

La inflación y la política monetaria colombianas del período 1996-2006: una interpretación *

Carlos Esteban Posada P.♦ y Camilo Morales J.♦

Resumen

Entre los años 2000 y 2006 la inflación colombiana mostró una declinación gradual a pesar de que la economía colombiana es relativamente abierta y su tasa de cambio estuvo sujeta a vaivenes intensos de los flujos de capital. ¿Por qué? Podrían mencionarse varias respuestas alternativas. El presente documento ofrece una: para la autoridad monetaria no es óptimo imponer o tolerar variaciones fuertes de la tasa de inflación y, por ende, se inclina a contrarrestar los efectos que tienen los movimientos exógenos de los flujos de capital sobre la inflación con una política monetaria pro-cíclica. Los datos de 1996-2006 no sugieren lo contrario.

Abstract

The Colombian inflation rate showed a quite modest declination in the period 2000-2006 notwithstanding the Colombian economy is relatively open and his exchange rate was very sensitive to the swings of the capital flows. Why? Several alternative answers could be mentioned. The present document offers one: the monetary authority prefers a gradual approach to reduce inflation and, therefore, counterbalances the effects that have the exogenous movements of the capital flows on the inflation with a pro-cyclical monetary policy. The data of the period 1996-2006 do not suggest the opposite.

Palabras claves: inflación, revaluación, flujos de capital, función de pérdida, política monetaria pro-cíclica

Código JEL: E31; E41; E52; E58

* El presente documento es de la responsabilidad exclusiva de sus autores y, por tanto, no compromete al Banco de la República ni a sus directivas. Se agradecen los comentarios y ayudas de Luis Eduardo Arango, Luz Adriana Flórez, Andrés Felipe García, Munir Andrés Jalil, Lavan Mahadeva, Luis Fernando Melo, Leonardo Villar y los asistentes a un seminario interno del Banco de la República.

♦ Investigador de la Unidad de Investigaciones Económicas del Banco de la República. Dirección: cposadpo@banrep.gov.co

♦ Estudiante de Maestría en Economía de la Universidad de los Andes.

1. Introducción

En Colombia se ha observado una revaluación nominal del peso frente al dólar desde principios de 2003, pese a que el país ha tenido una inflación y una tasa de expansión monetaria mayores que las de Estados Unidos y un crecimiento de los agregados monetarios significativamente superior al del ingreso nominal¹.

En promedio, entre 2003 y 2006, la inflación fue de 5,3% anual (una media que no debe ocultar su caída año tras año), el crecimiento del PIB nominal fue 12,1% y la revaluación nominal del peso frente al dólar fue 1% anual. Por otro lado, al analizar los agregados monetarios para el mismo período, vemos que las tasas anuales medias de aumento de la base monetaria y del agregado M3 fueron 19% y 14,7% respectivamente² (Cuadro 1).

Cuadro 1					
Inflación y aumentos del producto y del dinero en Colombia: 2003-2006					
(Variaciones porcentuales)					
	2003	2004	2005	2006	PROMEDIO
PIB real	3.86	4.87	4.72	6.8*	5.06
PIB nominal	12.32	12.79	10.70	12.41*	12.05
Inflación (IPC)	6.49	5.49	4.85	4.47	5.3
Base monetaria	16.48	16.69	19.55	23.38	19
M3	11.20	13.38	17.60	16.64	14.7
Variación de la tasa de cambio nominal (pesos/dólar)	14.74	-8.74	-11.63	1.60	-1.01

Fuentes: DANE y Banco de la República. Cálculos propios. Los crecimientos de la base monetaria y de M3 se calcularon como los promedios aritméticos simples anuales de las tasas de crecimiento anual para cada uno de los meses. Las variaciones del PIB real y nominal y de la inflación son para el año completo (diciembre-diciembre). La variación de la tasa de cambio se calcula sobre sus promedios anuales.
* Provisional.

Las observaciones previas dan pie a las siguientes preguntas: 1) ¿Por qué no bajó más rápido la inflación, dada la revaluación nominal del peso? 2) ¿Por qué se observa una expansión monetaria tan grande? 3) ¿Será mayor la inflación futura (la de 2008, 2009 y 2010) a la presente, dada la expansión monetaria actual?

Este artículo tiene tres secciones además de esta introducción. En la sección 2 se presenta un modelo altamente simplificado pero capaz de responder las preguntas anteriores bajo una cierta perspectiva. La sección 3 realiza el contraste empírico del modelo de la sección anterior y responde las preguntas iniciales con base en este modelo

¹ Se dice “pese a” pues el modelo más sencillo de determinación de la tasa de cambio nominal (bajo movilidad imperfecta de capitales: Champ y Freeman, 2001, cap. 4) predice que, en el estado estable, las variaciones de esta se asocian positivamente a los excesos de inflación y, por ende, a los excesos monetarios en una economía con respecto a los de la economía cuya moneda sirve como patrón de comparación.

² Promedios aritméticos de las tasas de crecimiento anual de las variables en cada uno de los 12 meses.

y los hallazgos empíricos propios de su puesta a prueba. La sección 4 resume y concluye.

2. El modelo

2.1) Supuestos básicos

A continuación enumeramos los supuestos fundamentales del modelo:

A) La economía es pequeña y abierta.

B) El horizonte temporal de la autoridad monetaria se describe mediante dos períodos, 1 (“presente”) y 2 (“futuro próximo”)³.

C) La autoridad monetaria tiene dos preocupaciones: a) las brechas presente y futura de inflación con respecto a su meta, es decir, la inflación del primer período con respecto a la meta del primer período y la inflación del segundo período con respecto a la meta del segundo período (suponemos exógenas las metas de inflación) y b) la brecha presente entre la devaluación y la inflación pues esta genera desalineaciones de la tasa de cambio real observada con respecto a la tasa real de equilibrio. Suponemos, por tanto, que la autoridad juzga inadecuadas tales desalineaciones por sus eventuales impactos negativos (no especificados). Suponemos que para la autoridad monetaria no es motivo de preocupación una eventual brecha futura entre la devaluación y la inflación.

D) En los dos períodos la brecha entre la tasa observada de inflación y la meta de inflación depende de dos variables: el grado de laxitud (o “postura”) de la política monetaria y la tasa de devaluación (revaluación) nominal.

E) La tasa de devaluación tiene dos componentes: uno permanente, que es monetario, y uno de carácter transitorio o cíclico. Este último se asocia al componente transitorio de los flujos netos de capital. A su turno estos dependen del ciclo externo⁴.

F) El PIB real y la tasa de cambio real de equilibrio de largo plazo son exógenos y, para simplificar, constantes. La tasa de cambio real puede no estar en su nivel de equilibrio de largo plazo en los períodos 1 y/o 2. En tal caso alcanzaría tal nivel en una etapa posterior (“el estado estable”) pero de una manera no especificada por este modelo.

G) Los agentes no esperan devaluación externa ni inflación en el resto del mundo.

³ Suponemos que una situación de estado estable puede estar más allá de su horizonte.

⁴ En lo sucesivo “transitorio” será sinónimo de cíclico, y cíclico hará referencia a los ciclos externos de los flujos de capital.

H) Se hace abstracción de choques de precios relativos pues se supone que estos sólo tienen efectos pasajeros sobre la inflación.

2. 2) Función objetivo, restricciones y resultados

Sea la función objetivo de la autoridad monetaria la siguiente función de pérdida (X):

$$(2.2.1) \quad X = (\pi_1 - \bar{\pi})^2 + \omega(\delta_1 - \pi_1)^2 + \beta(\pi_2 - \bar{\pi})^2; \quad \omega > 0, \quad 0 < \beta < 1$$

Siendo π , $\bar{\pi}$ y δ la tasa observada de inflación, la meta de inflación y la tasa observada de devaluación (o revaluación), respectivamente. Los subíndices 1 y 2 indican los períodos “presente” (1) y “futuro próximo” (2). ω es el peso relativo asignado por la autoridad monetaria a la brecha entre devaluación e inflación y β es el factor de descuento que esta misma aplica a la brecha futura de inflación. Es decir, para la autoridad monetaria es fuente de pérdida las brechas de inflación (con respecto a unas metas de inflación que, en este contexto, son exógenas) y la brecha entre las tasa de devaluación e inflación presente⁵.

El programa de la autoridad monetaria es, entonces, minimizar (2.2.1) con sujeción a las restricciones asociadas a la determinación de las tasas observadas de inflación y devaluación. Estas restricciones son las siguientes hipótesis de determinación de la inflación y la devaluación:

$$(2.2.2) \quad \pi_1 = \theta\mu + \delta_1; \quad \theta > 0$$

$$(2.2.3) \quad \pi_2 = \psi\mu + \delta_2; \quad \psi > 0$$

$$(2.2.4) \quad \delta_1 = m^{ss} + \alpha\mu + \varphi f_{a,1}^\gamma + \beta\varphi(E_1[f_{a,2}])^\gamma; \quad \alpha > 0; \quad \varphi < 0; \quad \gamma > 0;$$

$$(2.2.5) \quad \delta_2 = m^{ss} + \rho\mu + \varphi f_{a,2}^\gamma; \quad \rho > 0$$

$$(2.2.6) \quad E_1[f_{a,2}] = f_{a,2} + v_2; \quad v_2 \sim (0, \sigma_v^2)$$

Siendo μ la *proxy* del patrón (o postura) de política monetaria cíclica presente (solo consideramos la existencia de una política cíclica en el período presente, así que se hace innecesario un subíndice para denominarla), m^{ss} la tasa de crecimiento de la cantidad nominal de dinero de estado estable⁶ y f_a el componente exógeno de los flujos netos de capital (medidos en dólares nominales). La diferencia entre el valor esperado

⁵ Esta formulación no es usual; lo usual es considerar que la función de pérdida tiene dos argumentos: la inflación (o la brecha de inflación) y una brecha de producto (véase, por ejemplo, Obstfeld y Rogoff 1996, p. 636, y, en el caso colombiano, Bernal 2003). Con todo, la incertidumbre que rodea la estimación de una brecha de producto puede ser una de las razones para que las funciones-objetivo de un banco central carezcan de tal brecha (y solo tengan en cuenta variables de precios) sin que tal carencia impida tener funciones de reacción (de política) que estabilicen la economía (Leitemo y Lønning 2006).

⁶ Nótese que la razón de que esta aparezca en la ecuación de la devaluación es que, según el supuesto G, los agentes no esperan devaluación externa ni inflación en el resto del mundo

en el presente de los flujos futuros de capital y el monto efectivo de estos es un error de pronóstico (ν). Para simplificar nos olvidamos de los componentes endógenos de los flujos de capital y suponemos que la política monetaria cíclica incide tanto en las tasas de inflación y devaluación presentes como en las futuras⁷. Además, en lo que sigue se supone, para hacer fácil el análisis, que m^{ss} es independiente de μ y que existe una relación lineal, *ceteris paribus*, entre la tasa de devaluación y la *proxy* de postura de política monetaria, μ .

Por tanto, el problema es:

$$\text{Min}_{\mu} X = \left[(\theta + \alpha)\mu + \phi f_{a,1}^{\gamma} + \beta\phi(E[f_{a,2}])^{\gamma} + Z_1 \right]^2 + \omega\theta^2\mu^2 + \beta \left[(\psi + \rho)\mu + \phi(E[f_{a,2}])^{\gamma} + Z_2 \right]^2$$

$$\text{Con: } Z_1 \equiv m^{ss} - \bar{\pi}_1; \quad Z_2 \equiv m^{ss} - \bar{\pi}_2$$

Las condiciones de óptimo son:

$$(2.2.7) \quad \frac{dX}{d\mu} = 0;$$

$$(2.2.8) \quad \frac{d^2X}{d\mu^2} > 0$$

Es fácil comprobar el cumplimiento de la segunda condición. De la primera condición se deduce (dado el cumplimiento de la segunda condición) el nivel óptimo de postura de política monetaria:

$$(2.2.9) \quad \mu = - \left[\frac{(\theta + \alpha)\phi}{[(\theta + \alpha)^2 + \omega\theta^2 + \beta(\psi + \rho)^2]} \right] f_{a,1}^{\gamma} - \left[\frac{(\theta + \alpha + \psi + \rho)\beta\phi}{[(\theta + \alpha)^2 + \omega\theta^2 + \beta(\psi + \rho)^2]} \right] (E[f_{a,2}])^{\gamma} \\ - \left[\frac{(\theta + \alpha)}{[(\theta + \alpha)^2 + \omega\theta^2 + \beta(\psi + \rho)^2]} \right] Z_1 - \left[\frac{\beta(\psi + \rho)}{[(\theta + \alpha)^2 + \omega\theta^2 + \beta(\psi + \rho)^2]} \right] Z_2$$

Lo anterior significa (bajo el supuesto de que la tasa de aumento de la cantidad de dinero de estado estacionario sea igual a la meta de inflación) que para la autoridad monetaria es óptimo fijar una política coyuntural expansiva cuando: a) hay entrada neta de capitales ($f_{a,1} > 0$) y, entonces, tendencia a la revaluación, y viceversa⁸, y b) cuando

⁷ El supuesto de una única política monetaria es meramente simplificador; si por el contrario se supusiera una política monetaria en el período presente y otra en el período futuro las implicaciones del modelo no cambiarían.

⁸ Mohanty y Klau (2005, citado por Edwards 2006) encontraron como rasgo usual en las funciones de reacción de los bancos centrales de economías emergentes la presencia del argumento “alteraciones de la

hay expectativas de futuras entradas de capital ($E[f_{a,2}] > 0$) y, entonces, tendencia a la revaluación, y viceversa⁹.

No sobra aclarar que en el contexto actual un nivel (o grado) óptimo de política no significa necesariamente que lo sea para la sociedad pues no estamos suponiendo que la función objetivo de la autoridad monetaria sea idéntica a alguna función (que nosotros no definimos) de bienestar social.

En estado estable:

$$\mu = f_a = 0, \text{ lo cual implica que } \pi_1 = \pi_2 = \bar{\pi}_1 = \bar{\pi}_2 = \delta_1 = \delta_2 = m^{SS}$$

La principal implicación del modelo es la siguiente: en fases cíclicas de entradas netas de capitales y, por tanto, de tendencia a la revaluación nominal, o, de manera equivalente, cuando hay expectativas de entradas netas de capital, la política monetaria cíclica es expansiva, y, de manera simétrica, en fases cíclicas de salidas netas de capital, o de expectativas de salidas netas de capital, las autoridades aplican una política monetaria (cíclica) restrictiva.

3. Evidencia empírica, las implicaciones del modelo y las respuestas a las preguntas iniciales

El propósito de esta sección es formular un modelo estadístico que ponga a prueba el conjunto de las implicaciones del modelo teórico presentado en la sección 2, arrojando así respuestas a las preguntas iniciales. En este sentido, esta sección se subdividirá como sigue: primero, se mostrará cuales son nuestras *proxies* de política (postura) monetaria y de flujos de capital; segundo, se construirá nuestra variable de expectativas de flujos de capital, tercero, se presentará la estrategia econométrica para poner a prueba nuestro modelo teórico, cuarto, se expondrán los resultados de las estimaciones, quinto, se repetirá este ejercicio con una nueva forma de modelar las expectativas de flujos de capital y, finalmente, se responderán las preguntas iniciales.

3.1) Variables de política monetaria y de flujos de capital

tasa de cambio real”: su aumento induce aumentos de la tasa de interés del banco central. Esto obviamente es compatible con lo expuesto aquí. Para el caso colombiano Bernal (2003) encontró que el banco central aumenta su tasa de interés 2 punto básicos ante una devaluación real de 10%, siendo estadísticamente significativo el efecto pero, a su juicio, “considerablemente pequeño”.

⁹ Debe notarse que la ecuación 2.2.9 es una función de reacción de la autoridad monetaria con dos características: a) responde a una optimización y b) no es una “regla de Taylor” puesto que ya se han reemplazado las tasas observadas de inflación (y devaluación) por sus determinantes, además de que hacemos abstracción de una eventual brecha de producto. En Bernal (2003) se encuentra un análisis del comportamiento de la tasa de interés del banco central colombiano a partir de una regla de Taylor convencional.

En lo que sigue consideramos como nuestra *proxy* de postura de política monetaria cíclica, μ , la diferencia entre el saldo real observado de M3 y el saldo real de equilibrio de largo plazo, derivado éste de una función de demanda de dinero real cuyos argumentos son los convencionales: el costo de oportunidad del dinero y el producto. La estimación del saldo de equilibrio se evalúa con los valores de equilibrio de largo plazo de tales argumentos (González *et al.*, 2005, y Posada y Morales, 2007). El supuesto básico es obvio: suponemos que la diferencia, si es positiva, indica holgura de la política monetaria y, si es negativa, indica restricción.

El primer paso de la estrategia consiste entonces en estimar una demanda por dinero de la forma:

$$(3.1) \quad m_t = k_0 + k_1 i_t + k_y y_t + \varepsilon_t$$

En la cual m es el logaritmo natural de los saldos reales de dinero, i es el costo de oportunidad de tener dinero, y es el logaritmo natural del PIB y ε_t es un proceso estacionario. Los parámetros de este modelo se estiman por mínimos cuadrados dinámicos (DOLS). Así, nuestra *proxy* de política monetaria se define como la diferencia entre los saldos observados y los demandados en equilibrio:

$$(3.2) \quad \mu = m - m^*$$

$$(3.3) \quad m^* = k_0 + k_1 i_m^* + k_y y^*$$

Los datos para dicha estimación se basan en promedios trimestrales de las cifras mensuales reales desestacionalizados a través de TRAMO-SEATS. Por lo tanto, m es el logaritmo natural del promedio trimestral de M3 real desestacionalizado. Para calcular el costo de oportunidad de tener dinero (i), por una parte, se aproximó el rendimiento del componente rentable de M3 a través de la tasa de interés DTF, así $i^{M3} = \left(1 - \frac{M1}{M3}\right) * DTF$, y, de otra, el rendimiento de los activos alternativos a M3 se aproximó a través de la inflación esperada definida como el pronóstico a un año de un modelo ARIMA¹⁰; el gráfico 1 muestra el valor esperado de la inflación y su valor observado. De esta manera, el costo de oportunidad de tener dinero se define como $i_t = (1 + \pi_{t+4}^e) / (1 + i_t^{M3})$. El cuadro 1 muestra los resultados de la estimación de la demanda por dinero¹¹.

¹⁰ El método utilizado es idéntico al que se expondrá en la sección 3.2.

¹¹ En González *et al* (2006) se encuentra evidencia a la estabilidad de la demanda por dinero en Colombia para el periodo 1980-2005.



Fuente: Banco de la República. Cálculo de los autores.

Cuadro 1. Demanda de dinero. Estimación por mínimos cuadrados dinámicos

Variable dependiente: saldo real de M3 (en logaritmos); promedio trimestral.

	$\hat{\beta}$	Desviación Estandar	Prueba KPSS
<i>c</i>	-11.0456	0.1514	0.2085
<i>y</i>	1.78805	0.0083	
<i>i</i>	-1.87553	0.0158	

Nota: La hipótesis nula de KPSS es cointegración. El valor crítico al 5% es 0.221. Para detalles sobre la prueba vease Shin(1994).

De esta manera, siguiendo los trabajos anteriores aproximamos los valores de largo plazo del costo de oportunidad y el producto a través el filtro Hodrick-Prescott. Finalmente, nuestra *proxy* de flujos de capital es el saldo de la cuenta de capital y financiera según balanza de pagos. El gráfico 2 muestra nuestras *proxies* de política monetaria y de flujos de capital.



Fuente: Banco de la República. Cálculo de los autores.

3.2) Variable de expectativa de flujos de capital

Para poner a prueba las implicaciones del modelo teórico es necesario obtener una variable de expectativas de flujos de capital que cumpla con las condiciones supuestas, es decir, que en promedio los agentes no se equivoquen al realizar predicciones. Si bien pueden ser diversas las formas de obtener una variable de expectativas de flujos de capital, para este trabajo esta se definió como el flujo esperado con base en una modelación ARIMA. Ahora bien, para que las expectativas de este tipo se asemejen a las formadas (probablemente) por los agentes en cada instante del tiempo se debe tener en cuenta que:

A) Los agentes desconocen los verdaderos parámetros que generan la serie de flujos de capital.

B) Una buena estimación de un modelo ARIMA debe contar con un intervalo de tiempo que no sea ni muy extenso ni muy corto.

Dadas estas condiciones estimamos en cada período del tiempo (y con los datos disponibles hasta ese momento) un modelo ARIMA sobre la variable de flujos observados de capital, y, con los resultados obtenidos, realizamos pronósticos sobre estos. Las expectativas serán, entonces, el pronóstico del saldo de la cuenta de capital y financiera.

Dadas estas aclaraciones se procedió de la siguiente manera para determinar en cada período de tiempo los modelos ARIMA y, por lo tanto, las expectativas de flujos de capital:

A) Como solo se cuenta desde 1996 con datos trimestrales del saldo de la cuenta de capital y financiera de la balanza de pagos y antes sólo con datos anuales, se decidió trimestralizar la serie con la metodología de desagregación temporal de Guerrero (1990). La trimestralización se realizó sobre el período 1980 - 1995. Como variables indicadoras se utilizaron las exportaciones FOB, las importaciones CIF y el cambio en las reservas brutas del Emisor. La prueba de compatibilidad, cuya hipótesis nula es compatibilidad de nuestras variables indicadoras con el saldo de la cuenta de capital y financiera, arrojó un estadístico de 2,62 con un *p-value* aproximado de 0,99. El gráfico 3 muestra los resultados finales de este procedimiento.

B) Partiendo de 1995:1, con la serie de saldo de cuenta de capital y financiera ya trimestralizada y, por lo tanto, con datos trimestrales desde 1980:1 hasta 2006:4 se procedió, en cada período de tiempo, a estimar un modelo ARIMA utilizando el indicado por el programa TRAMO-SEATS. En cada modelación ARIMA se tuvo un tamaño de muestra de catorce años; esto equivale a decir que la muestra para realizar la estimación en el trimestre *t* es el conjunto de los datos del saldo de la cuenta de capital y financiera desde catorce años atrás (*t-55*); esto con el fin de ir quitando gradualmente importancia a los valores estimados de la serie y contar con un intervalo de tiempo razonable que permitiera una buena estimación.

**Gráfico 3. Saldo de la cuenta de capital y financiera
(millones de dólares) 1986Q1-2006Q4**



Fuente: Banco de la República. Cálculo de los autores

C) Con las estimaciones de los modelos ARIMA se realizaron pronósticos de flujos de capital esperados en los próximos 2 años, es decir, pronósticos para el saldo en la cuenta de capital y financiera desde $t+1$ hasta $t+8$ ¹².

3.3) Modelo econométrico

Podríamos estar tentados a realizar una estimación del tipo:

$$(3.3.1) \mu_t = \alpha_0 + \alpha_1 fa_t + \alpha_2 fa_t^e + \varepsilon_t$$

Pero es innegable la existencia de, al menos, tres problemas que impiden realizar la regresión (3.3.1). Un primer problema puede surgir de la omisión de la variable tasa de interés de paridad (tasa externa corregida por la devaluación esperada) que, si bien no se encuentra explícitamente en nuestro modelo teórico, puede modificar los flujos de capital y, por lo tanto, la política monetaria. Un segundo problema surge de la múltiple causalidad que puede existir entre los flujos de capital, la política monetaria y la tasa de interés de paridad (vía devaluación esperada). Y, un tercer problema surge de un posible efecto persistente en la política monetaria; esto es, que la postura monetaria de hoy sea fuertemente influenciada por su pasado. Estos dos problemas implicarían que las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de α_0, α_1 y α_2 pueden ser sesgadas e inconsistentes.

Dado lo anterior, una modelación de tipo VARX entre los flujos de capital y la política monetaria es pertinente; en este sentido, la forma estructural del modelo VARX viene dada por:

$$(3.3.2) A_0 Y_t = V + B_0 fa_t^e + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} \dots A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ i_t^* \\ fa_t \end{bmatrix}$$

Siendo $A_0, A_1, A_2, \dots A_p$ matrices de coeficientes, V un vector de constantes, ε_t un vector de residuales incorrelacionados entre si, y Y_t nuestro vector de variables endógenas.

En esta formulación es evidente que se consideran como variables endógenas la política monetaria, los flujos de capital y la tasa de interés de paridad (externa corregida por la devaluación esperada), en tanto que la variable flujos esperados de capital se supone exógena.

¹² La manera como se decidió cual de estos ocho pronósticos utilizar se expondrá mas adelante.

Como es sabido, la estimación de (3.3.2) no es factible por MCO. Por lo tanto se debe recurrir a una factorización tal que estas sean estimables. La forma reducida del modelo es¹³:

$$(3.3.3) Y_t = V^* + B^* f a_t^e + A_1^* Y_{t-1} + A_2^* Y_{t-2} \dots A_p^* Y_{t-p} + e_t$$

Ahora bien, como variable de tasa de interés de paridad se tomó la tasa PRIME y se aproximó a su valoración en pesos a través de la tasa esperada de devaluación definida, al igual que la inflación esperada y las expectativas de flujos de capital, como el pronóstico a un año de un modelo ARIMA de la devaluación anual. Así nuestra variable de tasa de paridad se define como una tasa bruta: $i_t^* = (1 + PRIME)(1 + \delta_{t+4}^e)/(1 + \pi_{t+4}^e)$, donde δ_{t+4}^e es la devaluación esperada. El gráfico 4 muestra la devaluación esperada y la observada.



Fuente: Banco de la República. Cálculos propios.

3.4) Resultados

Para determinar el número óptimo de rezagos en el modelo VARX y el tiempo de pronóstico (a futuro) para nuestra variable de expectativas¹⁴ se procedió de la siguiente manera: i) con los criterios de Hannan–Quinn y Schwarz se eligió el número óptimo de rezagos del VAR y se analizó que los residuales cumplieran las condiciones deseadas, esto es, no correlacionados, homoscedásticos y normales. El número, según los criterios antes señalados, fue 1. Sin embargo, los residuales no cumplían con la

¹³ Lutkepohl, 2005, página 389, y Enders, 2004, página 264.

¹⁴ Es decir, para determinar si nuestra variable de expectativas eran los pronósticos para $t+1$, $t+2$, etc.

propiedad de la incorrelación; por lo tanto, fue necesario agregar un segundo rezago. Una vez obtenido este modelo VAR con dos rezagos, se procedió con los mismos criterios a decidir cual era la mejor variable de expectativas, es decir, si eran mejores los pronósticos a 4, 5, 6, 7 u 8 periodos adelante teniendo en cuenta que debían ser los pronósticos realizados con una antelación de tres periodos para evitar problemas de alta multicolinealidad con la variable de flujos de capital. De esta manera, la mejor variable de expectativas según estos criterios resultó ser la referida a los pronósticos para 8 periodos adelante¹⁵. Las estimaciones se realizaron solo con datos desde 1996:1 para evitar la sobre-utilización de los datos estimados con nuestra trimestralización del saldo de la cuenta de capital y financiera. Los resultados de la estimación se reportan en el cuadro 3.

Para generar las funciones “impulso-respuesta” ante choques estructurales de las variables se decidió establecer una restricción de corto plazo basada en el modelo teórico: suponemos que nuestra variable de política monetaria no afecta contemporáneamente a los flujos de capital ni a la tasa de interés externa y que a su vez los flujos de capital no causan contemporáneamente la tasa de interés externa. Es decir, dada la forma estructural del modelo VARX presentada a través de la ecuación (3.3.2) la restricción equivale a imponer que la matriz A_0 sea diagonal superior. De esta manera, las respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque en los flujos de capital se muestran mediante el gráfico 5¹⁶. En el mismo gráfico se muestran las respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque de 750 millones de dólares en los flujos esperados de capital¹⁷.

Ante los resultados reportados en el cuadro 3 y el gráfico 5 se puede concluir que se aporta evidencia favorable a las implicaciones del modelo teórico, a saber: la política monetaria parece reaccionar positiva y significativamente ante entradas netas de capital y expectativas de entradas. Igualmente se aporta evidencia a favor de la hipótesis según la cual la política monetaria ha reaccionado negativa y significativamente ante incrementos en la tasa de interés de paridad (la externa corregida por expectativas de devaluación). Por lo tanto, a juzgar por nuestros resultados, en épocas de presiones intensas a la devaluación la autoridad monetaria ha generado inflaciones inferiores a la meta inflación para evitar fuertes alzas en el precio

¹⁵ Aunque el periodo de tiempo puede parecer un poco extenso, estimaciones con pronósticos para momentos mas cercanos arrojan resultados similares a los expuestos en este trabajo.

¹⁶ Para ver las pruebas estadísticas sobre el modelo, remitimos al lector al anexo I.

¹⁷ Que es aproximadamente una desviación estándar en los flujos de capital.

de la divisa y, cuando ha sucedido lo contrario, esto es, cuando ha observado intensas presiones revaluacionistas ha preferido una inflación algo superior a la meta para evitar apreciables revaluaciones.

Cuadro 3. Resultados de ejercicio VARX estimado por MCO. Datos trimestrales 1996Q3 – 2006Q4

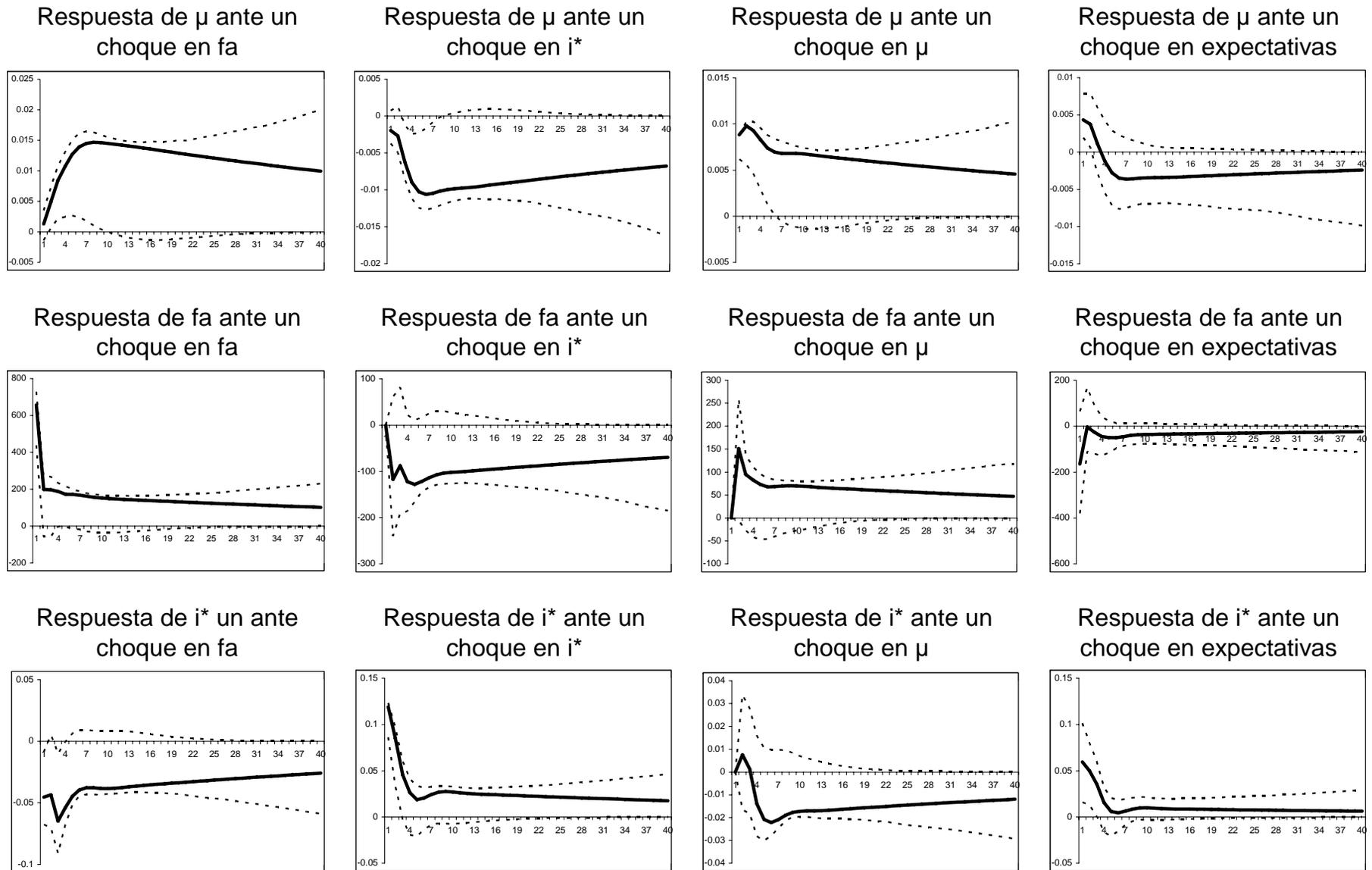
	μ	i^*	fa
μ_{t-1}	1.110593 [7.62453]	0.858691 [0.42173]	17106.16 [1.63090]
μ_{t-2}	-0.261552 [-1.81525]	-1.12364 [-0.55788]	-11413.81 [-1.10009]
i^*_{t-1}	-0.004434 [-0.36280]	0.727967 [4.26100]	-705.3351 [-0.80145]
i^*_{t-2}	-0.023188 [-1.88207]	-0.153883 [-0.89353]	184.3009 [0.20774]
fa_{t-1}	4.97E-06 [2.01092]	-1.77E-05 [-0.51201]	0.220727 [1.23990]
fa_{t-1}	1.68E-06 [0.64750]	-5.98E-05 [-1.64628]	0.093656 [0.50043]
fa^e	5.81E-06 [1.86391]	7.93E-05 [1.82216]	-0.219842 [-0.98008]
C	0.017182 [1.17616]	0.436755 [2.13883]	1323.025 [1.25772]
R^2	0.981196	0.596814	0.38518
R^2 ajustado	0.977324	0.513805	0.2586

Estadístico t en corchetes

3.5) Otra manera de interpretar las expectativas

Como se pudo notar en la parte anterior, las expectativas de los flujos de capital se debían introducir como el pronóstico de los flujos de capital formado en el período t-3 para evitar problemas de multicolinealidad alta. Ahora bien, en esta parte del documento reportamos el aprovechamiento de esta eventual multicolinealidad para introducir una nueva forma de calcular las expectativas.

Gráfico 5. Impulsos respuestas del VARX. Intervalos de confianza por bootstrapping del 90%



Nota: Los intervalos de confianza son los percentiles de intervalos de confianza descritos en Efron y Tibshirani (1993). Los intervalos se realizaron con 10.000 repeticiones

La idea ahora es suponer que las expectativas de los flujos de capital se generan mediante un proceso auto-regresivo puro del mismo orden que el correspondiente al modelo VAR. La intuición es que cuando se observan flujos de capital positivos se espera que estos sigan siendo positivos pero siempre tendiendo a un valor “de largo plazo”. Esta idea puede ser capturada por la modelación AR, así, dada una forma reducida de un VAR(p):

$$(3.5.1) Y_t = V^* + A_1^* Y_{t-1} + A_2^* Y_{t-2} \dots A_p^* Y_{t-p} + e_t$$

Los coeficientes de los flujos de capital captarían dos efectos: i) el directo propio de la entrada presente de los flujos de capital y ii) el efecto de mayores expectativas de entradas de capital por la mayor afluencia presente.

El problema, ahora, se reduce, primero, a encontrar un VAR(p) que cumpla todas las condiciones deseables para su estimación, y, segundo, a verificar que los flujos de capital puedan expresarse como un proceso AR(p) que a su vez cumpla las condiciones deseadas de un modelo AR. Siendo así, la nueva estimación se reporta en el cuadro 4¹⁸.

Para recuperar las respuestas de las variables endógenas ante choques estructurales en ellas mismas se impuso la misma restricción que en el caso anterior. Las respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque en los flujos de capital se presentan en el gráfico 6.

En el gráfico 6 se puede observar una vez más que se aporta evidencia a favor de las implicaciones del modelo teórico: que la política monetaria responde de manera positiva (y significativa) ante las entradas netas de capital y de forma negativa y significativa ante incrementos en la tasa de interés de paridad. En este gráfico, sin embargo, no es posible distinguir entre el efecto directo que tienen la entradas de capital sobre la política monetaria (es decir, el efecto de las entradas efectivas de capital) y el efecto indirecto que tienen aquellas sobre esta última por la vía de un incremento en las expectativas.

¹⁸ La hipótesis según la cual los flujos de capital se pueden representar como un AR(2) no fue rechazada. Todas las pruebas estadísticas concernientes a esta nueva estimación pueden hallarse en el anexo 2.

Cuadro 4. Resultados de ejercicio VAR estimado por MCO. Datos trimestrales 1996Q3 – 2006Q4

	μ	i^*	fa
μ_{t-1}	1.128264 [7.50169]	1.100177 [0.52438]	16437.06 [1.57133]
μ_{t-2}	-0.201274 [-1.38535]	-0.299908 [-0.14798]	-13696.15 [-1.35539]
i^*_{t-1}	-0.005789 [-0.45858]	0.709449 [4.02858]	-654.0274 [-0.74489]
i^*_{t-2}	-0.023643 [-1.85500]	-0.160111 [-0.90051]	2.02E+02 [0.22737]
fa_{t-1}	4.94E-06 [1.92977]	-1.82E-05 [-0.50927]	0.222053 [1.24809]
fa_{t-1}	1.66E-06 [0.61602]	-6.02E-05 [-1.60385]	0.094648 [0.50603]
C	0.025672 [1.78748]	0.552779 [2.75907]	1001.551 [1.00265]
R²	0.979274	0.557441	0.367811
R² ajustado	0.975721	0.481574	0.259435

Estadístico t en corchetes

Para diferenciar estos efectos se decidió imponer otras tres restricciones (también con base en el modelo teórico) al modelo VAR estructural, de tal manera que permitiera realizar dicha desagregación. Estas dos nuevas restricciones pueden expresarse así:

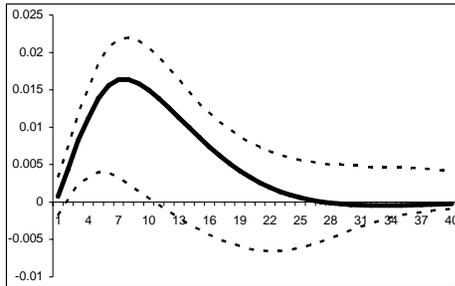
A) La política monetaria en el largo plazo no debe tener ninguna tendencia a ser restrictiva o expansiva.

B) Las expectativas de futuras entradas de capital no tienen un efecto directo sobre los flujos observados de hoy ni sobre la tasa de interés externa.

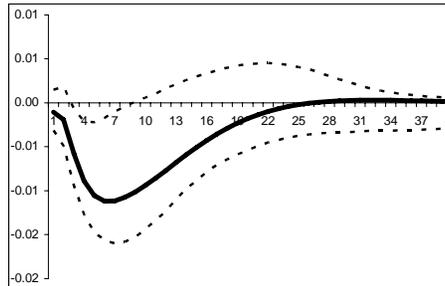
Estas restricciones se pueden expresar imponiendo el valor 0 al intercepto de la variable de política monetaria y a los coeficientes de expectativas de los flujos de capital y tasa de interés de paridad de nuestra forma estructural. Siendo así, las funciones de

Gráfico 6. Impulsos respuestas del VAR. Intervalos de confianza por bootstrapping del 90%

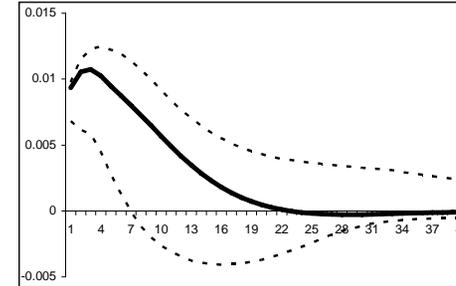
Respuesta de μ ante un choque en fa



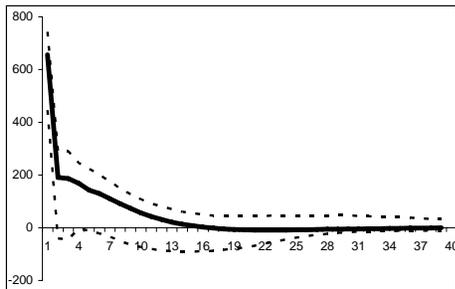
Respuesta de μ ante un choque en i^*



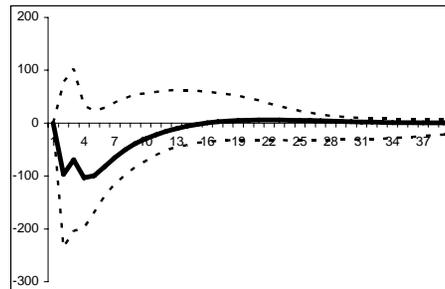
Respuesta de μ ante un choque en μ



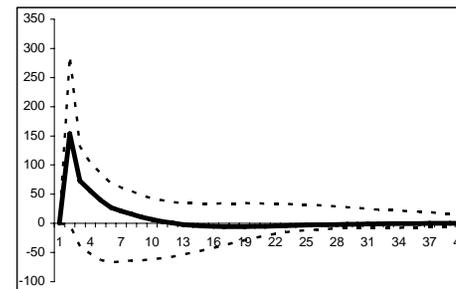
Respuesta de fa ante un choque en fa



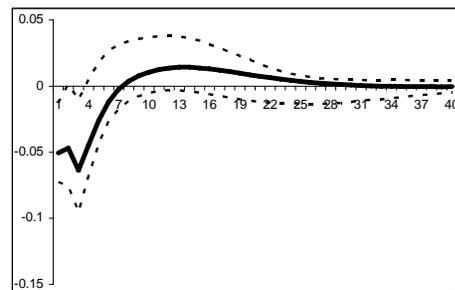
Respuesta de fa ante un choque en i^*



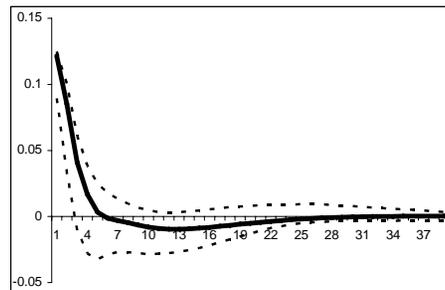
Respuesta de fa ante un choque en μ



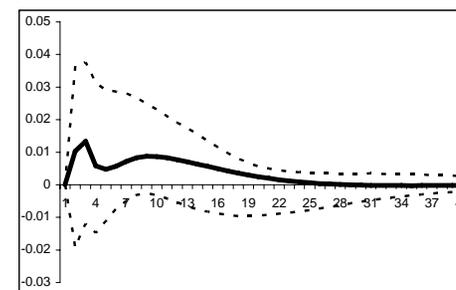
Respuesta de i^* ante un choque en fa



Respuesta de i^* ante un choque en i^*



Respuesta de i^* ante un choque en μ



Nota: Los intervalos de confianza son los percentiles de intervalos de confianza descritos en Efron y Tibshirani (1993). Los intervalos se realizaron con 10.000 repeticiones

impulso-respuesta de nuestro modelo VAR¹⁹, desagregando los efectos de los flujos de capital, se muestran en el gráfico 7. Por lo tanto, nuevamente podemos deducir, según estos resultados, lo afirmado al final de la sección previa: en épocas de presiones intensas a la devaluación la autoridad monetaria ha generado inflaciones inferiores a la meta para evitar fuertes alzas en el precio de la divisa y, cuando ha sucedido lo contrario, esto es, cuando ha observado intensas presiones revaluacionistas ha preferido una inflación algo superior a la meta para evitar apreciables revaluaciones..

En el gráfico 7 se puede ver como la política monetaria parece tener un efecto positivo y no significativo ante las entradas netas de capital, en tanto que parece tener un efecto positivo y significativo ante nuestra variable de expectativas al tiempo que tiene un efecto negativo y significativo ante incrementos en la tasa de interés de paridad. Con todo, es claro que de nuevo se aprecia un efecto neto positivo y significativo ante las entradas efectivas de capital aproximadamente similar al previamente mencionado (gráfico 6), mostrando así que la política monetaria se ha tornado holgada ante episodios de entradas netas de capital al país y disminuciones en la tasa de interés de paridad.

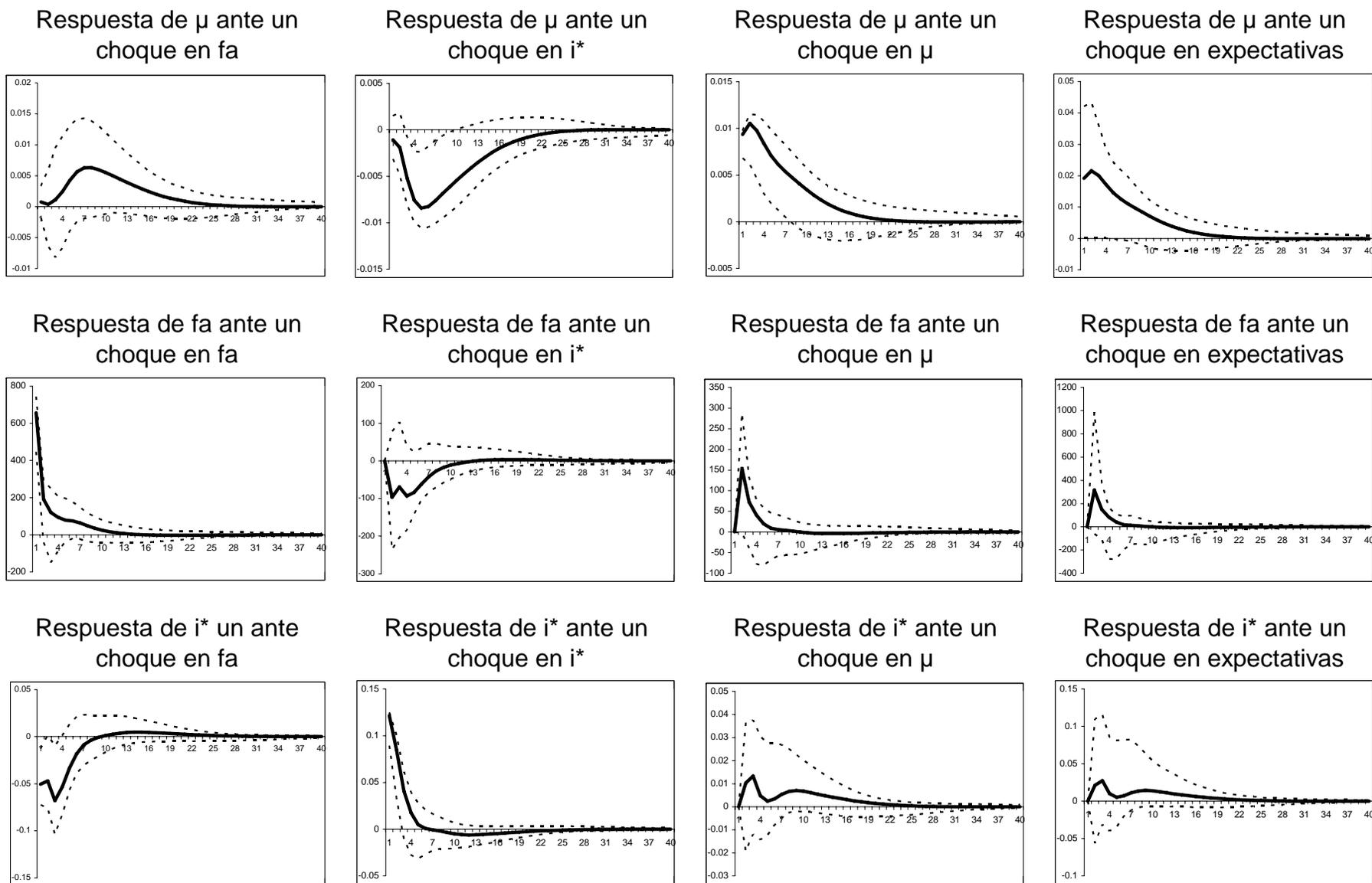
3.6) Implicaciones del modelo y las respuestas a las preguntas iniciales

El modelo de la sección 2 tiene muchas limitaciones pero tiene las siguientes implicaciones interesantes: a) no son lineales las relaciones entre la inflación y el patrón o postura de política monetaria ni son lineales las relaciones entre devaluación e inflación a lo largo del ciclo; por tanto, de acuerdo con este modelo, no se debería esperar un “*pass-through*” constante de la devaluación a la inflación²⁰; b) los flujos de capital contribuyen a moldear (acentuar, atenuar o neutralizar) los efectos de la política monetaria sobre la inflación (sin negar que la misma política monetaria contribuye a modificar los flujos de capital y los efectos de estos sobre la inflación); c) en épocas de intensas entradas de capital no debe esperarse una deflación paralela a la revaluación nominal, y, simétricamente, en épocas de salidas de capital e intensa devaluación no debe esperarse una inflación de igual intensidad a la devaluación; d) la tasa de inflación cambia poco de un año al siguiente aunque cambie sustancialmente la tasa de devaluación; e) el patrón de política monetaria es expansivo cuando se registran

¹⁹ Agradecemos la valiosa ayuda de Luis Fernando Melo para la construcción de los intervalos de confianza. En Melo y Hamann (1998) y Melo y Riascos (2004) se encuentran explicados los intervalos de confianza *bootstrap* y asintóticos respectivamente. También agradecemos la colaboración de Munir Jalil.

²⁰ Vargas (2007) menciona resultados de ejercicios econométricos recientes según los cuales los impactos de la devaluación sobre el aumento de los precios de los bienes importados y los impactos de éste últimos sobre la inflación total (según el IPC) han sido variables.

Gráfico 3. Impulsos respuestas del VAR. Expectativas endógenas. Intervalos de confianza por bootstrapping del 90%



Nota: Los intervalos de confianza son los percentiles de intervalos de confianza descritos en Efron y Tibshirani (1993). Los intervalos se realizaron con 10.000 repeticiones

apreciables entradas netas de capital y revaluación nominal, y contraccionista en épocas de salidas netas de capitales e intensa devaluación²¹.

¿Cómo responder las preguntas iniciales con base en este modelo?

La primera pregunta tiene una respuesta inmediata: la autoridad monetaria aprovechó la entrada de capitales para ejecutar una política monetaria expansiva.

La segunda pregunta se responde parcialmente con lo ya dicho: la autoridad monetaria tiene un incentivo para inducir una política monetaria expansiva cuando hay entradas (netas) de capitales.

La tercera pregunta puede responderse de manera condicional: la inflación futura (2008, 2009 y 2010) podrá mantenerse en niveles similares a los actuales pero con una política monetaria restrictiva sobretodo bajo el supuesto de que en los próximos años se presente una salida (neta) de capitales.

4. Resumen y conclusión

Entre los años 2000 y 2006 la inflación colombiana siguió una trayectoria con una declinación modesta a pesar de que la economía colombiana es relativamente abierta y su tasa de cambio está sujeta a intensos vaivenes de los flujos de capital. ¿Por qué? Podrían mencionarse varias respuestas alternativas. El presente documento ofrece una: para la autoridad monetaria no es óptimo imponer o tolerar variaciones fuertes de la tasa de inflación²² y, por ende, se inclina a contrarrestar los efectos que tienen los movimientos exógenos cíclicos de los flujos de capital sobre la inflación con una política monetaria pro-cíclica. Los datos del período 1996-2006 no sugieren lo contrario.

Referencias

- Arango, L. E., A. González, J. J. León, y L. F. Melo (2006). “Efectos de los cambios en la tasa de intervención del Banco de la República sobre la estructura a plazo”. *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 424.
- Bachmeier, L., S. Leelahanon, y Q. Li (2007). “Money Growth and Inflation in The United States”. *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 11, No. 1.
- Bernal, R. (2003). “Monetary Policy Rules in Colombia”. *Desarrollo y Sociedad*, marzo.

²¹ De acuerdo con Edwards (2006) incluso los países que siguen un régimen de *Inflation Targeting* pero con una historia de inflaciones altas e inestables toman en cuenta de manera explícita la evolución de la tasa de cambio a la hora de fijar su política monetaria.

²² Es decir, prefiere la gradualidad en materia de inflación.

- Betancourt, Y. R., H. Vargas, y N. Rodríguez (2006). "Interest Rate Pass-Through: A Micro Banking perspective". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 407.
- Champ, B., y S. Freeman (2001). *Modeling Monetary Economies* (2a. edición). Cambridge University Press.
- Dotsey, M., C. D. Lantz, y L. Santucci (2000). "Is Money Useful in the Conduct of Monetary Policy?" *Economic Quarterly* (Federal Reserve Bank of Richmond), Vol. 84, No. 4.
- Edwards, S. (2006). "The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited". *Documentos de trabajo*, Banco Central de Chile, No. 409.
- Efron, B, y R. J. Tibshiani (1993). *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall. Nueva York
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series* (2a edición). Wiley.
- González, A., L. F. Melo y C. E. Posada (2006). "Inflación y dinero en Colombia: otro modelo P-estrella". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 418.
- Guerrero, V. (1990) "Temporal disaggregation of time series: an ARIMA-based approach", *International Statistical Review*, Vol 58, No. 1.
- Hernández, M., M. Jalil, y C. E. Posada (2006). "¿Por qué ha crecido tanto la cantidad de dinero?: teoría y evidencia internacional (1975-2002)". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 402.
- Huertas, C., M. Jalil, S. Olarte, y J. V. Romero (2006). "Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en Colombia". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 351.
- Jalil, M., y C. Amaya (2006). "Medición del efecto de las tasas de TES en la actividad económica: primera parte". B. de la R.; documento interno (no publicado).
- Leitemo, K., y I. Lønning (2006). "Simple Monetary Policymaking without the Output Gap". *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol. 38, No. 6.
- Lutkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis* (2a edición). Springer Verlag.
- Melo, L. F., y F. A. Hamann (1998). "Inflación básica una estimación basada en VAR estructurales". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No 93.
- Melo, L. F., y A. J. Riascos (2004). "Sobre los efectos de la política monetaria en Colombia". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No 281.
- Obstfeld, M., y K. Rogoff (1996). *Foundations of Internacional Macroeconomics*. The MIT Press.

- Posada, C. E., y C. Morales (2007). “Inflación y apertura: evidencia para Colombia (1980-2005)”. *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 460.
- Posada, C. E., y A. F. García (2006). “¿No importa la cantidad de dinero?: “*Inflation Targeting*” y la teoría cuantitativa”. *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 403.
- Quiliz, E. (2004) “Sobre el método de desagregación temporal de Guerero”. *Boletín trimestral de coyuntura* (INE), No 91.
- Shin, Y. (1994) “A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration”. *Econometric Theory*, Vol 10, No 115.
- Söderström, U. (2005). “Targeting Inflation with a role for Money”. *Economica*, vol. 72, No. 288.
- Teles, P., y R. Zhou (2005). “A stable money demand: Looking for the right monetary aggregate”. *Economic Perspectives* (Federal Reserve Bank of Chicago). Primer trimestre.
- Woodford, M. (2007). “How Important is Money in the Conduct of Monetary Policy?”. *NBER*, WP 13325 (agosto).
- Vargas, H. (2007). “The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Colombia. Major Changes and Current Features”. *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 431.

ANEXO 1. Pruebas estadísticas sobre el VARX.

Cuadro A2. Prueba LM de auto correlación en los residuos
 Ho: No auto correlación en los residuos hasta el rezago p .

Rezagos	Estadístico LM	P-Valor
1	7.212366	0.6150
2	12.74001	0.1747
3	4.420377	0.8816
4	11.89382	0.2194
5	11.01213	0.2749
6	9.294705	0.4105
7	11.73447	0.2287
8	10.25311	0.3304
9	12.88606	0.1678
10	7.490278	0.5862

Tabla A2. Raíces del polinomio característico

Raíz	Modulo
0.987118	0.987118
0.600277	0.600277
0.438816 - 0.408941i	0.599826
0.438816 + 0.408941i	0.599826
-0.202870 - 0.236388i	0.311505
-0.202870 + 0.236388i	0.311505

Cuadro A3. Prueba de normalidad en los residuos bajo restricción: La política monetaria no afecta contemporáneamente a los flujos de capital

Ho: Los residuos se distribuyen normal multivariados

Residuos	Simetría	Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
μ	-0.364131	0.928142	1	0.3353
i^*	-0.215128	0.323960	1	0.5692
fa	0.146992	0.151247	1	0.6973
Conjunta		1.403350	3	0.7047

Residuos	Kurtosis	Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
μ	1.445550	4.228552	1	0.0397
i^*	1.849400	2.316789	1	0.1280
fa	2.928308	0.008994	1	0.9244
Conjunta		6.554336	3	0.0875

Residuos	Estadístico Jarque-Bera	Grados de libertad	P-Valor
μ	5.156694	2	0.0759
i^*	2.640750	2	0.2670
fa	0.160242	2	0.9230
Conjunta	7.957686	6	0.2412

Cuadro A4. Prueba de homoscedasticidad de los residuos

Ho: Homoscedasticidad en los residuos

Sin cruzar

Chi- cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
69.24642	84	0.8771

Cruzada

Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
209.8789	210	0.4894

ANEXO 2. Pruebas estadísticas sobre el VAR.

Cuadro A6. Prueba de auto correlación en los residuos de Portmanteau

Ho: No auto correlación en los residuos hasta el rezago p .

Rezagos	Estadístico Q	P-Valor	Estadístico Q ajustado	P-Valor	Grados de libertad
3	14.62119	0.1019	15.44410	0.0794	9
4	24.63125	0.1354	26.50785	0.0887	18
5	35.70555	0.1219	39.07867	0.0623	27
6	42.53224	0.2104	47.04314	0.1030	36
7	49.23400	0.3075	55.08525	0.1442	45
8	57.12905	0.3597	64.83797	0.1484	54
9	66.62466	0.3534	76.92329	0.1117	63
10	69.75120	0.5532	81.02687	0.2183	72

Cuadro A7. Prueba LM de auto correlación en los residuos

Ho: No auto correlación en los residuos hasta el rezago p .

Rezagos	Estadístico LM	P-Valor
1	11.84909	0.2220
2	16.32575	0.0604
3	5.190081	0.8174
4	12.47887	0.1876
5	11.66013	0.2332
6	8.231988	0.5109
7	8.149495	0.5192
8	9.046767	0.4330
9	12.16200	0.2043
10	4.316344	0.8894

Tabla A8. Raíces del polinomio característico

Raíz	Modulo
0.862986 - 0.106125i	0.869487
0.862986 + 0.106125i	0.869487
0.385741 - 0.371436i	0.535500
0.385741 + 0.371436i	0.535500
-0.218844 - 0.243895i	0.327685
-0.218844 + 0.243895i	0.327685

Tabla A9. Prueba de normalidad en los residuos bajo restricción: La política monetaria no afecta contemporáneamente a los flujos de capital

Ho: Los residuos se distribuyen normal multivariados

Residuos	Simetría	Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
μ	-0.274411	0.527111	1	0.4678
i^*	-0.028994	0.005885	1	0.9389
fa	0.171576	0.206067	1	0.6499
Conjunta		0.739063	3	0.8640

Residuos	Kurtosis	Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
μ	1.586943	3.494280	1	0.0616
i^*	1.508034	3.895434	1	0.0484
fa	3.056557	0.005598	1	0.9404
Conjunta		7.395312	3	0.0603

Residuos	Estadístico Jarque-Bera	Grados de libertad	P-Valor
μ	4.021391	2	0.1339
i^*	3.901319	2	0.1422
fa	0.211665	2	0.8996
Conjunta	8.134375	6	0.2284

Tabla A10. Prueba de homoscedasticidad en los residuos

Ho: Homoscedasticidad en los residuos

Sin cruzar

Chi- cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
67.79682	72	0.6185

Cruzada

Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
163.9188	162	0.4431