sims hace más de 25 años se ha convertido en una herramienta obligatoria que permite resumir la información contenida en las distintas series económicas y simular experimentos de política, pero no está exenta de problemas, algunos de ellos comunes a otras metodologías. Nuevos trabajos deberán evaluar la validez de las restricciones impuestas y la sensibilidad a restricciones alternativas en el caso del VAR estructural estimado en este trabajo.

Se encuentra que las autoridades compran divisas cuando la tasa de

cambio se revalúa (*lean against the wind*), y que las intervenciones ocurren en *clusters*: una vez el banco central interviene en el mercado cambiario existe una alta probabilidad de nuevas intervenciones en los meses siguientes. Las compras de divisas devalúan la tasa de cambio durante un período cercano a 1 mes.

La devaluación producida por las compras de divisas se debe tanto a que las intervenciones no han sido esterilizadas ($R - R^*$ cae en el corto plazo) y a que la intervención ha anunciado una política monetaria expansiva en el futuro, el llamado canal de *signaling* ($R - R^*$ también cae en el mediano plazo luego de las compras). Ello reduce claramente el margen de maniobra para las autoridades pues la intervención será menos exitosa cuando las autoridades suben la tasa de interés para luchar contra la inflación en una economía recalentada. Se supuso que la política monetaria no reacciona *contemporáneamente* a la tasa de cambio, pero el trabajo muestra que sí reacciona con rezagos.

La relativa importancia de la tasa de cambio sobre sí misma no es una característica exclusiva de esa variable, y se presenta con fuerza en todos los casos, siendo mayor (en orden descendente) para el producto, la tasa de cambio, los términos de intercambio, la intervención cambiaria, el diferencial de tasas de interés, la demanda de dinero y para la inflación. La persistencia de la inflación y los términos de intercambio es muy alta en los primeros meses, pero relativamente baja a partir del tercer mes.

El trabajo captura el signo esperado cuando se considera el impacto de un incremento en $R - R^*$ sobre el producto y sobre los precios, aún cuando los rezagos no coinciden enteramente con los de la "sabiduría convencional": la caída en los precios ocurre muy pronto, y la caída en producción tardíamente.

Con la metodología empleada no resulta válida la hipótesis de paridad no cubierta (el incremento en las tasas de interés no produce revaluación en el corto plazo). Tampoco se encuentra el *overshooting* que pronostican los modelos que suponen paridad no cubierta y precios rígidos, pues la tasa de cambio no se devalúa en el mediano plazo luego de la revaluación inicial que supuestamente produce el choque positivo en las tasas de interés.

El resultado podría obedecer a que no se cuenta con una variable que capture adecuadamente las expectativas de inflación o las expectativas sobre la

tasa de cambio futura. También, a la ausencia de la variable riesgo, la cual incide claramente sobre la tasa de cambio nominal y sobre la ecuación de paridad no cubierta. Se requieren nuevas investigaciones en este campo.

Conforme a lo esperado, la tasa de cambio nominal se devalúa cuando se interviene en el mercado cambiario, cuando la inflación sube y cuando el producto o los términos de intercambio se reducen. Pero la velocidad del impacto difiere. Mientras que la inflación y las compras de divisas elevan la tasa de cambio en los primeros meses, el producto y los términos de intercambio solo afectan la tasa de cambio a partir del mes 11. El análisis de descomposición de varianza sugiere que el impacto sobre la tasa de cambio nominal de los choques nominales (intervención, política monetaria y demanda de dinero) es similar a la de los choques reales (producto y términos de intercambio), aún cuando es más rápido el impacto de los choques nominales.

V. Bibliografía

- Almekinders, G. J., S. C. Eijffinger, (1992) "Daily Bundesbank and Federal Reserve Intervention and the Conditional Variance Tale in DM/\$-Returns", *Federal Reserve System*, v.438
- Amisano, G., C. Giannini, (1997) *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer, Berlin & New York
- An, L., W. Sun, (2008a) "Monetary policy, foreign exchange intervention, and the exchange rate: the case of Japan", *International Research Journal of Finance and Economics*, v.15
- An, L., W. Sun, (2008b) "Monetary Policy, Foreign Exchange Intervention, and the Exchange Rate: The Case of Japan", *International Research Journal of Finance and Economics*, -15, pp.271-283.
- Barth, M. J., V. A. Ramey, (2001) "The Cost Channel of Monetary Transmission", *NBER Macroeconomics Annual*, pp.199-239.
- Bernanke, B., M. Gertler, (1995) "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, v.9-4, pp.27-48.
- Bernanke, B., I. Mihov, (1998) "Measuring Monetary Policy", *Quarterly Journal of Economics*, v.113-3, pp.869-902.
- Blundell-Wignall, A., P. R. Masson, (1985) "Exchange Rate Dynamics and Intervention Rules", *International Monetary Fund Staff Papers*, v.32, pp.132-159.

- Bonser-Neal, C., G. Tanner, (1996) "Central bank Intervention and the Volatility of Foreign Exchange Rates: Evidence from the Options Market", *Journal of International Money and Finance*, v.15-6, pp.853-878.
- Boudoukh, J., M. Richardson, R. Whitelaw, (2005) "The Information in Long-Maturity Forward Rates: Implications for Exchange Rates and the Forward Premium Anomaly", *NBER Working Paper*, v.1840
- Canova, F., (2007) *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press, New Jersey
- Christiano, L., (1995) "Resolving the Liquidity Effect: Commentary", *Federal Reserve Bank of St.Louis Review*, v.77-3, pp.55-61.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, (1992) "Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock", A. Cukierman, Z. Herkowitz, L. Lederman, *Political Economy, Growth and Business Cycles*, MIT Press, pp.335-370.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, C. Evans, (1999) "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?", J. B. Taylor, M. Woodford, *Handbook of Macroeconomics*, pp.651-148.
- , (2005) "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, v.113, pp.1-45.
- Clarida, R. H., J. Gali, (1994) "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?", *NBER Working Paper*, v.4658
- Clarida, R. H., M. Gertler, (1997) "How the Bundesbank Conducts Monetary Policy", C. Romer, D. Romer, *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago, pp.363-406.
- Dominguez, K. M., J. A. Frankel, (1993) "Does Foreign Exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect", *American Economic Review*, v.83-5, pp.1356-1369.
- , (1993) "Does Foreign Exchange Intervention Work?", *Institute for International Economics*
- Dornbusch, R., (1976) "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, v.84, pp.1161-1176.
- Echavarría, J. J., D. Vásquez, M. Villamizar, (2008) "Expectativas, Tasa de Interés y Tasa de Cambio: Paridad Cubierta y No Cubierta en Colombia 2000-2007", *Ensayos Sobre Política Económica*, v.26-56, pp.150-204.
- , (2009a), "El Impacto de Diferentes Modalidades de Intervención sobre la Tasa de Cambio. Análisis de Eventos", (*mimeo*).
- , (2009b) "Impacto de las Intervenciones Cambiarias sobre el Nivel y la Volatilidad de la Tasa de Cambio en Colombia", *Borradores de Economía*, v.561

- Edison, H. J., (1993) "The effectiveness of central-bank intervention: A survey of the literature after 1982", *Special Papers in International Economics Princeton*, v.18
- Eichenbaum, M., C. L. Evans, (1995) "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates", *Quarterly Journal of Economics*, v.110-4, pp.975-1009.
- Fatum, R., M. Hutchison, (2001) "Is Sterilized Foreign Exchange Intervention Effective After All? An Event Study Approach", *Federal Reserve Bank*
- Gertler, M., S. Gilchrist, (1994) "Monetary Policy, Business Cycles and the Behavior of Small Manufacturing Firms", *Quarterly Journal of Economics*, v.109-2, pp.309-340.
- Gordon, D. B., E. M. Leeper, (1994) "The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification", *Journal of Political Economy*, v.102, pp.228-247.
- Grilli, V., N. Roubini, (1995) "Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G-7 Countries", *Working paper, Yale University*, pp.
- Hamilton, J. D., (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton
- Hernández, A., J. Tolosa, (2001) "La Política Monetaria en Colombia en la Segunda Mitad de los Años Noventa", *Borradores de Economía*, v.172, pp.
- Johansen, S., (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12-2-3, pp.231-254.
- Julio, J. M., H. Zárate, (2008) "The Price Setting Behavior in Colombia: Evidence from PPI Micro Data", *Ensayos sobre Política Económica*, v.26-56, pp.12-46.
- Kaminsky, G., K. K. Lewis, (1993) "Does Foreign Exchange Intervention Signal Future Monetary Policy", *NBER Working Paper*, v.4298, pp.
- Kearns, J., R. Rigobón, (2005) "Identifying the Efficacy of Central Bank Interventions: Evidence from Australia and Japan", *Journal of International Economics*, v.66, pp.31-48.
- Kim, S., (2003) "Monetary Policy, Foreign Exchange Intervention, and the Exchange Rate in a Unifying Framework", *Journal of International Economics*, v.60-2, pp.355-386.
- Kim, S., N. Roubini, (2000) "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach", *Journal of Monetary Economics*, v.45, pp.561-585.
- Krugman, P. R., M. Obstfeld, (2001) *Economía Internacional. Teoría y Política*, Addison Wesley,

- Leeper, E. M., D. B. Gordon, (1991) "In Search of the Liquidity Effect", *Journal of Monetary Economics*, v.29, pp.341-369.
- López, E., (2008) "Algunos hechos Estilizados sobre el Comportamiento de los Precios Regulados en Colombia", *Borradores de Economía*, v.527
- Lutkepohl, H., (2005) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer,
- Mahadeva, L., J. Gómez, (2009) "The International Cycle and Colombian Monetary Policy", *Borradores de Economía*, v.557
- Neely, C., (2002) "The Temporal Pattern of Trading Rule Returns and Central Bank Intervention: Intervention Does Not Generate Technical Trading Rule Profits", *Journal of International Economics*, v.58, pp.211-232.
- Rudebusch, G. D., (1995) "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?""", *International Economic Review*, v.39-4, pp.907-931.
- Sims, C. A., (1992) "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy", *European Economic Review*, v.36, pp.975-1000.
- Sims, C. A., T. Zha, (1998) "Does Monetary Policy Generate Recessions?", *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper*, v.98-12
- Stock, J. H., M. W. Watson, (2001) "Vector Autoregressions", *Journal of Economic Perspectives*, v.15-4, pp.101-115.
- Takagi, S., (1989) "Foreign Exchange Market Intervention and Domestic Monetary Control in Japan, 1973-89", *IMF Working Paper*, v.89/101
- Tapia, M., A. Tokman, (2004) "Effects of Foreign Exchange Intervention Under Public Information: The Chilean Case", *Central Bank of Chile*, v.255
- Walsh, C. E., (2004) *Monetary Theory and Policy*, MIT Press, 2nd edition