

Dinero, precios, tasa de interés y actividad económica: un modelo del caso colombiano (1984:I – 2003:IV)[♦]

José Fernando Escobar R.[•] y Carlos Esteban Posada P.^{*}

Resumen

A partir de un esquema de oferta y demanda de dinero se estimó un modelo de relaciones de corto y largo plazo entre cinco variables: base monetaria, dinero (M1), tasa de interés, producto y nivel de precios al consumidor (cifras trimestrales desde 1984:I hasta 2003:IV). El modelo es del tipo denominado SVEC (Structural Vector Error Correction). Los parámetros de las funciones de oferta y demanda de dinero son compatibles con las restricciones teóricas convencionales. La estimación utilizó la metodología de tendencias estocásticas comunes para realizar un análisis de impulso-respuesta y un ejercicio de pronóstico con las posibles variables débilmente exógenas.

Abstract

This paper describes the estimation of a Structural Vector Error Correction (SVEC) model of the supply of and demand for money, for the Colombian economy (quarterly data from 1984:I to 2003:IV). The variables are: The monetary base, a narrow definition of money (M1), the interest rate, the GDP, and the price level (CPI). The estimated parameters are consistent with the theoretical hypothesis and restrictions. Additionally, the set of structural parameters was estimated by the common trends methodology searching to improve the impulse response functions and the inflation forecasts related to the two possible weakly exogeneous variables.

Clasificación JEL: E41, E51, C33, C57

Palabras claves: dinero, precios, SVEC (*Structural Vector Error Correction Model*), tendencias comunes.

[♦] Borrador para comentarios. Las opiniones, cálculos y demás estimaciones contenidos en este documento son de la responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a sus directivas. Los autores agradecen la colaboración de Martha Misas, Luis Fernando Melo, Norberto Rodríguez y Peter Vlaar, y los comentarios de Hernando Vargas y Andrés Velasco a una versión previa de este documento.

[•] Asistente de investigación, Subgerencia de estudios Económicos del Banco de la República.

^{*} Investigador, Subgerencia de estudios Económicos del Banco de la República (dirección: cposadpo@banrep.gov.co).

I. Introducción

Después de un prolongado período de reducciones casi continuas y significativas de la tasa de inflación colombiana entre el primer semestre de 1991 y el primer trimestre del 2002, aproximadamente, parecería observarse, a continuación, un quiebre de tal tendencia y movimientos oscilantes de la tasa de inflación en el rango 5-7% anual. Tal quiebre fue antecedido por una etapa iniciada a fines de 1999, aproximadamente, en la cual la tasa de aumento de la base monetaria ha sido, en promedio, 15% anual, cifra que supera la tasa media anual de crecimiento del producto nominal en el período comprendido entre fines de 1999 y el momento actual (mediados de 2004). Aunque lo anterior no necesariamente conduce a considerar que la inflación en los próximos trimestres o años va a reiniciar un ascenso, si es un buen motivo para volver a estudiar su relación con la expansión monetaria. Tal objetivo condujo a la elaboración del trabajo que se presenta en estas páginas.

El propósito de este documento es presentar las características generales y los resultados de un ejercicio econométrico encaminado a reproducir los rasgos básicos del proceso de la inflación de los últimos 19 años (desde el primer trimestre de 1984 hasta el último trimestre de 2003).

El esquema teórico que está en la base del modelo econométrico es sencillo y conocido: el de demanda y oferta de saldos monetarios. Lo que es algo novedoso en nuestro medio es la estimación simultánea de la demanda y de la oferta de dinero (tradicionalmente se ha estimado una sola ecuación: la de demanda), el uso del coeficiente de reservas como una de las variables que explican el multiplicador monetario y, por ende, la oferta de dinero en una de las versiones del modelo, la incorporación de procesos de corrección de desequilibrios de corto plazo que se presenten por los lados de la oferta o de la demanda de dinero y el uso de la metodología de tendencias estocásticas comunes con el fin de realizar una estimación de los parámetros estructurales y realizar pronósticos de la tasa de inflación.

Aunque la explicación del esquema y de su método de estimación son temas de las próximas secciones baste por ahora señalar que nuestro punto de partida fue el ejercicio realizado por Schmidt (2003) para el caso de Estados Unidos (1959:I – 1993:IV). El nuestro intentó ser, al principio, una réplica para el caso colombiano del citado trabajo pero sobre la marcha vimos la necesidad de realizar algunas modificaciones que se mencionarán en su momento.

Nuestro trabajo, así como el ya citado de Schmidt, sigue una vía específica: emplea un modelo denominado vector de corrección de errores (VEC) basado en un esquema teórico para las relaciones de largo plazo. Las relaciones de corto plazo son las correcciones de desequilibrios eventuales entre los valores observados de las variables y sus niveles de equilibrio de largo plazo. Este documento consta de ocho secciones, la primera de las cuales es esta introducción. La segunda sección presenta el esquema teórico que supusimos vigente en el largo plazo. La tercera sección describe los datos utilizados. La cuarta sección está dedicada a presentar la estimación del modelo VEC, con el cual se someten a prueba las hipótesis sobre los vectores de cointegración o ecuaciones de largo plazo. La quinta sección incluye las restricciones para la identificación y posterior estimación del modelo econométrico en su forma estructural. La sexta sección presenta los pronósticos realizados. La séptima presenta una versión alternativa del modelo (y los resultados de su estimación) bajo la cual la oferta monetaria depende, entre otros factores, del coeficiente de reservas (reservas requeridas sobre depósitos en cuenta corriente). La última sección resume y concluye. En un anexo se presentan los resultados de ejercicios de impulso-respuesta.

II. El modelo teórico

Las ecuaciones del modelo teórico se presentan bajo la forma usual de relaciones de largo plazo en los ejercicios típicos de cointegración. La ecuación para la demanda de dinero es casi igual a la supuesta por Schmidt (2003), es decir:

$$M_t^D - \delta_0 - \delta_1 y_t - \delta_2 \frac{R_t}{1 + R_t} - \delta_3 P_t = \varepsilon_{MDt} \quad (1)$$

M_t^D es la demanda nominal de dinero, y_t el producto real, R_t la tasa de interés nominal y P_t el nivel de precios. La transformación realizada sobre la tasa de interés se aparta de la presentación de Schmidt y sigue la tesis de Walsh (1998; véase también De Gregorio, 2003) según la cual el verdadero costo de oportunidad del dinero demandado es el valor presente de la tasa de interés. Todas las variables o sus transformaciones se expresan en logaritmos naturales.

La teoría nos indica los siguientes signos para los coeficientes: $\delta_3 = 1$, $\delta_1 > 0$ y $\delta_2 < 0$; además, como lo sugieren Anderson *et al.* (1998), puede esperarse una elasticidad unitaria para el producto, es decir, $\delta_3 = 1$, pero hasta no corroborar empíricamente las restricciones de elasticidad unitaria nos abstendremos de incorporarlas en el modelo.

En cuanto a la oferta de dinero, no son, al parecer, muchos los ejercicios de cointegración que introduzcan como una de sus relaciones de largo plazo una ecuación para ella; probablemente el

más representativo es el de Baghestani y Mott (1997), sobre el cual se basó la ecuación de oferta utilizada por Schmidt (2003). Nuestra ecuación de oferta es similar a la de éste excepto por el hecho de incorporar el nivel de precios:

$$M_t^S - \gamma_0 - \gamma_1 B_t - \gamma_2 \frac{R_t}{1+R_t} - \gamma_1 P_t + P_t = \varepsilon_{MS_t} \quad (2)$$

En la ecuación 2 M_t^S corresponde a la oferta nominal de dinero y B_t a la base monetaria nominal; de nuevo las variables se encuentran expresadas en términos de sus logaritmos naturales. Se espera que los coeficientes tengan los siguientes signos: $\gamma_1 > 0$ y $\gamma_2 > 0$. Adicionalmente se espera que la elasticidad de la oferta de dinero a la base sea igual a uno ($\gamma_1 = 1$); en tal caso el nivel de precios desaparece de la función de oferta de dinero y nos encontramos en el caso de la relación propuesta por Baghestani y Mott (1997).

En términos matriciales el modelo de las ecuaciones 1 y 2 es:

$$\begin{bmatrix} -\delta_1 & 1 & -\delta_3 & 0 & -\delta_2 & -\delta_0 \\ 0 & 1 & (1-\gamma_1) & -\gamma_1 & -\gamma_2 & -\gamma_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ M_t \\ P_t \\ B_t \\ R_t \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{MDt} \\ \varepsilon_{MS_t} \end{bmatrix}$$

Si se adoptan como exógenas tres de las variables del modelo (1) y (2) (por ejemplo, siguiendo la teoría cuantitativa tradicional, si suponemos dados el producto, la base monetaria y la tasa de interés), se determinarían las dos restantes (el nivel de precios y M1, según el ejemplo). En este sentido tal modelo es de equilibrio parcial estático y, a menos que se declaren 3 de sus variables como exógenas, se encuentra sub-identificado. Sin embargo, el método econométrico adoptado y algunas restricciones adicionales de corto y largo plazo entre las variables o sus errores obvian este problema de modo tal que en el proceso de estimación podrá notarse que la estructura de corrección de errores se encuentra sobre-identificada.

III. Los datos

A continuación se presentan las definiciones de estos y su nomenclatura dentro del ejercicio econométrico:

y_t : PIB real trimestral sin desestacionalizar; medido en logaritmos (LY).

M_t : M1 nominal al final del trimestre; en logaritmos (LM1)¹.

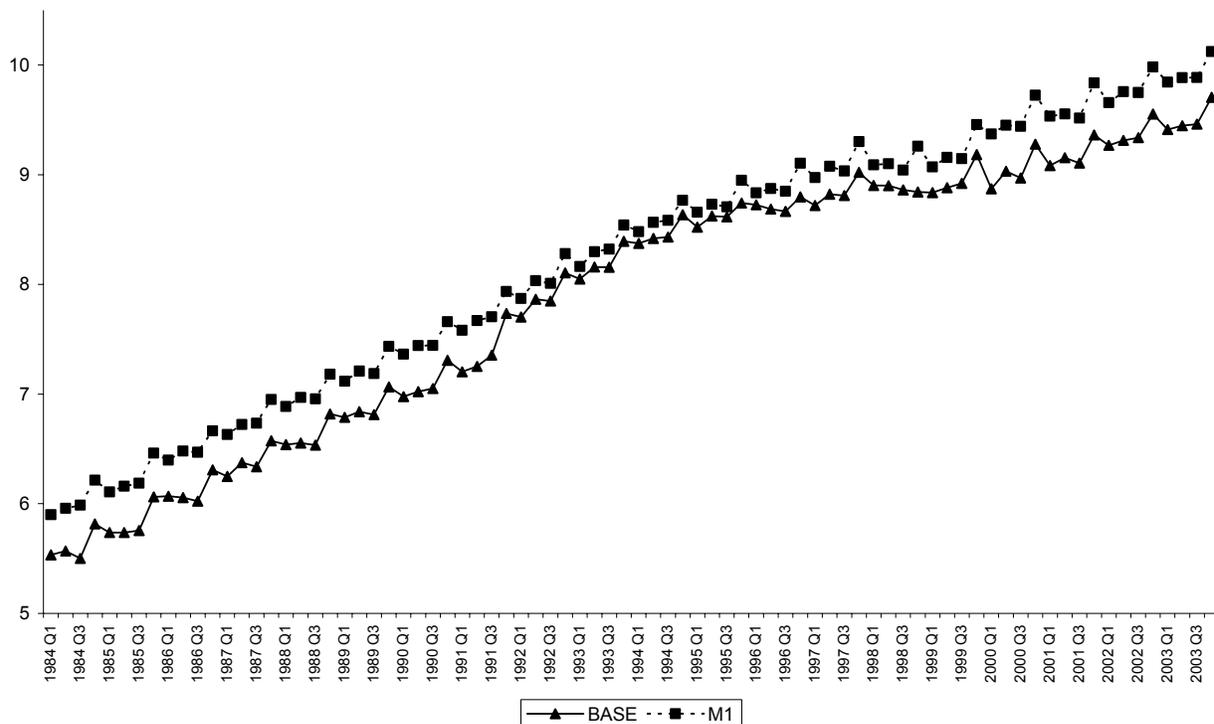
P_t : índice de precios al consumidor vigente al corte del trimestre; en logaritmos (LIPC).

B_t : base monetaria nominal al final del trimestre; en logaritmos (LBASE)

R_t : tasa de interés nominal de los depósitos a término fijo a 90 días: La variable utilizada es el logaritmo de $\frac{R_t}{1+R_t}$ (LCOI)².

La muestra de periodicidad trimestral se extiende entre el primer semestre de 1984 y el último trimestre del 2003; en este período las series describen los comportamientos presentados en los gráficos 1 a 5.

Gráfico 1. Agregados monetarios: Base y M1
(Logaritmo de las series en miles de millones de pesos)



¹ Algunos trabajos han intentado utilizar M2; sin embargo, para nuestro período la serie de tal variable posee una segunda raíz unitaria de origen estacional.

² Los intentos con otras tasas de interés no fueron satisfactorios.

Gráfico 2. Producto interno bruto
(Logaritmo de la serie en miles de millones de pesos)

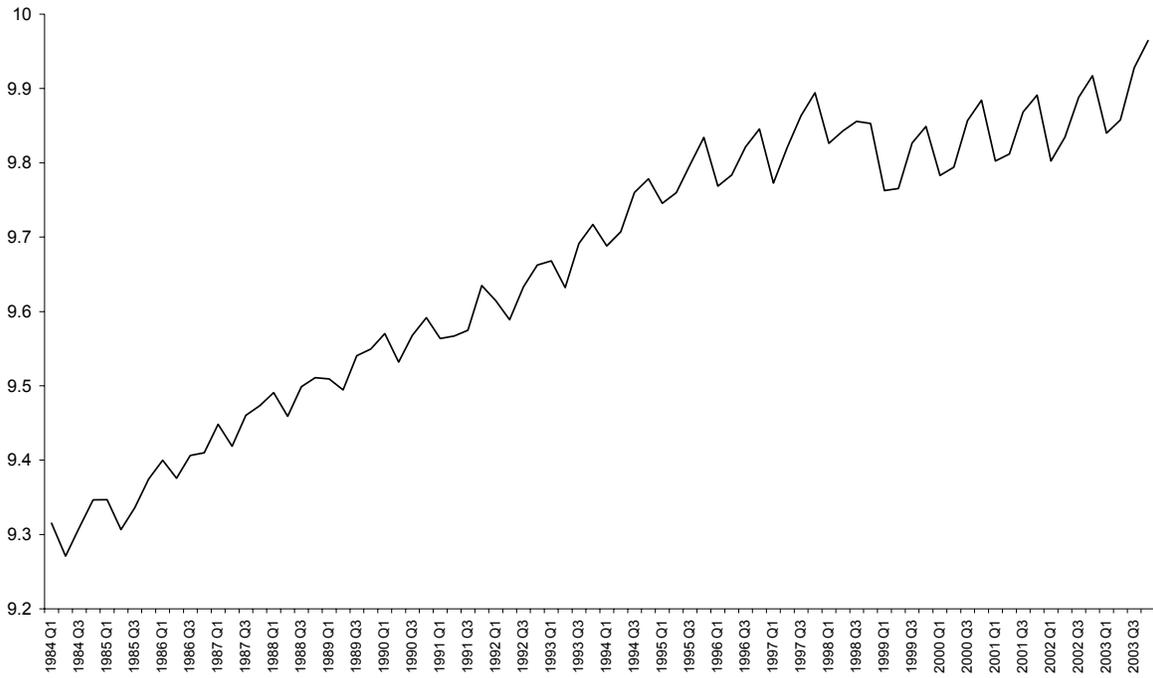


Gráfico 3a. Precios
(Logaritmo del IPC en base 94)

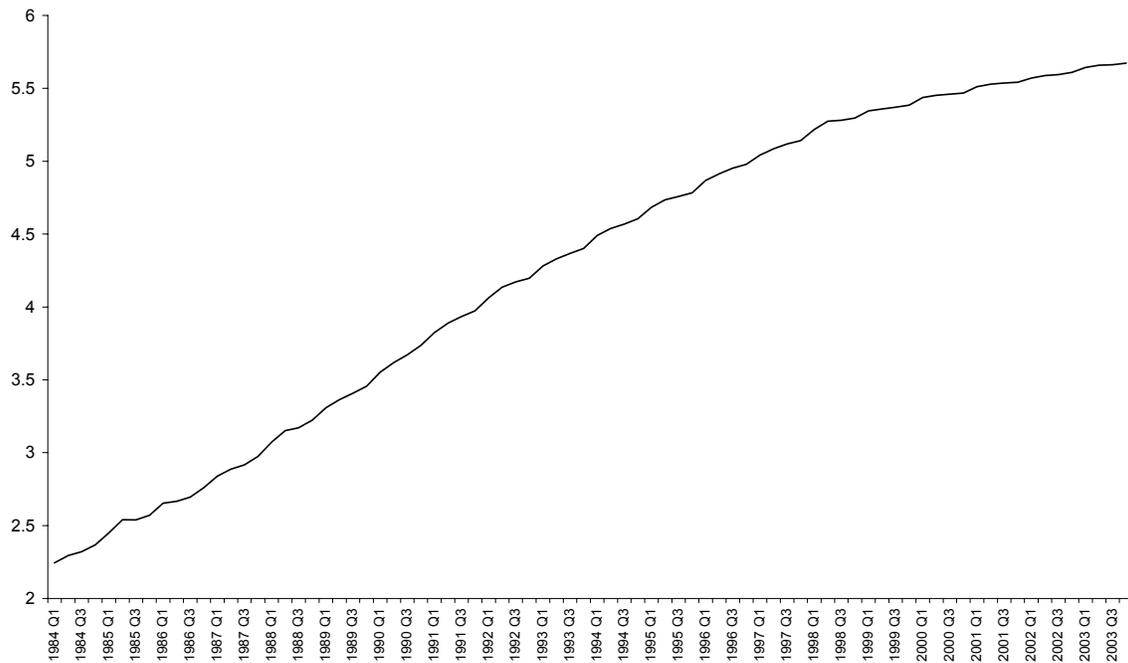


Gráfico 3b. Inflación

Primera diferencia de orden doce en el logaritmo del nivel de precios

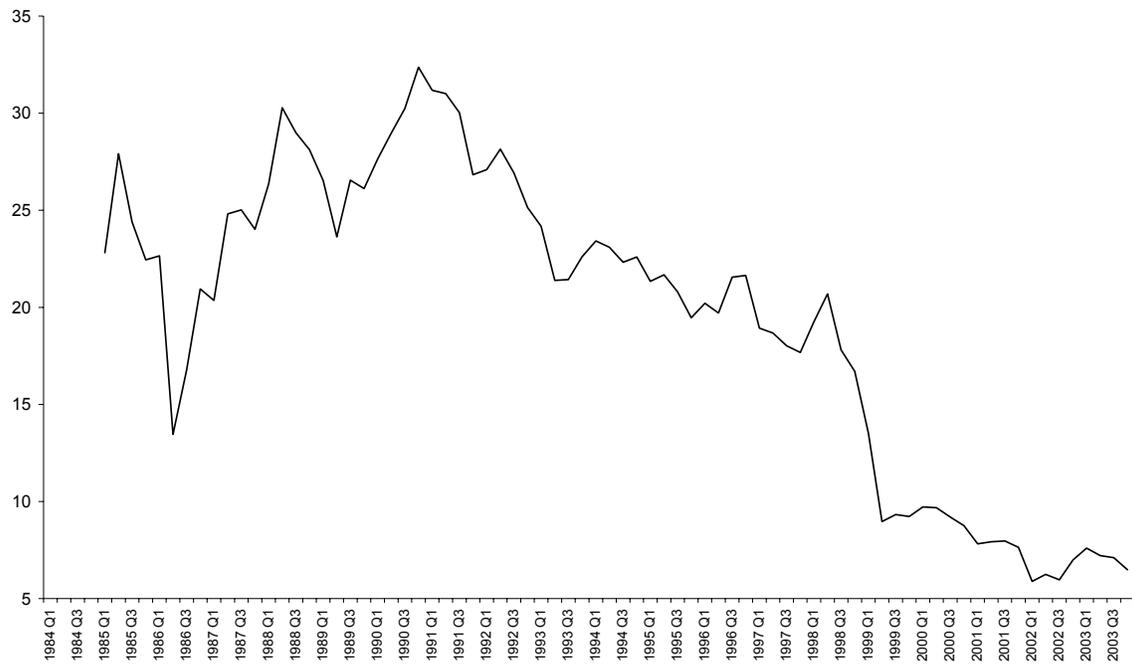


Gráfico 4. Tasa de interés nominal

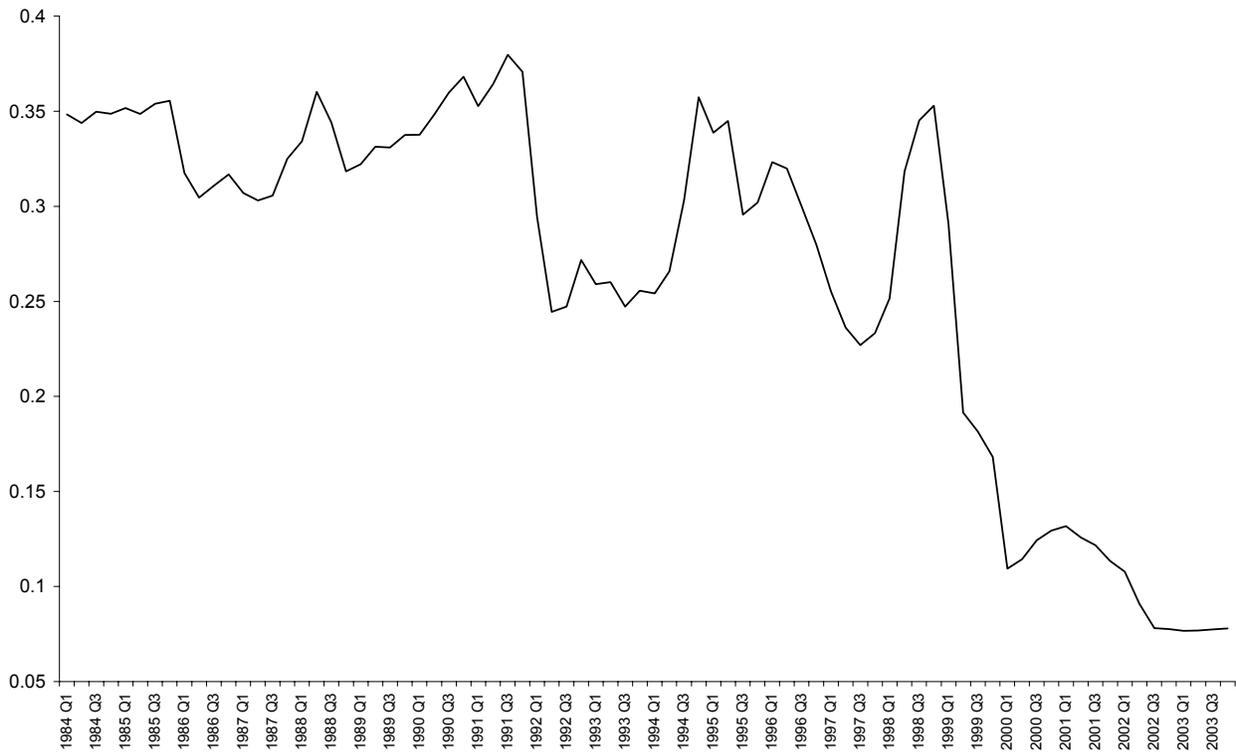
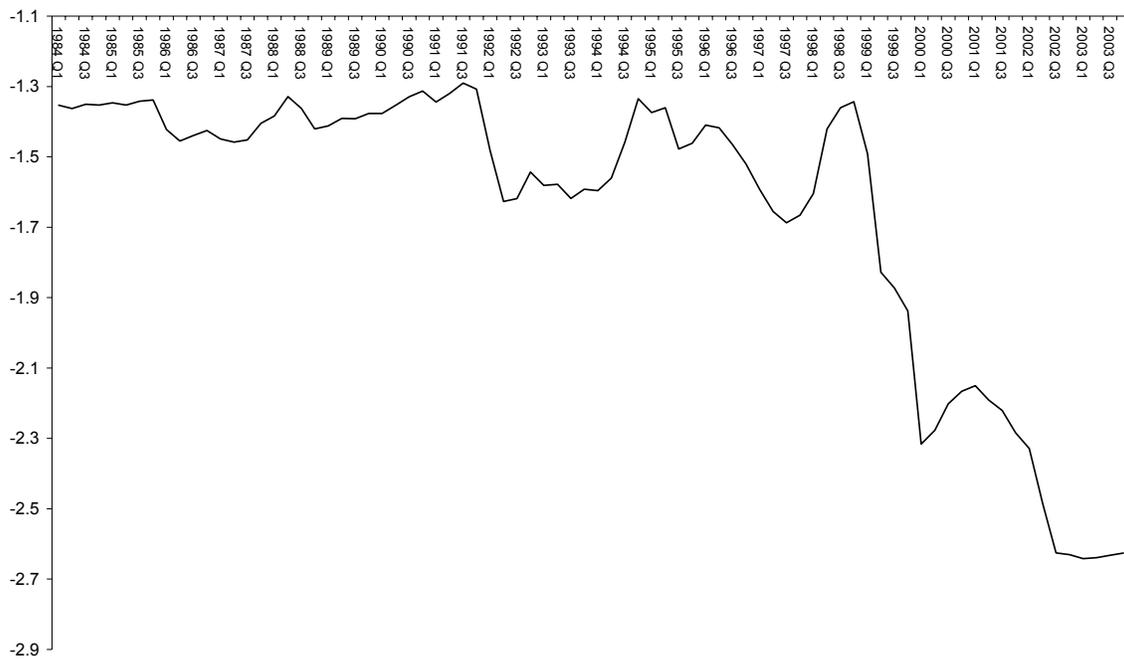


Gráfico 5. Factor interés

(Logaritmo de la tasa nominal sobre uno más la tasa nominal)



Para el uso del enfoque VEC es necesario que estas series sean integradas de orden 1, esto es, que posean una raíz unitaria³. A continuación se presentan los resultados de dos pruebas individuales sobre tal comportamiento.

Cuadro 1. Pruebas de raíz unitaria sobre las series

	Series en niveles			Series en primeras diferencias		
	ADF	KPSS*		ADF	KPSS	
		Eta (mu)	Eta (tau)		Eta(mu)	Eta (tau)
Producto	-0.4962	1.02357	0.21833	-4.5808	0.12762	0.06258
Tasa de interés	-0.7404	4.38428	1.11467	-6.9878	0.37847	0.06519
Base monetaria	-0.5786	7.42970	1.66859	-8.4628	0.50500	0.13281
M1	-0.6116	7.52994	1.65860	-4.6961	0.36975	0.08134
Precios	2.1240	3.85953	0.85675	-4.9707	4.10240	0.92725

*Los valores reportados para el *test* KPSS corresponden a los del rezago óptimo hallado para la realización del ADF. Con los siguientes valores críticos.
 ADF: (1%) -4.04 (5%) -3.45 (10%) -3.15
 KPSS-Eta (mu) (1%) 0.739 (5%) 0.463 (10%) 0.347
 KPSS-Eta (tau) (1%) 0.216 (5%) 0.146 (10%) 0.119

³ En Misas y Oliveros (1997) se encuentra una presentación muy útil de la metodología VEC y una aplicación a la estimación de una función de demanda de dinero en Colombia. Gómez (1998) también estimó una función de demanda de dinero utilizando esta misma metodología.

Con los resultados que presenta el cuadro 1 se puede iniciar el proceso de selección de rezagos para la parte VAR del modelo VEC; este es el primer paso del proceso de estimación.

IV. La estimación del modelo⁴

La estimación a realizar, como se ha dicho, es de tipo VEC, es decir, de la forma:

$$\Delta z_t = \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \mu + \psi D_t + e_t \quad (3)$$

Con $\Pi = \alpha\beta'$, α la matriz de velocidades de ajuste, β la matriz de los vectores de cointegración, Γ_i la matriz de los coeficientes del modelo VAR anidado, μ un vector que agrupa las constantes para cada una de cada una de las ecuaciones y ψ una matriz que agrupa los coeficientes de las variables *dummies* (D_t) incorporadas al modelo. Se espera que los errores se distribuyan así: normales multivariados con media cero y matriz de varianzas-covarianzas Ω .

Nuestro ejercicio posee las siguientes particularidades:

$$z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ M1_t \\ P_t \\ B_t \\ R_t / 1 + R_t \\ 1 \end{bmatrix}, \beta' = \begin{bmatrix} -\delta_1 & 1 & -\delta_3 & 0 & -\delta_2 & -\delta_0 \\ 0 & 1 & (1-\gamma_1) & -\gamma_1 & -\gamma_2 & -\gamma_0 \end{bmatrix} \text{ y } D_t = D_s$$

Siendo D_s una *dummy* estacional que intenta capturar los comportamientos estacionales de los agregados monetarios y del producto, así el como el exhibido por el nivel de precios. También se observa en los datos un aparente quiebre cuyo inicio se registra en el último trimestre de 1998, razón por la cual se hace también uso de una *dummy* de intervención con valor cero antes de tal fecha y uno después de la misma. Sin embargo, el hecho de que la tasa de interés nominal y su factor (LCOI) presenten un comportamiento acompasado con el de la inflación nos hizo pensar en la posibilidad de que esta serie capturase dicho quiebre. En consecuencia, se describirán las propiedades estadísticas de dos modelos: con y sin la *dummy* de intervención.

La primera preocupación es el orden del rezago en el modelo VAR anidado en el VEC:

$\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i}$; es decir, en términos de la notación, debemos hallar el valor óptimo de k . Dado que la

⁴ Todos los resultados presentados en esta sección se obtuvieron empleando CATS para RATS.

metodología de Johansen es máximo verosímil y, por tanto, asume errores normales, el criterio más importante para decidir el rezago del modelo VAR es tomar aquel que produzca errores no autocorrelacionados y normales. El cuadro 2 presenta un resumen de los dos estadísticos más representativos en la toma de la decisión para ambos modelos.

Cuadro 2. Pruebas para la determinación del rezago en el VAR		
Modelo sin <i>dummy</i> de intervención		
Rezago	Prueba de Portmanteau	Prueba multivariada de normalidad
1	0.0000	0.0000
2	0.0000	0.0216
3	0.0500	0.0599
4	0.0800	0.0403
Modelo con <i>dummy</i> de intervención		
1	0.0099	0.0105
2	0.0259	0.0045
3	0.0701	0.7920
4	0.0100	0.0089

Con base en las pruebas presentadas⁵ los modelos que nos permiten aceptar normalidad y no autocorrelación (características requeridas para los errores) son aquellos con tres rezagos; de allí que se elija 3 como número óptimo de rezagos para ambos modelos. El paso siguiente en la búsqueda de la especificación de nuestro modelo VEC es la realización de las pruebas para el rango que nos permitan determinar el número de relaciones de equilibrio (vectores de cointegración) teniendo en cuenta las cinco variables consideradas⁶.

Cuadro 3. Pruebas para la determinación del rango							
Valores calculados				$H_0 : r$	$p - r$	Valores de prueba	
Sin <i>dummy</i>		Con <i>dummy</i>				λ_{Max}	λ_{Traza}
λ_{Max}	λ_{Traza}	λ_{Max}	λ_{Traza}			λ_{Max}	λ_{Traza}
51.71	126.61	52.6	138.45	0	5	39.672	82.969
33.16	74.9	34.54	85.85	1	4	33.121	60.054
23.88	41.74	22.44	31.31	2	3	26.409	40.198
14.02	17.86	14.64	22.87	3	2	19.834	24.988
3.84	3.84	8.23	8.23	4	1	12.74	12.741

⁵ Sólo son presentados aquí, por economía de espacio, los estadísticos asociados a la introducción de los rezagos 1 a 4, pese a que las pruebas se realizaron hasta el rezago 8.

⁶ Los valores de prueba a presentar fueron extraídos de Enders (1995) para ejercicios con una constante en el espacio de cointegración al 99% de confiabilidad.

Tales pruebas permiten considerar plausible la hipótesis de existencia de dos vectores de cointegración. Por tanto, las pruebas de exclusión del espacio de cointegración, estacionariedad en un enfoque conjunto y exogeneidad débil, presentadas en el cuadro 4 para ambos modelos, implican tal rango.

Cuadro 4. Pruebas conjuntas de razón de verosimilitud de las variables en el espacio de cointegración χ^2 (bajo $r = 2$)								
Sin <i>dummy</i>								
	Grados de libertad	Valores de prueba 5%	LM1	LIPC	LY	LCOI	LBASE	CONSTANTE
Exclusión	2	5.99	10.40	9.92	9.76	18.11	9.45	10.41
Estacionariedad	4	9.49	26.87	28.12	26.63	28.48	26.76	----
Exogeneidad débil	2	5.99	10.31	18.57	13.87	8.56	1.73	----
Con <i>dummy</i>								
Exclusión	2	5.99	14.94	7.08	7.33	17.43	10.97	14.85
Estacionariedad	3	7.81	17.88	23.02	18.02	21.53	18.64	----
Exogeneidad débil	2	5.99	10.93	12.97	13.45	2.90	6.70	----

Las pruebas de exclusión permiten corroborar estadísticamente nuestra hipótesis referida a la presencia de las cinco variables y una constante dentro de los vectores de cointegración. Simultáneamente, la prueba de estacionariedad no descarta la hipótesis de buena especificación de los modelos, pues conjuntamente las variables continúan siendo integradas de orden uno (I(1)).

Por otra parte encontramos respaldo estadístico para considerar la base monetaria como una variable débilmente exógena en el modelo que carece de la *dummy* de intervención, es decir, los valores relativos a la base en la matriz α son ceros. Pero en el modelo con *dummy* de intervención lo que resulta ser débilmente exógeno es el factor interés nominal (LCOI)⁷.

Teniendo en cuenta las especificaciones halladas en los procedimientos previos se procedió a revisar en los vectores de cointegración las ecuaciones de oferta y demanda de dinero sometiendo a prueba la hipótesis según la cual estos vectores corresponden a tales ecuaciones. Las ecuaciones a revisar son las siguientes:

$$\text{Demanda de dinero: } M_t^D - \delta_0 - y_t - \delta_2 \frac{R_t}{1 + R_t} - P_t = \varepsilon_{MDt} \quad (4)$$

⁷ Este resultado resulta interesante, pues la calificación de la tasa de interés nominal como variable débilmente exógena parece coincidir con la política de inflación objetivo adoptada por el Banco de la República. En otras palabras la obtención estadística de una medida del cambio estructural (la que llamamos *dummy* de intervención) permite ajustar el modelo a estructuras que parecen más intuitivas desde el punto de vista de la actual política monetaria.

$$\text{Oferta de dinero: } M_t^S - \gamma_0 - B_t - \gamma_2 \frac{R_t}{1 + R_t} = \varepsilon_{MS_t} \quad (5)$$

A continuación se descompone la parte del largo plazo del modelo VEC (Πz_{t-1}) para mostrar las dos especificaciones a ser revisadas, es decir, las correspondientes a los modelos con y sin *dummy* de intervención

$$\begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \pi_{13} & \pi_{14} & \pi_{15} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \pi_{23} & \pi_{24} & \pi_{25} \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} & \pi_{34} & \pi_{35} \\ \pi_{41} & \pi_{42} & \pi_{43} & \pi_{44} & \pi_{45} \\ \pi_{51} & \pi_{52} & \pi_{53} & \pi_{54} & \pi_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ M1_t \\ P_t \\ B_t \\ R_t / (1 + R_t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ M1_t \\ P_t \\ B_t \\ R_t / (1 + R_t) \end{bmatrix}$$

Las restricciones sugeridas por las ecuaciones (4) y (5) y la presencia de las variables débilmente exógenas (excluyendo la normalización de las ecuaciones $\beta_{12} = \beta_{22} = 1$) son presentadas en el cuadro 5 acompañadas de sus respectivas pruebas de razón de verosimilitud.

Cuadro 5. Pruebas de razón de verosimilitud para la especificación de α y β (χ^2)				
Modelo	Grados de libertad	Hipótesis nulas	Estadístico de prueba	Valor-P
Sin <i>dummy</i>	6	$H_1 : \beta_{14} = \beta_{21} = \beta_{23} = 0$ $\beta_{11} = \beta_{13} = \beta_{24} = -1$ $\alpha_{41} = \alpha_{42} = 0$	9.05	0.17
Con <i>dummy</i>	6	$H_1 : \beta_{14} = \beta_{21} = \beta_{23} = 0$ $\beta_{11} = \beta_{13} = \beta_{24} = -1$ $\alpha_{51} = \alpha_{52} = 0$	12.87	0.05

Los vectores de cointegración y las velocidades de ajuste para los dos modelos son presentados en el cuadro 6; en este cuadro aquellos ceros que son impuestos como resultado de las pruebas presentadas en el cuadro 5 constan como exclusiones y no como valores cero.

Cuadro 6. Vectores de cointegración y velocidades de ajuste								
Vectores de cointegración								
	Modelo sin <i>dummy</i>				Modelo con <i>dummy</i>			
	Demanda de dinero	Errores estándar	Oferta de dinero	Errores estándar	Demanda de dinero	Errores estándar	Oferta de dinero	Errores estándar
LM1	1	----	1	----	1	----	1	----
LIPC	-1	----	----	----	-1	----	----	----
LY	-1	----	----	----	-1	----	----	----
LCOI	12.39	2.65	-2.45	-0.41	4.72	2.80	-0.68	-0.35
LBASE	----	----	-1	----	----	----	-1	----
CONSTANTE	42.43	5.93	6.21	0.91	22.79	4.66	1.98	0.58
Velocidades de ajuste								
	Modelo sin <i>dummy</i>				Modelo con <i>dummy</i>			
	α_1	Valores t	α_2	Valores t	α_1	Valores t	α_2	Valores t
LM1	0.014	1.145	-0.084	-1.087	0.027	1.172	-0.175	-0.811
LIPC	0.001	0.299	0.009	0.510	0.000	-0.005	0.033	1.529
LY	0.017	3.704	-0.106	-3.716	0.016	1.357	-0.110	-0.888
LCOI	0.018	1.295	-0.145	-1.732	----	----	----	----
LBASE	----	----	----	----	0.007	0.418	0.018	0.144

Para ambos modelos las elasticidades de la demanda de dinero a los precios y al producto se supusieron unitarias, del mismo modo que la elasticidad de la oferta a la base monetaria, mientras las elasticidades de oferta y demanda con respecto al factor interés se dejaron libres. Los valores estimados de estas elasticidades tienen los signos esperados. Cabe anotar que el factor interés se asocia positivamente a la tasa de interés; no obstante, al sostener éste una relación no lineal con la tasa no es inmediata la interpretación de las elasticidades. Para aclarar el asunto consideremos lo siguiente: para un valor relevante, ahora, de la tasa de interés, por ejemplo, 8%, un aumento de 1% de esta origina un aumento de 0.9% en el factor $\left(\frac{R}{1+R}\right)$, y por ello las estimaciones de las elasticidades de la demanda por dinero a la tasa de interés en el nivel de 8% bajo ambos modelos serían -11.7 y -4.3 respectivamente. En cambio, para una tasa de interés de 24%, un aumento de 1% de esta implica otro del factor interés de 0.8%, así que las elasticidades de la demanda a la tasa de interés, según una u otra versión del modelo, serían -9.8 y -3.8. El valor estimado de la elasticidad para la versión con base monetaria débilmente exógena parece demasiado elevado, así que esto se constituye en un argumento preliminar en favor de la versión con la tasa de interés débilmente exógena (o modelo con *dummy*).

Pese a la realización previa de las pruebas de normalidad y de auto-correlación en el proceso de especificación del modelo, estas son realizadas de nuevo sobre el modelo completamente especificado y presentadas en el cuadro 7.

Cuadro 7. Pruebas sobre los errores del modelo definitivo		
Modelo	Prueba de Portmanteau	Prueba multivariada de normalidad
Con <i>dummy</i>	0.0992	0.1258
Sin <i>dummy</i>	0.1584	0.0952

V. Un modelo econométrico estructural

En esta sección se emplea la metodología de tendencias estocásticas comunes (*common trends*) para obtener estimadores de los parámetros estructurales asociados a las dos versiones alternativas del modelo que hemos venido examinando. La metodología de tendencias comunes sigue a Vlaar (2003). Presentamos a continuación una breve discusión del método econométrico⁸ que resultará sencilla para quienes están familiarizados con la estimación de modelos VAR estructurales.

Al modelo VEC tal como es descrito en la ecuación (3) (y en el párrafo siguiente) corresponde una forma VMA (Vector Moving Average) para sus diferencias, con la correspondiente forma asociada a sus niveles que se desprende del teorema de la representación de Granger

$$\Delta z_t = C(L)e_t, \text{ con } C(L) = I_n + C_1L + C_2L^2 \dots \quad (6)$$

$$z_t = z_0 + C(1)\sum_{j=0}^{t-1} e_{t-j} + C^*(L)e_t \quad (7)$$

Forma para la cual la matriz que captura el largo plazo ($C(1) = C_1$) es conocida y Johansen le asigna una única representación⁹, permitiendo así la comparación con un modelo estructural cuyos errores son no correlacionados. Sea $\varepsilon_t \sim N(\mathbf{0}, I_n)$ el vector de los errores de la forma estructural con los cuales puede escribirse una representación VMA para la serie en primeras diferencias y en niveles:

⁸ Para una descripción completa de esta metodología el lector puede remitirse a Misas *et al* (2004).

⁹ $C(1) = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp}$ Siendo $\Gamma = I_n - \sum_{i=1}^k \Gamma_i$, $h_{n \times r} = [I_r \quad 0]'$, $h_{\perp n \times n-r} = [0 \quad I_{n-r}]'$, $\beta_{\perp} = (I_n - h(\beta'h)^{-1} \beta') h_{\perp}$ y $\alpha_{\perp} = (I_n - h(\alpha'h)^{-1} \alpha') h_{\perp}$.

$$\Delta z_t = B(L)\varepsilon_t, \text{ con } B(L) = B_0 + B_1L + B_2L^2 \dots \quad (8)$$

$$z_t = z_0 + B(1)\sum_{j=0}^{t-1} \varepsilon_{t-j} + B^*(L)\varepsilon_t; \quad B(1) = B_1 \quad (9)$$

Sin embargo, no todos los errores que componen el vector ε_t tienen efectos permanentes. Como lo hacen notar Mellander *et al.* (1992) algunos de estos errores pueden ser asociados a las combinaciones estacionarias descritas por los vectores de cointegración que obviamente sólo pueden tener efectos transitorios. En otras palabras, para distinguir los efectos transitorios de los permanentes (lo cual es necesario para conservar el propósito económico) el vector original ε_t debe partitionarse en dos vectores: el primero, ψ_t , de dimensión $k=n-r$ (r : número de vectores de cointegración o rango), agrupa los errores con efectos permanentes en la serie y el segundo, ν_t , de dimensión r , contiene aquellos con impacto meramente transitorio. Lo anterior implica $n \times r$ restricciones sobre la matriz de largo plazo de la representación estructural $B(1)$. Como se requiere excluir de los impactos permanentes al subvector ν_t la matriz de largo plazo adquiere la siguiente forma:

$$B(1) = \begin{bmatrix} \mathbf{B}_\tau & \mathbf{0} \\ \mathbf{0}_{n \times n-r} & \mathbf{0}_{n \times r} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Si empleamos las restricciones propuestas por (10) para rescribir (9) se obtiene:

$$z_t = z_0 + B_\tau \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j} + B^*(L)\varepsilon_t \quad (11.a)$$

Esta ecuación puede ser rescrita suponiendo que ψ_t es el vector de errores de un paseo aleatorio sin deriva, esto es: $\tau_t = \tau_{t-1} + \psi_t$ es la representación de las tendencias estocásticas comunes.

Resolviendo tal ecuación se obtiene que $\tau_t = \tau_0 + \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j}$, por tanto (11.a) puede escribirse como¹⁰:

$$z_t = z_0 + B_\tau \tau_t + B^*(L)\varepsilon_t \quad (11.b)$$

Siendo la combinación de las tendencias estocásticas el componente permanente de las series $z_t^P = B_\tau \tau_t$.

Las equivalencias entre el modelo estructural y el de forma reducida se logran igualando (7) y (9)¹¹

$$\begin{aligned} C(L)e_t &= B(L)\varepsilon_t \\ \Rightarrow e_t &= B_0\varepsilon_t \quad (12) \end{aligned}$$

y

$$C(1)B_0 = B(1) \quad (13)$$

Para las cuales (12) representa las equivalencias contemporáneas y (13) las de largo plazo, dada la matriz $B(1)$ como aquella que asigna la caracterización contemporánea o transitoria a los errores estructurales y los pesos de las tendencias estocásticas en el proceso generador de las series. Pero al igual que en el modelo VAR estructural son necesarias restricciones teóricas sobre B_0 y $B(1)$ para conseguir la identificación del modelo y hacer posible su estimación.

En el proceso de encontrar las restricciones del modelo estructural el primer paso es identificar los errores estructurales asociados a las variables del modelo con choques que posean contenido económico. Designemos tales errores estructurales por ε_t^X , siendo X una cualquiera de nuestras variables¹²:

ε_t^Y : asociado a choques de oferta o de productividad.

ε_t^M : corresponden a choques de demanda por dinero.

¹⁰ Sin perder generalidad puede asumirse $\tau_0 = \mathbf{0}$

¹¹ Aquí se recurre a una técnica de solución usada desde los desarrollos de Blanchard y Quah, con la cual la igualación de los polinomios de rezagos multiplicados por los errores parte de la igualación de cada uno de los miembros de tal suma.

¹² Por simplificación en los superíndices se emplearán R en lugar de $\frac{R}{1+R}$ y M en lugar de $M1$.

ε_t^R : choques de la tasa de interés nominal; a causa de las limitaciones del modelo teórico estos son difíciles de definir en vista de que combinan efectos reales y nominales.

ε_t^P : choques de precios.

ε_t^B : choques de oferta de dinero; podrían ser interpretados como de política monetaria.

Las restricciones contemporáneas se refieren a las neutralidades que los errores de la forma reducida (vector e_t) pueden tener con respecto a sus contrapartes estructurales en un momento dado (es decir, la posibilidad de que uno de los errores estructurales actúe con rezago es suficiente para excluir su relación). Tales relaciones son asignadas por las matrices B_0 asociadas a los dos diferentes modelos propuestos, dados los dos conjuntos diferentes de variables endógenas.

$$\begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^M \\ e_t^P \\ e_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{011} & B_{012} & B_{013} & B_{014} \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} & B_{024} \\ B_{031} & B_{032} & B_{033} & B_{034} \\ B_{041} & B_{042} & B_{043} & B_{044} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^B \end{bmatrix} \quad (14a)$$

$$\begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^M \\ e_t^P \\ e_t^R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{011} & B_{012} & B_{013} & B_{014} \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} & B_{024} \\ B_{031} & B_{032} & B_{033} & B_{034} \\ B_{041} & B_{042} & B_{043} & B_{044} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^R \end{bmatrix} \quad (14b)$$

En la literatura sobre VEC estructural las restricciones contemporáneas se consideran como un escollo difícil de superar, pues la teoría económica rara vez tiene suficientes explicaciones de la dinámica de corto plazo; por ello establecimos un conjunto de restricciones para cada una de nuestras especificaciones de modo que estas fuesen, a nuestro juicio, verosímiles:

- *Modelo con base monetaria débilmente exógena*

Para este modelo supusimos que los ajustes que deben realizarse en la oferta y la demanda de dinero son procesos que toman más de un periodo (para que los choques que impactan los precios [ε_t^P] o la tasa de interés [ε_t^R] sean transmitidos hacia sus errores de forma reducida); esto significa que los choques de la forma reducida de precios son neutrales (de manera contemporánea) a los choques estructurales en la tasa de interés y viceversa. Con la matriz (14.a) esto es:

$$\begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^M \\ e_t^P \\ e_t^R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{011} & B_{012} & B_{013} & B_{014} \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} & B_{024} \\ B_{031} & B_{032} & B_{033} & 0 \\ B_{041} & B_{042} & 0 & B_{044} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^R \end{bmatrix} \quad (15a)$$

- *Modelo con tasa de interés débilmente exógena*

Hicimos un supuesto similar al anterior, pero para este caso el rezago en los ajustes se genera, supuestamente, entre la base monetaria y el producto, lo cual, representado en la matriz (14.b), es:

$$\begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^M \\ e_t^P \\ e_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{011} & B_{012} & B_{013} & 0 \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} & B_{024} \\ B_{031} & B_{032} & B_{033} & B_{034} \\ 0 & B_{042} & B_{043} & B_{044} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^B \end{bmatrix} \quad (15b)$$

Estas restricciones son llevadas a una representación matricial que permita involucrarlas en la estimación: $Q_c \text{vec}(B_0) = d_c$. Siendo $\text{vec}(B_0)$ la vectorización de la matriz B_0 (el arreglo, como vector columna, de la matriz al colocar las columnas una debajo de la otra), Q_c una matriz de ceros y unos que selecciona los valores que por hipótesis son iguales a cero en la vectorización y d_c un vector de ceros de longitud igual al número de restricciones, en nuestro caso 2, para cada uno de los modelos. En otras palabras, el conjunto de restricciones del tipo $B_{0ij} = 0$ se rescribe de una forma matricial para dejarlo como una función lineal de la matriz original B_0 .

El modelo nos permite señalar la existencia de dos vectores de cointegración, razón por la cual sólo podemos tener dos tendencias comunes: es decir, el componente permanente estocástico o paseo aleatorio subyacente en cada variable (dada la raíz unitaria de las series) sólo puede ser definido como la combinación lineal de la acumulación de los choques estructurales de dos de las variables presentes en el modelo. La matriz de impactos totales o tendencias comunes de la contraparte estructural del modelo es igual al producto de la matriz de impactos totales del modelo estimado y la matriz que establece las relaciones de los errores de la forma reducida con los choques estructurales, $C(1)B_0$. Y esta matriz, dada la condición descrita al inicio del párrafo, debe poseer dos columnas de ceros con el objeto de excluir los choques que carezcan de efectos permanentes

sobre las variables. De modo que las partes permanentes de las variables consideradas, antes de exclusiones, pueden describirse así:

$$\begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ B_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & B(1)_{12} & B(1)_{13} & B(1)_{14} \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} & B(1)_{23} & B(1)_{24} \\ B(1)_{31} & B(1)_{32} & B(1)_{33} & B(1)_{34} \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} & B(1)_{43} & B(1)_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{t-1} \mathcal{E}_i^Y \\ \sum_{i=0}^{t-1} \mathcal{E}_i^M \\ \sum_{i=0}^{t-1} \mathcal{E}_i^P \\ \sum_{i=0}^{t-1} \mathcal{E}_i^B \end{bmatrix} \quad (16a)$$

$$\begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ \left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & B(1)_{12} & B(1)_{13} & B(1)_{14} \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} & B(1)_{23} & B(1)_{24} \\ B(1)_{31} & B(1)_{32} & B(1)_{33} & B(1)_{34} \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} & B(1)_{43} & B(1)_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{t-1} \mathcal{E}_i^Y \\ \sum_{i=0}^{t-1} \mathcal{E}_i^M \\ \sum_{i=0}^{t-1} \mathcal{E}_i^P \\ \sum_{i=0}^{t-1} \mathcal{E}_i^R \end{bmatrix} \quad (16b)$$

Como base para la defensa de nuestras supuestas neutralidades de largo plazo se supondrá lo siguiente. Considerar los choques estructurales de la tasa de interés como carentes de efectos permanentes (una hipótesis *ad hoc* pero que nos parece, *grosso modo*, plausible); del mismo modo la base monetaria debería ser en el largo plazo una fracción de la cantidad de dinero en la economía y por tanto estar asociada a la acumulación de los choques de origen monetario; por último, supondremos que no sólo la inflación es un fenómeno monetario sino que al ser, por definición, la primera diferencia del logaritmo del nivel de precios éste último también es, en el largo plazo, un fenómeno monetario. De lo anterior resulta lo siguiente:

- *Modelo con base monetaria débilmente exógena*

Los choques estructurales que, bajo esta especificación, carecen de efectos permanentes sobre todas las variables son aquellos asociados a la tasa de interés y al nivel de precios, por lo cual la tercera y cuarta columna de la matriz $B(1)$ son ceros. Adicionalmente, contemplamos los siguientes supuestos para los componentes permanentes de las variables:

Y_t^P : en el largo plazo el producto está determinado sólo por los choques de origen real ($B(1)_{12} = 0$).

M_t^P : no establecemos neutralidad alguna de largo plazo (desde alguna otra variable hacia el componente permanente del dinero nominal) diferentes a las que supusimos para el conjunto de variables (tasa de interés y precios).

$\left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P$: similar al caso anterior.

P_t^P : dado que supusimos que en el largo plazo el nivel de precios es un fenómeno monetario los choques de oferta carecen de efectos (de largo plazo) sobre este componente permanente ($B(1)_{41} = 0$).

Incluyendo estas restricciones tenemos la siguiente relación para la parte permanente de las variables consideradas:

$$\begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ \left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & 0 & 0 & 0 \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} & 0 & 0 \\ 0 & B(1)_{32} & 0 & 0 \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^Y \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^M \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^P \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^R \end{bmatrix} \quad (17a)$$

Por tanto $\psi_t = [\varepsilon_t^Y \quad \varepsilon_t^M]'$ y $v_t = [\varepsilon_t^P \quad \varepsilon_t^R]'$.

Llevando las restricciones anteriores a la representación usual de las tendencias comunes tendríamos:

$$\begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ \left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & 0 \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} \\ 0 & B(1)_{32} \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_t^Y \\ \tau_t^M \end{bmatrix} \quad (18a)$$

$$\text{con } \begin{bmatrix} \tau_t^Y \\ \tau_t^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tau_{t-1}^Y \\ \tau_{t-1}^M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \end{bmatrix} \quad \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-1}^Y \\ \varepsilon_{t-1}^M \end{bmatrix}$$

$$\text{Resolviendo para } \tau \Rightarrow \tau_t^Y = \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^Y; \quad \tau_t^M = \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^M$$

Es decir, los τ_t son las tendencias estocásticas presentes en el modelo o paseos aleatorios con respecto a los cuales es posible representar los verdaderos procesos generadores de los datos y que,

por la solución que puede darse a una ecuación en diferencias estocástica, no son más que la acumulación de los errores estructurales de las variables que poseen efectos permanentes.

- *Modelo con tasa de interés débilmente exógena*

Los choques estructurales que, bajo esta especificación, carecen de efectos permanentes sobre todas las variables son aquellos asociados a la base monetaria y a los precios, por lo cual, la tercera y cuarta columna de la matriz $B(1)$ están conformadas por ceros. Adicionalmente:

Y_t^P : en el largo plazo el producto debe estar determinado sólo por los choques de origen real ($B(1)_{12} = 0$).

M_t^P y B_t^P : no suponemos ninguna neutralidad de largo plazo (hacia estas dos variables) diferente a las comunes a todas las variables.

P_t^P : los choques de oferta carecen de efectos sobre este componente permanente ($B(1)_{41} = 0$).

Incluyendo estas restricciones tenemos la siguiente relación para la parte permanente de las variables consideradas.

$$\begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ B_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & 0 & 0 & 0 \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} & 0 & 0 \\ 0 & B(1)_{32} & 0 & 0 \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^Y \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^M \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^P \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^B \end{bmatrix} \quad (17b)$$

Por tanto $\psi_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y & \varepsilon_t^M \end{bmatrix}$ y $v_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^P & \varepsilon_t^B \end{bmatrix}$.

Llevando las restricciones anteriores a la representación usual de las tendencias comunes tendríamos:

$$\begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ B_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & 0 \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} \\ 0 & B(1)_{32} \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_t^Y \\ \tau_t^M \end{bmatrix} \quad (18b)$$

$$\text{con } \begin{bmatrix} \tau_t^Y \\ \tau_t^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tau_{t-1}^Y \\ \tau_{t-1}^M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \end{bmatrix}$$

Se asocia una matriz de restricciones de largo plazo Q_l , cuya forma proviene de $Q_l \text{vec}(B_0) = d_l$, con d_l un vector de ceros. Siendo Q_l , por la ecuación (13), una función de la matriz estimada $C(1)$ ¹³. Recuérdese que la matriz $C(1)$ no es de rango completo; su rango es igual al número de variables (n) menos el número de vectores de cointegración (r), así que en nuestro caso sólo dos de sus filas son linealmente independientes; las dos restantes son combinaciones lineales de las primeras y, por ello, de las cuatro restricciones colocadas en las columnas de ceros sólo pueden contarse dos de ellas para determinar la eventual sobre-identificación del sistema. Teniendo en cuenta esto tenemos un total de 8 restricciones linealmente independientes para cada uno de los modelos, y como se requieren $n(n-1)/2$, 6 en nuestro caso, para tener un modelo exactamente identificado, entonces ambos modelos están sobre-identificados.

Las matrices de largo plazo y contemporánea fueron estimadas, obteniéndose los siguientes valores:

Cuadro 8a. Parámetros estructurales contemporáneos				
<i>Modelo con la base monetaria débilmente exógena</i>				
	ε_t^Y	ε_t^M	ε_t^P	ε_t^R
e_t^Y	0.011158	0.0020677	0.010756	0.01323
e_t^M	0.015636	0.026375	0.0067055	-0.001906
e_t^P	-0.0064307	-0.0016248	0.01029	0
e_t^R	-0.036845	-0.0068423	0	0.052389
<i>Modelo con la tasa de interés débilmente exógena</i>				
	ε_t^Y	ε_t^M	ε_t^P	ε_t^B
e_t^Y	0.06184	-0.056652	-0.016651	0
e_t^M	0.0087599	0.015247	-0.016274	0.00076399
e_t^P	-0.040273	0.035509	0.00031943	0.01253
e_t^B	0	0.036881	0.018569	0.032812

¹³ En Vlaar (2003) se escribe así: $Q_l = F_{C(1)}(I_n \otimes C(1))$ en la cual $F_{C(1)}$ es una matriz de ceros y unos que extrae las líneas de modo que se cumplan las restricciones consideradas para $Q_l \text{vec}(B_0) = d_l$.

Cuadro 8b. Parámetros estructurales de largo plazo		
<i>Modelo con la base monetaria débilmente exógena</i>		
	τ_t^Y	τ_t^M
Y_t^P	0.012114	0
M_t^P	0.020866	0.034728
P_t^P	0	0.020162
$\left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P$	-0.0099315	-0.016529
<i>Modelo con la tasa de interés débilmente exógena</i>		
	τ_t^Y	τ_t^M
Y_t^P	0.047351	0
M_t^P	0.047351	0.18734
P_t^P	0	0.18734
B_t^P	0.047351	0.18734

Los valores estimados para las matrices contemporáneas son, a nuestro parecer, de difícil lectura desde la teoría económica; por ello nos abstendremos de realizar una revisión de los mismos. En cuanto a los valores de las componentes de largo plazo sorprende lo pequeños que resultan aquellos que ligan el componente permanente del producto a la tendencia común asociada a choques de productividad; sin embargo poseen el signo que se esperaba de ellos. Además, el componente permanente del dinero está adecuadamente descrito por los aportes positivos de las dos tendencias estocásticas definidas para el modelo (las tendencias del producto y monetaria), así como el nivel de precios, que se comporta como una fracción de la tendencia monetaria. En el modelo que considera la base monetaria como variable débilmente exógena encontramos un valor que no podemos interpretar (el valor negativo que posee la tendencia del producto en la explicación del componente permanente de la tasa de interés). En el modelo con la tasa de interés débilmente exógena los dos coeficientes que asocian las dos tendencias con el componente permanente de la base monetaria tienen los signos esperados.

VI. Pronósticos

Tal como lo sugiere Lütkepohl (1993) un camino para realizar el pronóstico con un modelo VEC es emplear su equivalencia matemática con el VAR en niveles, lo cual posee la ventaja de desarrollar

de modo completo toda la teoría de los intervalos de confianza. Sin embargo, tal vía es ajena a la hipótesis de restricciones estructurales; por ello tomamos una opción alternativa. Nuestro pronóstico se hizo empleando la representación VMA correspondiente. Siguiendo a Warne (1993) las representaciones para las series en diferencias y en niveles son equivalentes a las ecuaciones (8) y (9):

$$\Delta z_t = \delta + C(L)e_t \quad (19a)$$

$$z_t = z_0 + C(1) \left[\xi_0 + \rho t + \sum_{j=1}^{t-1} e_j \right] + C^*(L)e_t \quad (19b)$$

Siendo δ y ρ constantes, z_t el vector de variables, z_0 el vector de valores iniciales de la variables, e_t los errores del modelo estimado y $C(L)$ y $C^*(L)$ polinomios de rezagos.

La ecuación 19b es la equivalencia de la forma reducida de la representación de tendencias comunes, y, en vista de que es una transformación de 19a, y gracias a Warne¹⁴, $C(L)$ y δ pueden ser obtenidos a partir de la estimación del modelo VEC. La vía a tomar será utilizar esta primera ecuación, según la cual el pronóstico se computa haciendo igual a cero la esperanza de los errores por fuera de muestra. Adicionalmente, dado que poseemos los estimados de las covarianzas de los errores, se puede representar el pronóstico para cada una de la ecuaciones como se haría para MA, lo cual permite con alguna facilidad la generación de los intervalos de confianza que son presentados para el período corrido entre 2004:I y 2005:IV (Cuadro 10).

¹⁴ Para conocer la totalidad del álgebra para obtener los valores de los parámetros de la representación VMA sugerimos al lector remitirse al trabajo de Warne (1993).

Cuadro 9. Pronósticos de la inflación			
<i>Base monetaria débilmente exógena</i>			
	<i>Estimación puntual</i>	<i>Límite inferior</i>	<i>Límite superior</i>
2004 Q1	7.56	7.11	8.00
2004 Q2	8.15	7.27	9.04
2004 Q3	8.08	6.75	9.41
2004 Q4	8.44	6.67	10.21
2005 Q1	9.03	6.82	11.25
2005 Q2	9.34	6.68	12.00
2005 Q3	9.63	6.53	12.73
2005 Q4	9.88	6.33	13.42
<i>Tasa de interés débilmente exógena</i>			
	<i>Estimación puntual</i>	<i>Límite inferior</i>	<i>Límite superior</i>
2004 Q1	7.61	7.16	8.05
2004 Q2	8.10	7.21	8.99
2004 Q3	7.32	5.99	8.65
2004 Q4	6.98	5.21	8.76
2005 Q1	6.96	4.75	9.18
2005 Q2	7.30	4.65	9.96
2005 Q3	7.60	4.50	10.70
2005 Q4	7.72	4.18	11.26

El Banco de la República utiliza ya de manera rutinaria otros modelos de frecuencia trimestral para el pronóstico de la inflación, así que conviene contrastar los pronósticos de nuestro modelo con los generados por ellos para determinar la confiabilidad de los nuestros. Esto lo haremos con los “pronósticos dentro de muestra” (el período 1992:I -2004:I¹⁵).

Cuadro 10. Comparación de pronósticos de inflación						
<i>Modelo</i>	<i>Horizonte 1</i>					
	<i>Número de observaciones</i>	<i>Raíz del error cuadrático medio</i>	<i>Raíz del error cuadrático medio porcentual</i>	<i>Error absoluto medio de pronóstico</i>	<i>Error absoluto porcentual medio</i>	<i>U de Theil</i>
ARIMA	49	1.23	11.07	0.95	7.40	0.93
Curva de Phillips	49	1.23	11.11	0.96	7.76	0.93
Escandinavo	49	1.28	9.99	1.02	7.41	0.97
P estrella	49	1.30	11.12	1.00	8.10	0.98
P estrella sin modificar	49	1.27	10.46	1.07	8.04	0.96
STR	49	1.33	10.28	1.06	7.92	1.00
VEC tasa	49	0.42	0.45	0.42	7.98	0.71
VEC base	49	0.90	2.08	0.90	27.28	1.53

¹⁵ Este es el periodo más amplio tomado para la evaluación de los modelos de pronóstico de inflación del Banco de la República.

	<i>Horizonte 2</i>					
ARIMA	48	2.16	20.12	1.64	13.37	1.02
Curva de Phillips	48	1.90	17.41	1.45	11.81	0.90
Escandinavo	48	1.81	15.47	1.33	10.35	0.85
P estrella	48	2.19	18.34	1.70	13.44	1.04
P estrella sin modificar	48	2.13	16.36	1.79	12.99	1.00
STR	48	2.38	17.12	1.79	13.26	1.12
VEC tasa	48	1.45	22.75	1.36	21.05	3.43
VEC base	48	0.71	11.03	0.68	10.53	1.67
	<i>Horizonte 3</i>					
ARIMA	47	2.92	28.39	2.27	19.83	1.06
Curva de Phillips	47	2.51	21.64	1.79	13.68	0.91
Escandinavo	47	2.34	21.13	1.70	13.44	0.85
P estrella	47	3.13	24.94	2.36	17.79	1.13
P estrella sin modificar	47	2.97	21.32	2.46	17.69	1.08
STR	47	3.15	21.84	2.23	16.27	1.14
VEC tasa	47	1.91	29.60	1.69	25.80	8.85
VEC base	47	0.54	8.45	0.44	6.78	2.51
	<i>Horizonte 4</i>					
ARIMA	46	3.81	38.94	3.02	26.98	1.16
Curva de Phillips	46	3.00	26.84	2.12	16.53	0.91
Escandinavo	46	2.84	27.14	2.07	17.15	0.86
P estrella	46	4.02	31.94	3.07	23.04	1.22
P estrella sin modificar	46	3.85	27.59	3.32	24.33	1.17
STR	46	4.04	28.77	2.93	21.55	1.22
VEC tasa	46	1.74	25.01	1.67	24.16	3.87
VEC base	46	2.66	39.35	2.63	38.71	5.90
	<i>Horizonte 5</i>					
ARIMA	45	4.27	44.20	3.54	31.85	1.19
Curva de Phillips	45	3.96	36.67	2.95	24.61	1.10
Escandinavo	45	3.72	35.66	2.73	23.39	1.04
P estrella	45	4.55	36.26	3.58	27.21	1.27
P estrella sin modificar	45	5.31	37.56	4.57	32.81	1.48
STR	45	4.48	33.66	3.37	26.49	1.25
VEC tasa	45	1.74	13.47	0.86	12.70	1.53
VEC base	45	1.54	23.75	1.36	20.46	2.62
	<i>Horizonte 6</i>					
ARIMA	44	4.62	47.99	3.89	35.11	1.22
Curva de Phillips	44	4.78	44.92	3.65	30.97	1.26
Escandinavo	44	4.40	43.08	3.13	28.39	1.16
P estrella	44	5.02	40.09	4.08	31.17	1.32
P estrella sin modificar	44	6.84	47.74	5.86	41.81	1.80
STR	44	4.65	37.19	3.56	28.65	1.22
VEC tasa	44	1.02	15.19	0.77	11.58	1.84
VEC base	44	1.34	20.69	1.15	17.49	1.62
	<i>Horizonte 7</i>					
ARIMA	43	5.00	50.45	4.32	38.66	1.21
Curva de Phillips	43	5.85	54.38	4.47	37.84	1.42
Escandinavo	43	5.28	51.59	3.87	34.86	1.28

P estrella	43	5.62	45.14	4.69	35.83	1.36
P estrella sin modificar	43	8.68	60.64	7.48	54.16	2.11
STR	43	4.87	40.75	3.81	30.84	1.18
VEC tasa	43	1.04	34.23	2.04	32.18	2.82
VEC base	43	1.55	23.55	1.27	19.18	2.96
	<i>Horizonte 8</i>					
ARIMA	42	5.43	53.88	4.77	42.63	1.19
Curva de Phillips	42	6.85	64.12	5.37	45.58	1.50
Escandinavo	42	6.11	61.20	4.57	41.97	1.34
P estrella	42	6.35	51.24	5.42	41.70	1.39
P estrella sin modificar	42	10.64	74.82	9.24	68.11	2.33
STR	42	5.28	45.96	4.27	35.20	1.16
VEC tasa	42	2.15	34.23	2.04	32.18	2.82
VEC base	42	3.61	55.78	3.53	54.68	4.73

Así, pese a que las dos versiones de nuestro modelo (*VEC tasa* y *VEC base*) no producen los mejores pronósticos para la totalidad de horizontes si muestran alguna ventaja en los horizontes más largos. En especial la versión que considera la tasa de interés como variable débilmente exógena (*VEC tasa*) se coloca a la cabeza en las pruebas para el horizonte 8 (Cuadro 11).

Dado que nuestro mejor modelo (en términos de pronósticos de largo plazo) es el de la tasa de interés débilmente exógena existe la posibilidad de hacer pronósticos condicionados a esta variable. Para evaluar la utilidad del modelo, se condiciona el pronóstico de inflación al pronóstico de tasa de interés utilizando el Modelo de Mecanismos Transmisión (MMT) del Banco de la República. A continuación se comparan los pronósticos de tasa de interés y se presenta al pronóstico condicionado de inflación.

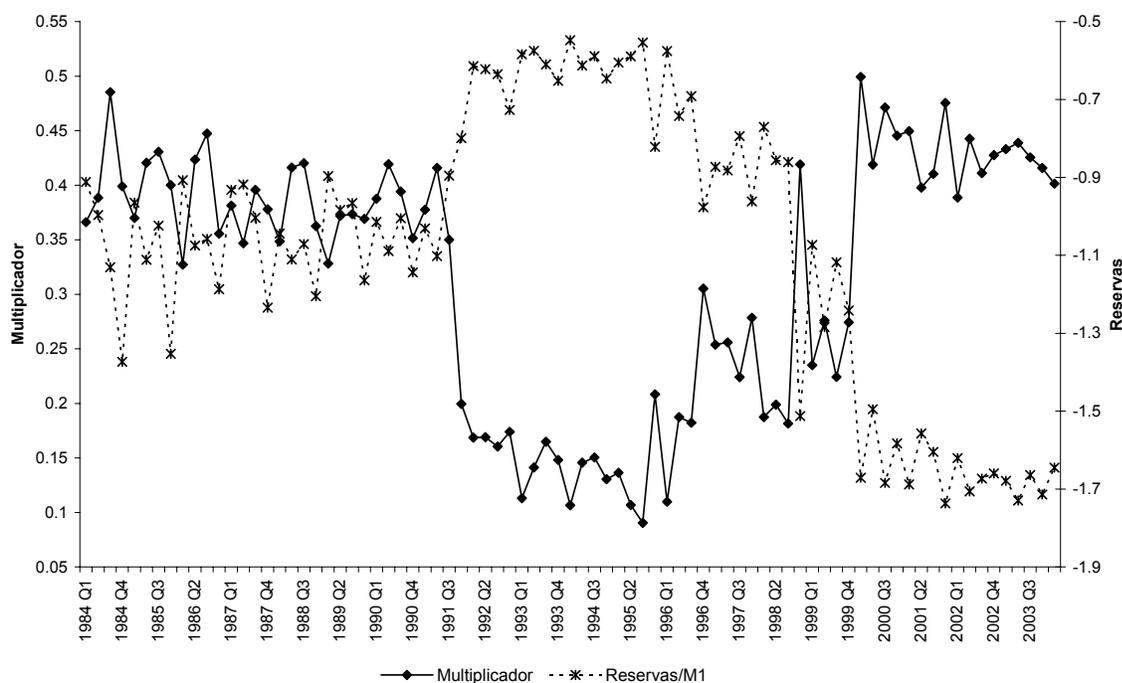
Cuadro 11. Pronóstico condicionado de inflación			
<i>Pronóstico con el VEC tasa condicionado al pronóstico de la tasa del MMT</i>			
	<i>Inflación</i>	<i>Límite inferior</i>	<i>Límite superior</i>
2004 Q1	7.60	7.16	8.05
2004 Q2	8.06	7.17	8.94
2004 Q3	7.25	5.93	8.58
2004 Q4	7.10	5.33	8.87
2005 Q1	7.29	5.07	9.50
2005 Q2	7.90	5.24	10.56
2005 Q3	8.15	5.05	11.25
2005 Q4	8.16	4.62	11.70

Pese a que el pronóstico de tasa de interés realizado con el MMT se encuentra para casi todos los periodos por encima de la estimación original de nuestro modelo, el pronóstico condicionado de la inflación es mayor que el obtenido con anterioridad. Aunque es un resultado anómalo, era previsible dada la respuesta, también anómala, del nivel de precios a la tasa de interés (el Anexo aborda este asunto).

VII Modelo con introducción del coeficiente de reservas

Nuestra oferta de dinero ($M_t^S - \gamma_0 - B_t - \gamma_2 \frac{R_t}{1 + R_t} = \varepsilon_{MS_t}$) podría interpretarse como una descripción basada en una relación implícita entre el multiplicador monetario y el factor de interés, independientemente del efecto que esta variable pueda tener sobre la tenencia de efectivo. Sin embargo, podría suponerse que el multiplicador monetario (la razón M1/Base) depende no sólo de la tasa de interés sino también de la relación entre reservas requeridas y M1. El gráfico 6 muestra la relación negativa entre el multiplicador y el coeficiente de reservas requeridas en el período analizado.

Gráfico 6. Series del multiplicador y el coeficiente de reservas
(Series en logaritmos)



Con esta evidencia decidimos realizar un ejercicio alternativo que dejó la ecuación de demanda tal como la describe la ecuación (4) y describimos la oferta de dinero de la siguiente manera:

$$M_t^s - \gamma_0 - B_t - \gamma_2 \frac{R_t}{1 + R_t} - \gamma_3 CR_t = \varepsilon_{MS_t} \quad (20)$$

Siendo CR_t el coeficiente de reservas.

Al introducirse la variable adicional, el modelo rechazó la presencia de la constante dentro del espacio de cointegración (constante no restringida al espacio de cointegración); además, se encontró un rezago óptimo de 4 para el ejercicio de cointegración con la presencia de *dummies* estacionales y se debió rechazar la hipótesis de presencia de la *dummy* de intervención (al introducir esta *dummy* el ejercicio pierde toda su buena especificación). No pudiéndose rechazar la existencia de dos vectores de cointegración, se estimaron la ecuación de demanda de dinero (4) y la ecuación de oferta de dinero modificada (20), y se consideró el coeficiente de reservas como variable débilmente exógena gracias a la evidencia estadística en favor de tal hipótesis.

Cuadro 12. Vectores de cointegración y velocidades de ajuste				
<i>Vectores de cointegración</i>				
	Demanda de dinero	Errores estándar	Oferta de dinero	Errores estándar
LY	-1	----	----	----
LIPC	-1	----	----	----
LBASE	----	----	-1	----
LM1	1	----	1	----
LCOI	0.363	0.076	-0.393	0.047
LCR	----	----	0.58	0.022
<i>Velocidades de ajuste</i>				
	α_1	Valores t	α_2	Valores t
LY	0.11	7.23	0.182	6.569
LIPC	0.041	2.902	0.027	1.048
LBASE	0.02	0.549	0.033	0.492
LM1	0.102	2.783	0.04	0.598
LCOI	0.068	1.236	0.422	4.173
LCR	----	----	----	----

Los valores de los coeficientes que se dejan en libertad poseen los signos esperados, y la prueba de razón de verosimilitud sobre las restricciones impuestas para identificación de las ecuaciones tiene un *P-value* de 0.11. Para verificar la buena especificación del modelo se realizan la pruebas de autocorrelación y normalidad multivariada, que, como lo muestra el cuadro 13, resultaron satisfactorias.

Cuadro 13. Pruebas sobre los errores del modelo definitivo	
Prueba de Portmanteau	Prueba multivariada de normalidad
0.15	0.98

Contando con la buena especificación del modelo VEC en su forma reducida, pasamos a definir las restricciones de largo plazo y contemporáneas que nos permitan identificar y estimar los parámetros estructurales del modelo.

- *Restricciones contemporáneas*

En vista de que el conjunto de variables endógenas para este modelo incluye las dos variables previamente consideradas como débilmente exógenas, y de que en los ejercicios anteriores habíamos considerado plausibles las siguientes restricciones: a) los choques de la forma reducida de precios son neutrales (de manera contemporánea) a los choques estructurales en la tasa de interés y viceversa, y b) los choques de la forma reducida del producto son neutrales a los choques estructurales en la base monetaria y viceversa, optamos por emplear simultáneamente las restricciones arriba presentadas, obteniéndose la siguiente matriz B_0 , para el ejercicio:

$$\begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^P \\ e_t^B \\ e_t^M \\ e_t^R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{011} & B_{012} & 0 & B_{014} & B_{015} \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} & B_{024} & 0 \\ 0 & B_{032} & B_{033} & B_{034} & B_{035} \\ B_{041} & B_{042} & B_{043} & B_{044} & B_{045} \\ B_{051} & 0 & B_{053} & B_{054} & B_{055} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^B \\ \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^R \end{bmatrix}$$

- *Restricciones de largo plazo*

Anteriormente supusimos como carentes de efectos permanentes sobre el resto de las variables aquellos choques provenientes de los precios y además, los provenientes de la base monetaria o, alternativamente, de la tasa de interés. En esta nueva versión estas dos últimas variables se encuentran en el conjunto de las endógenas pero consideraremos que los choques sobre una de estas dos (pues seguiremos conservando la hipótesis de carencia de efectos permanentes de los choques de precios) carecen de efectos permanentes sobre el resto de variables. Como el introducir un vector de ceros en la posición de la base monetaria dentro de la matriz de largo plazo $B(1)$ arruina la identificación del modelo, optamos por considerar los choques de precios y de tasa de interés como aquellos que carecen de efectos permanentes.

Nuestras restricciones adicionales estaban asociadas al carácter real del producto (neutral a los choques monetarios) y el carácter monetario de los precios (neutral a los choques del producto); sin embargo la introducción de la restricción de neutralidad de precios a los choques de producto no es aceptada. En consecuencia, nuestro conjunto de restricciones se puede expresar de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} Y_t^P \\ P_t^P \\ B_t^P \\ M_t^P \\ \left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ B(1)_{21} & 0 & B(1)_{23} & B(1)_{24} & 0 \\ B(1)_{31} & 0 & B(1)_{33} & B(1)_{34} & 0 \\ B(1)_{41} & 0 & B(1)_{43} & B(1)_{44} & 0 \\ B(1)_{51} & 0 & B(1)_{53} & B(1)_{54} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^Y \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^P \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^B \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^M \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^R \end{bmatrix}$$

Las restricciones anteriores y las contemporáneas suman 12; esto implica la sobre-identificación del sistema. La hipótesis sobre el conjunto de restricciones no se rechazó al 8%, así que se estimó el modelo obteniéndose los siguientes valores para los parámetros estructurales.

Cuadro 14. Parámetros estructurales contemporáneos					
	ε_t^Y	ε_t^P	ε_t^B	ε_t^M	ε_t^R
e_t^Y	0.00003183	0.00712479	0	-0.00431509	0.00638984
e_t^P	-0.00628821	0.00325247	0.00217942	0.00421318	0
e_t^B	0	0.00133598	0.02036693	0.00188853	0.00112349
e_t^M	0.00853084	0.00857143	0.01309328	0.00410114	-0.00167311
e_t^R	0.00835702	0	-0.01460279	0.01585254	0.02190838

Cuadro 15. Parámetros estructurales de largo plazo			
	τ_t^Y	τ_t^B	τ_t^M
Y_t^P	0.0564845	0	0
P_t^P	0.55653831	0.01080289	0.05165196
B_t^P	0.38110281	0.01897962	0.03745977
M_t^P	0.50203077	0.0147161	0.04485987
$\left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P$	0.31075191	-0.01095609	0.01901626

De nuevo, al observar los parámetros de largo plazo sorprende la poca cuantía del efecto de la acumulación del choque del producto sobre su componente permanente (casi la décima parte de su efecto sobre los precios).

Los efectos de la acumulación de choques monetarios sobre el nivel de precios son consistentes con las relaciones propuestas por nuestros vectores de cointegración; la relación positiva del componente permanente del nivel de precios con la acumulación de choques monetarios proviene directamente de la demanda de dinero, mientras que la relación de aquel con la acumulación de los choques de la base monetaria supondría la igualación de oferta y demanda de dinero. El coeficiente que relaciona la acumulación de los choques de producto sobre el componente permanente de los precios resulta anómalo en cuantía (el valor más alto de los asociados a la acumulación de los choques de producción) y en signo (positivo).

Los efectos permanentes de choques de origen monetario tienen el impacto esperado en la base. Los signos positivos de los coeficientes que relacionan el componente permanente del dinero con la acumulación de choques con efectos permanentes están en concordancia con las predicciones del modelo teórico.

A continuación presentamos los pronósticos de inflación¹⁶, y la respectiva evaluación de estos bajo los criterios empleados para las dos versiones anteriores de nuestro modelo.

¹⁶ Para este modelo se supuso que el coeficiente de reservas permanece constante en el horizonte considerado.

Cuadro 16. Pronóstico fuera de muestra			
<i>Modelo coeficiente de reservas débilmente exógeno</i>			
	<i>Inflación</i>	<i>Límite inferior</i>	<i>Límite superior</i>
2004 Q1	7.85	7.41	8.29
2004 Q2	8.70	7.82	9.59
2004 Q3	9.01	7.68	10.34
2004 Q4	9.01	7.24	10.78
2005 Q1	8.98	6.77	11.20
2005 Q2	8.52	5.87	11.18
2005 Q3	8.44	5.34	11.54
2005 Q4	8.31	4.77	11.86

Cuadro 17. Evaluación de pronósticos de inflación						
<i>Horizonte</i>	<i>Número de observaciones</i>	<i>Raíz del error cuadrático medio</i>	<i>Raíz del error cuadrático medio porcentual</i>	<i>Error absoluto medio de pronóstico</i>	<i>Error absoluto porcentual medio</i>	<i>U de Theil</i>
1	49	11.27	20.24	1.27	20.24	2.15
2	48	0.66	10.45	0.50	7.88	1.55
3	47	9.10	141.15	8.22	125.47	22.56
4	46	3.42	50.77	3.40	49.90	7.59
5	45	1.43	20.92	1.27	18.45	2.44
6	44	2.22	32.35	2.08	30.59	4.02
7	43	2.85	42.07	2.40	35.43	5.44
8	42	0.47	7.39	0.41	6.48	0.61

VIII. Resumen y conclusiones

El ejercicio econométrico presentado en las secciones anteriores partió de un esquema de oferta y demanda de dinero y consistió en estimar las relaciones de cointegración indicadas por ese esquema y las correspondientes a la corrección de errores; además se estimaron los parámetros estructurales asociados a un enfoque de tendencias estocásticas comunes a fin de realizar ejercicios de impulso-respuesta y pronósticos de la mayor confiabilidad posible. Los resultados econométricos constituyen evidencia empírica favorable a las restricciones del modelo teórico. El ejercicio se realizó bajo tres versiones alternativas del modelo básico: a) con la tasa de interés débilmente exógena, gracias a la presencia de una *dummy* de intervención, b) con la base monetaria débilmente exógena y c) con la incorporación del coeficiente de reservas requeridas en la ecuación de oferta monetaria como variable débilmente exógena. Todas las versiones permitieron realizar ejercicios de impulso-respuesta bajo especificaciones estructurales aunque solo presentamos los resultados de las dos primeras versiones en el Anexo.

Las tres versiones del modelo se emplearon para realizar pronósticos fuera de muestra de la inflación. La confiabilidad de estos pronósticos para horizontes largos (8 trimestres), y en especial la de los arrojados por la versión que considera la tasa de interés como variable débilmente exógena, parece razonable al comparar “predicciones” dentro de muestra con los de los modelos de frecuencia trimestral utilizados ya de manera rutinaria por el Banco de la República. El pronóstico de inflación bajo la versión que considera la tasa de interés como variable débilmente exógena es 7,7% al finalizar 2005 (Cuadro 9). Aunque pueda parecer exagerada esta cifra, tal pronóstico podría considerarse, a nuestro juicio, como razonable en términos “cualitativos”, esto es, como una señal de que es muy probable un ligero re-ascenso de la inflación en el mediano plazo (así no sea tan intenso) si no hay una intervención oportuna en contra de este movimiento.

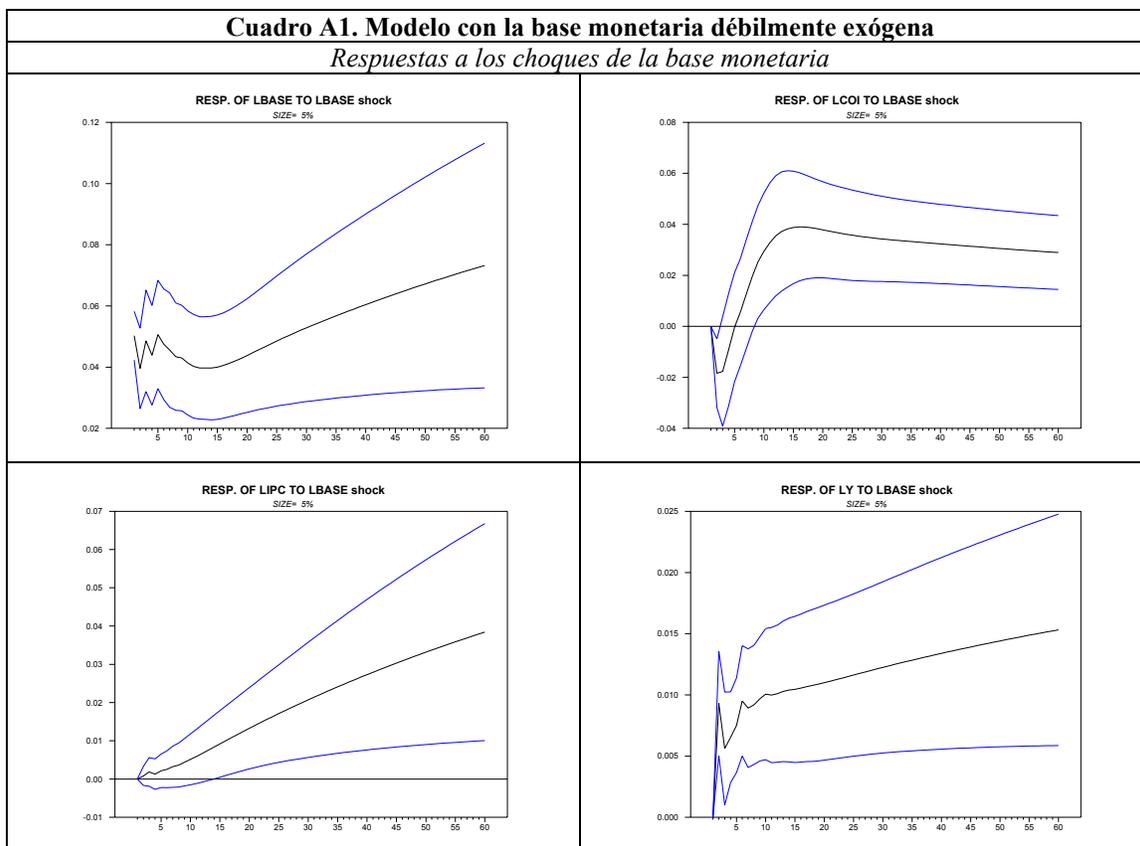
Referencias

- Anderson, Richard G., Dennis L. Hoffman y Robert H. Rasche (1998); “A vector error correction forecasting model of the U.S. economy”, *Research Division Working Papers 98-008A*, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Baghestani, Hmid y Tracy Mott (1997); “A cointegration analysis of U.S. money supply process”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 19, No. 2.
- Bagliano, Fabio C., Roberto Golinelli y Claudio Morana (2002); “Core inflation in the euro area”, *Applied Economics Letters*, Vol. 9, No. 6.
- Christiano, Lawrence, Martin Eichebaum, y Charles Evans (2001); “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”, *NBER Working Paper Series*, Wp 8403.
- De Gregorio, José (2003); “Dinero e inflación: ¿en qué estamos?”, *Economía Chilena*, Vol. 6, No. 1.
- Enders, Walter (1995); *Applied econometric Time Series*, John Willey & Sons
- y Scott Hendry (1998); “Forecasting inflation with the M1-VECM”, *Working Paper 98-6*, Bank of Canada.
- Gómez, Javier (1998); “La demanda por dinero en Colombia”, *Borradores de Economía* (Banco de la República), No. 101.
- Jacobsson, Tor, Per Jansson, Anders Vredin y Anders Warne (2002); “Identifying the effects of monetary policy shocks in an open economy”, *Sveriges Riksbank Working Papers Series*, No. 134.

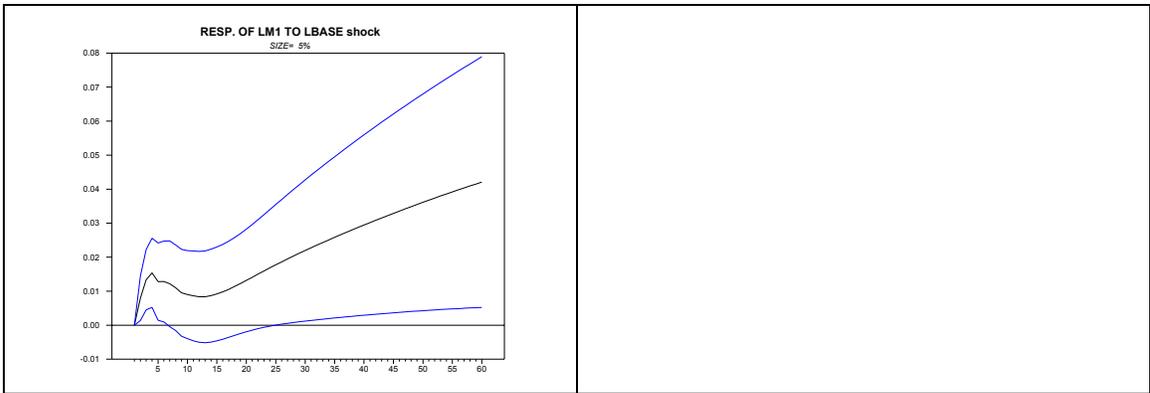
- Lütkepohl, Helmut (1993); *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.
- Mellander, Erik., Anders Vredin y Anders Warne (1992) “Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7, No. 4.
- Misas, Martha y Hugo Oliveros (1997); “Cointegración, exogeneidad y crítica de Lucas: funciones de demanda de dinero en Colombia: un ejercicio más”, *Borradores de Economía* (Banco de la República), No. 75.
- Misas; Martha, Enrique López, Juana Téllez y José Fernando Escobar (2004); “Medición de la inflación núcleo para Colombia: un enfoque de tendencias estocásticas”, *Borradores de Economía* (B. de la R.) (en proceso).
- Schmidt, Martin B. (2003); “Monetary dynamics: a market approach”, *Applied Economics*, Vol. 35. No. 2.
- Vlaar, Peter J.G. (2003); “On the asymptotic distribution of impulse response functions with long-run restrictions”, Versión facilitada por el autor.
- (2004); “Shocking the eurozone”; *European Economic Review*, Vol. 48, 109-131.
- Walsh, Carl E. (1998); *Monetary Theory and Policy*, MIT Press.
- Warne, Anders (1993); “A common trend model: Identification, estimation and inference”; disponible en el sitio web del autor: <http://texlips.hypermart.net/download/ctie93.pdf>
- Westaway, Peter (2002); “Modelling the transmission mechanism of monetary policy”, en : *Monetary transmission in diverse economies*, Lavan Mahadeva y Peter Sinclair (Eds.), Cambridge University Press.

Anexo. Ejercicios de impulso respuesta.

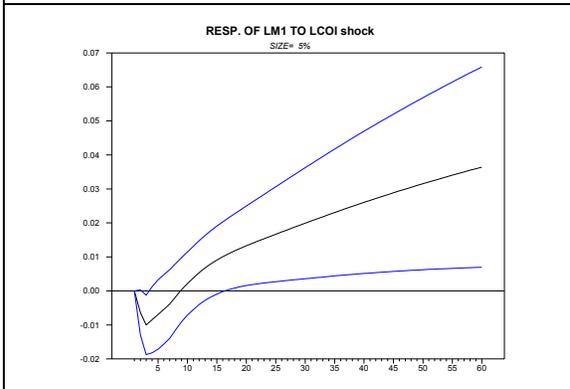
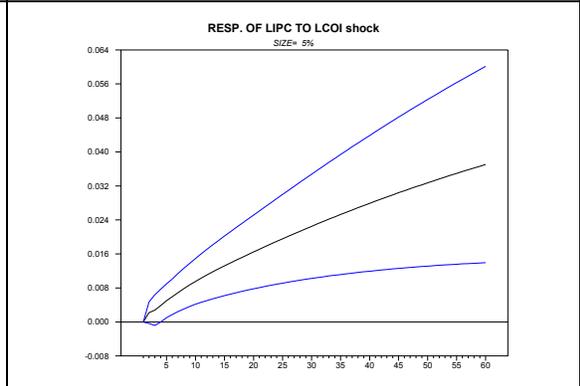
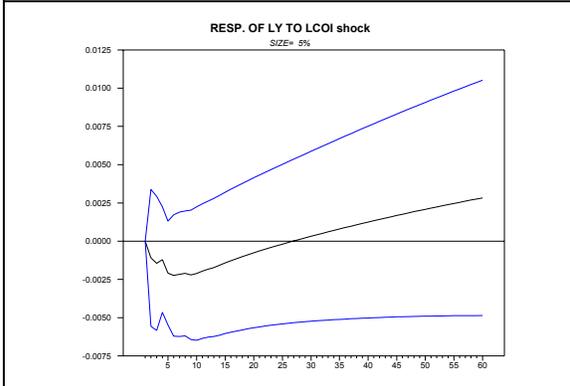
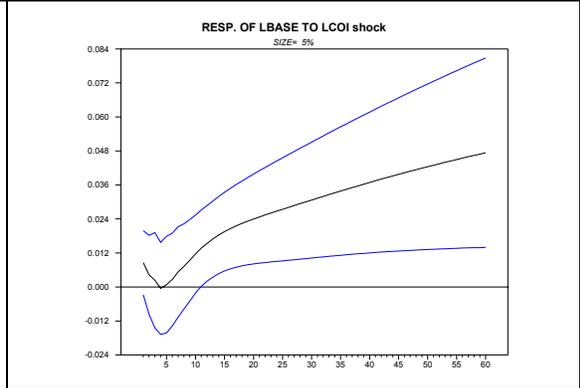
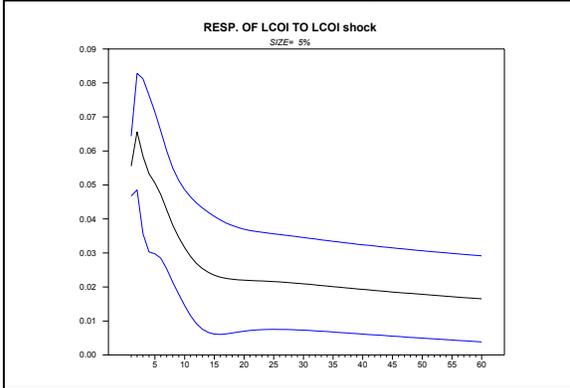
Dados los conjuntos de restricciones estructurales aceptado estadísticamente para ambos modelos se obtienen los ejercicios de impulso-respuesta¹⁷.



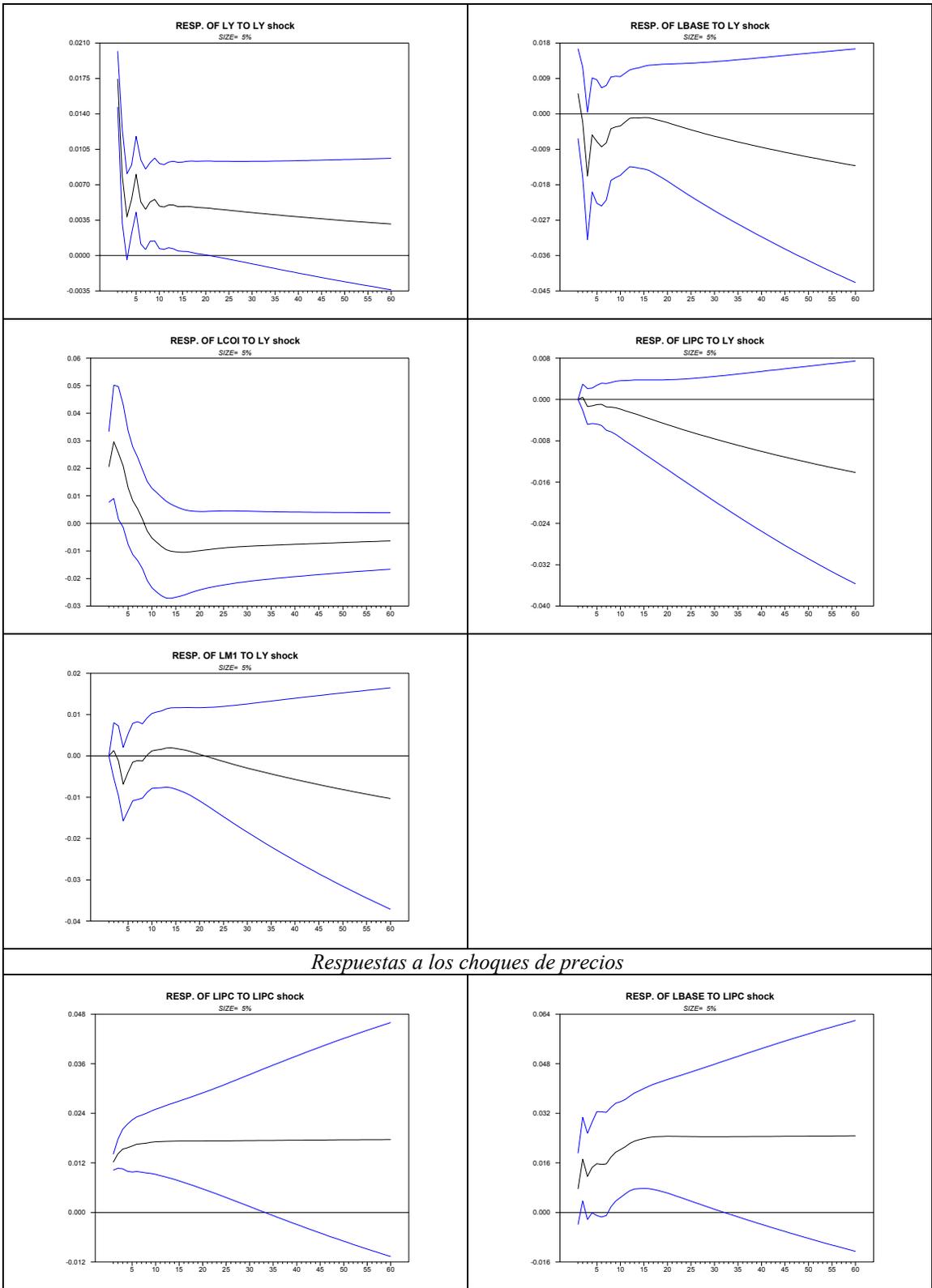
¹⁷ Debe tenerse en cuenta que la restricción sobre los α_{ij} permite aproximar los impulsos-respuesta con respecto a las variables débilmente exógenas a un análisis de multiplicadores dinámicos.



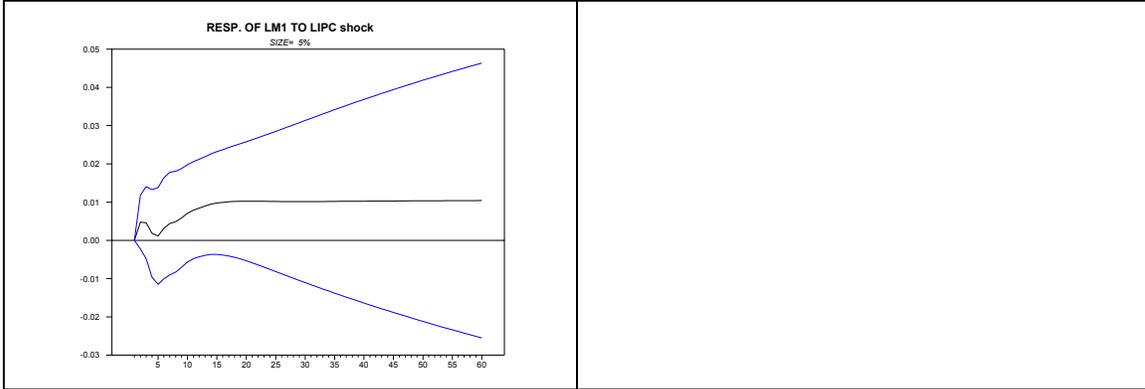
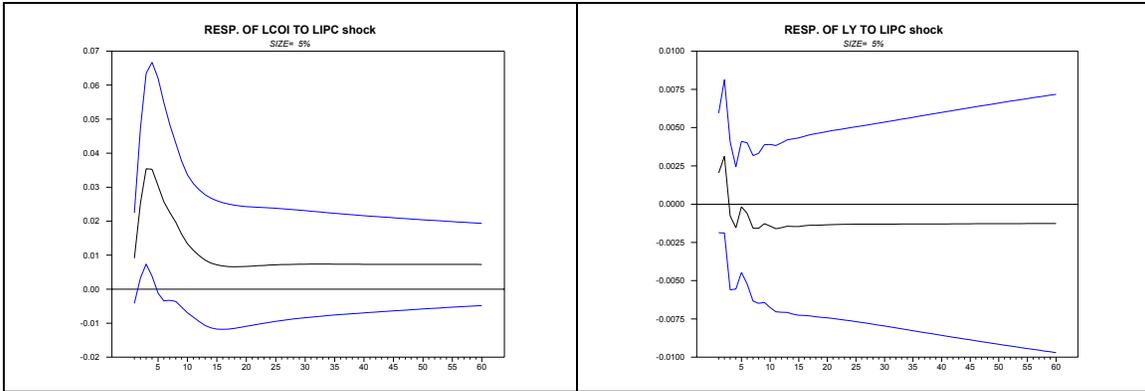
Respuestas a los choques de la tasa de interés



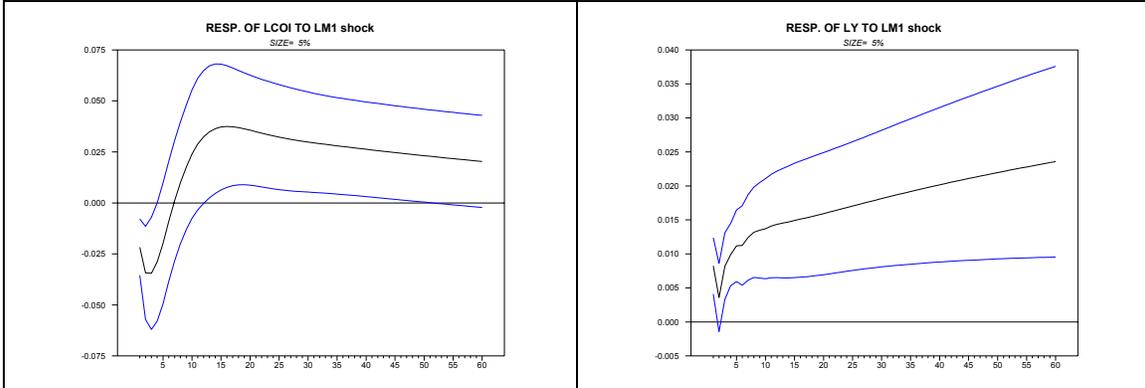
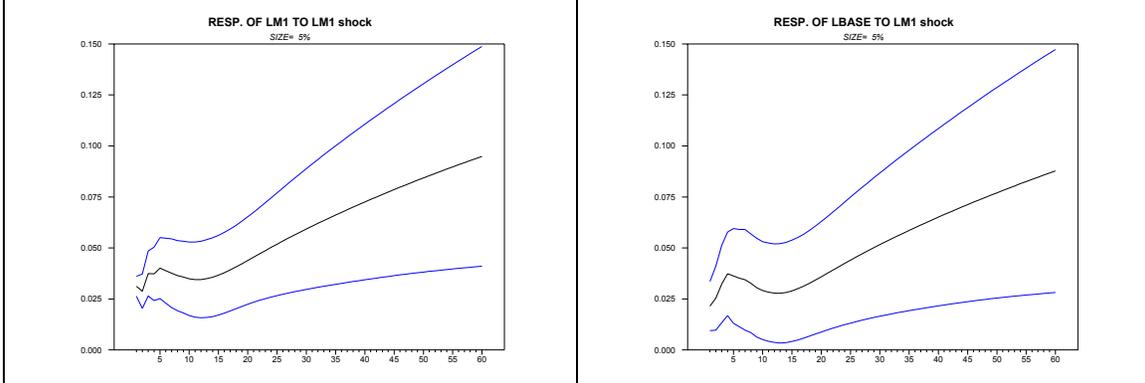
Respuestas a los choques de producto

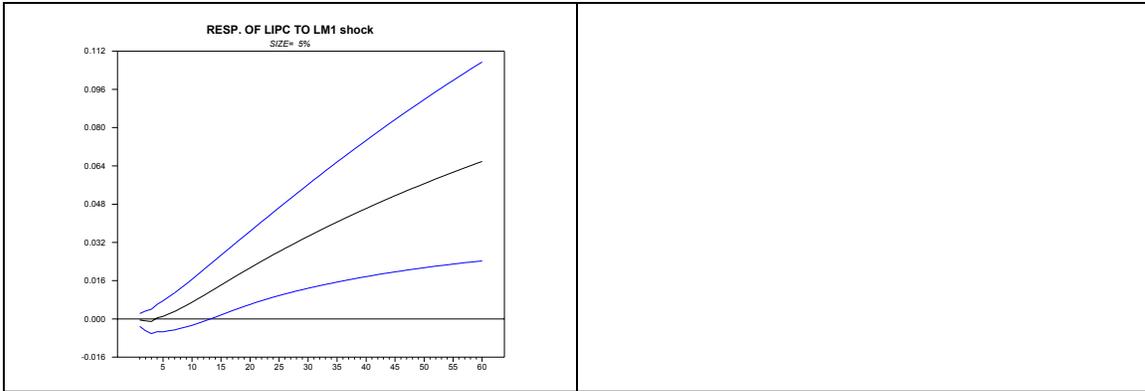


Respuestas a los choques de precios

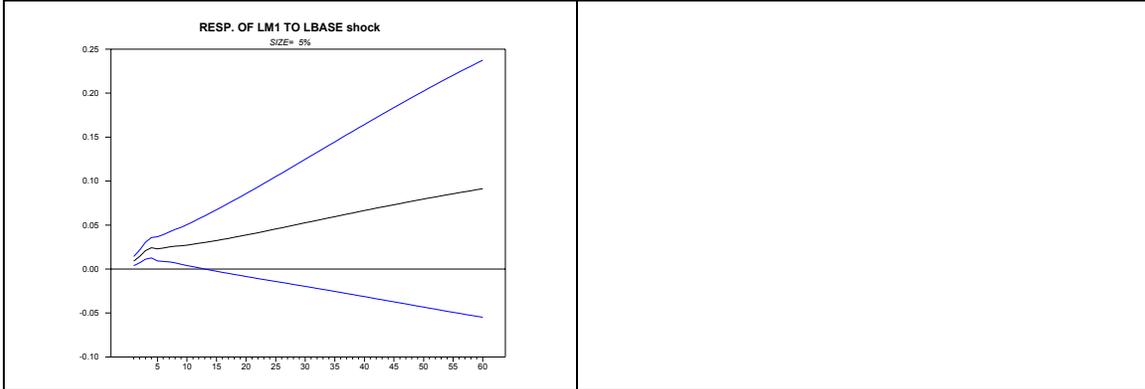
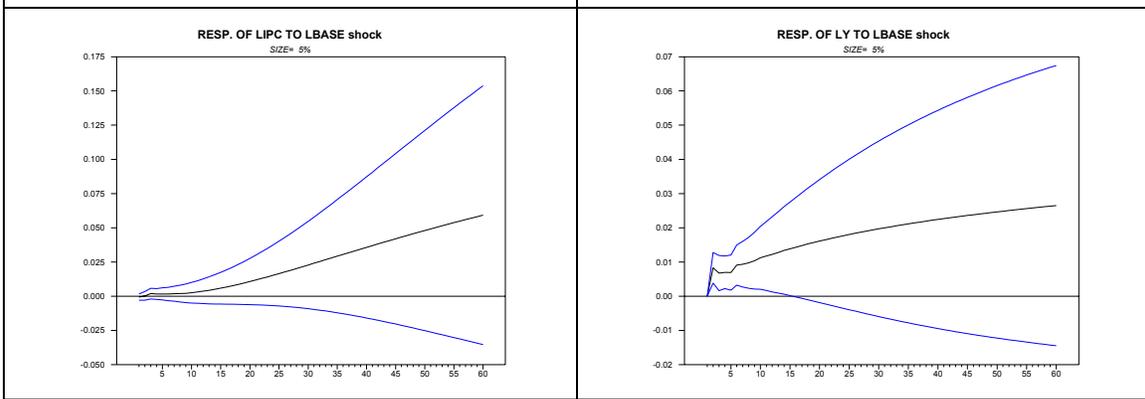
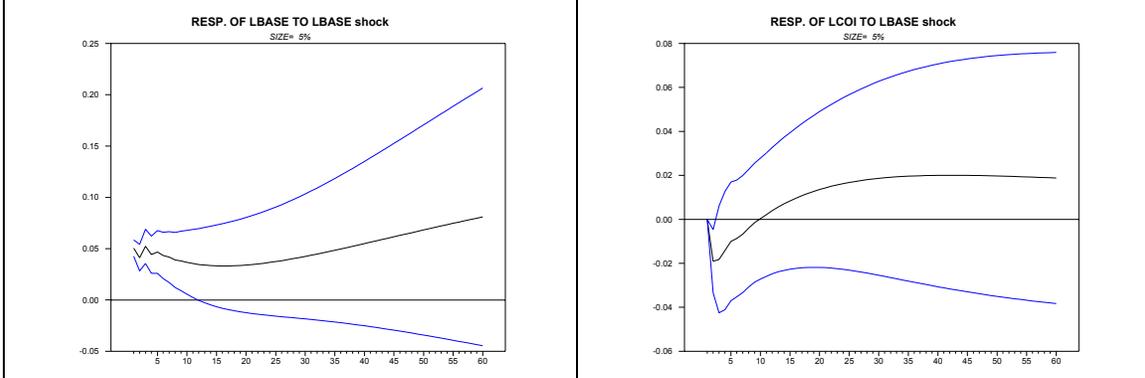


Respuestas a los choques de M1

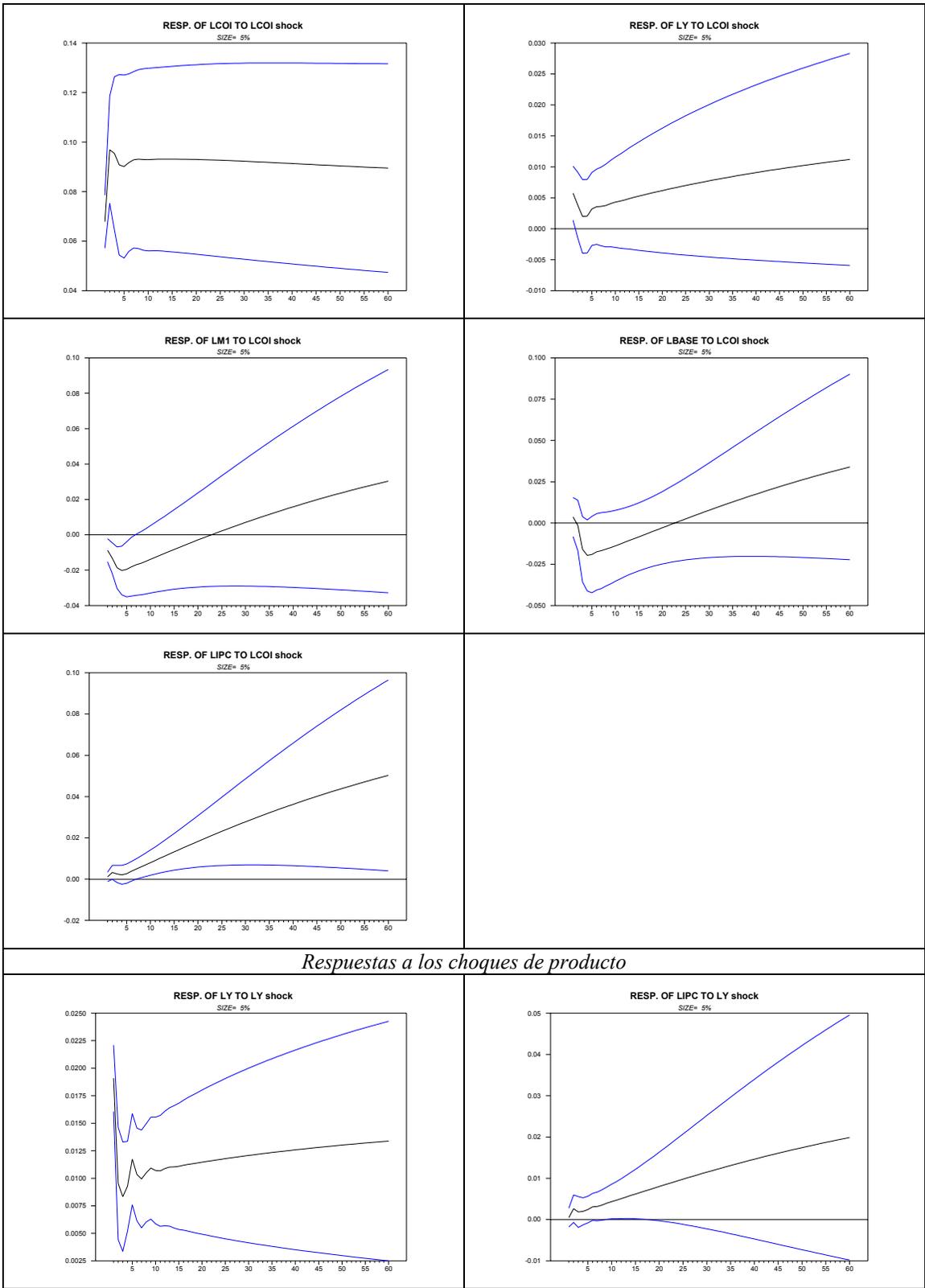


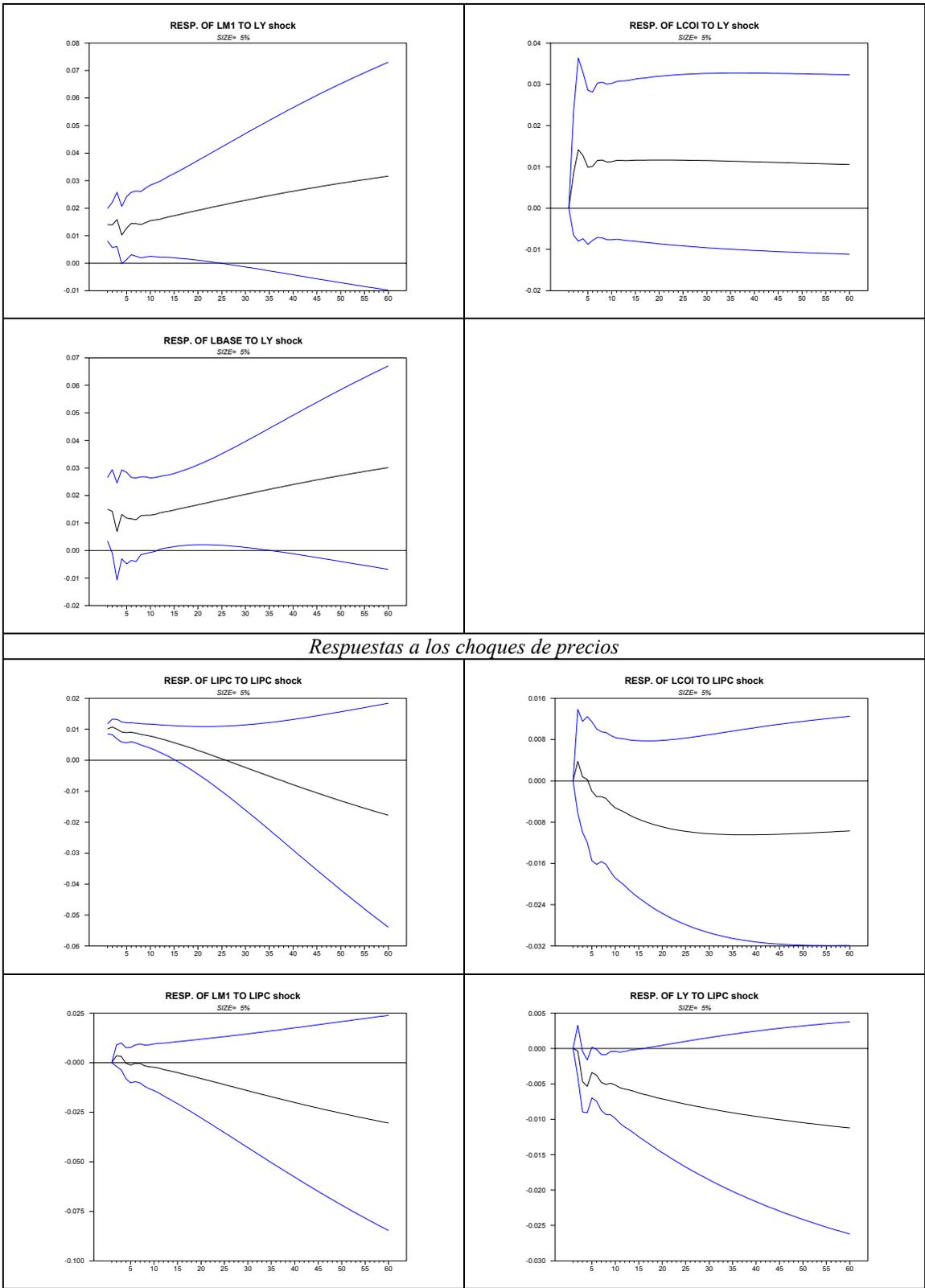


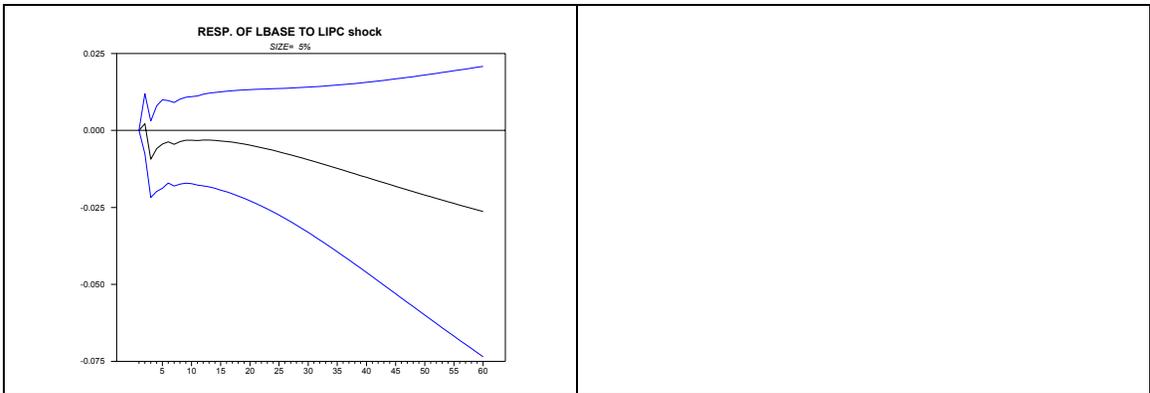
Cuadro A2. Modelo con la tasa de interés débilmente exógena
Respuestas a los choques de la base monetaria



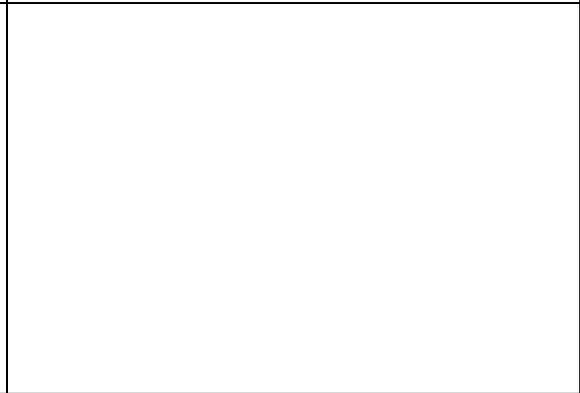
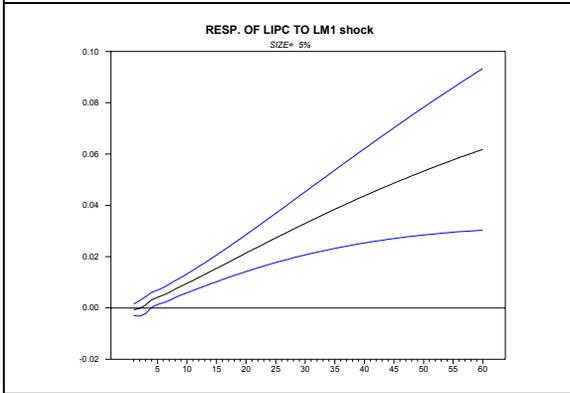
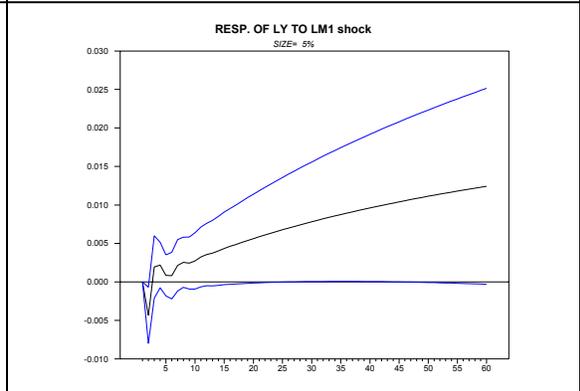
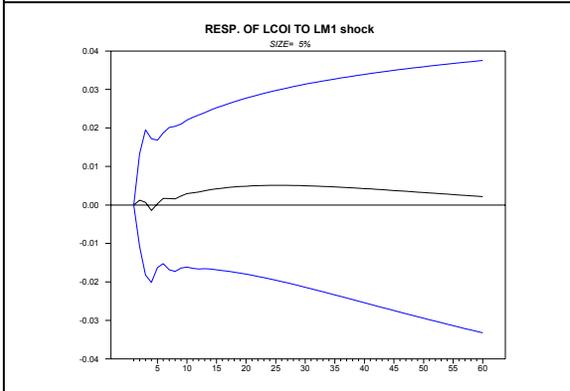
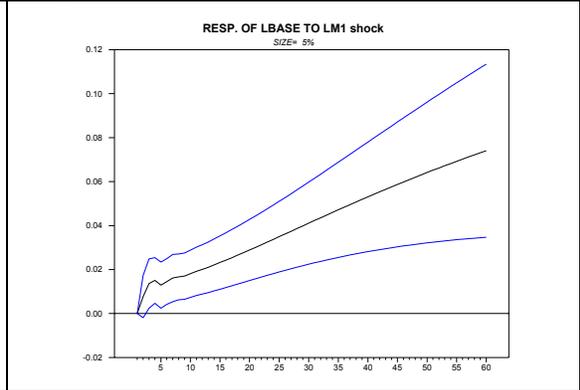
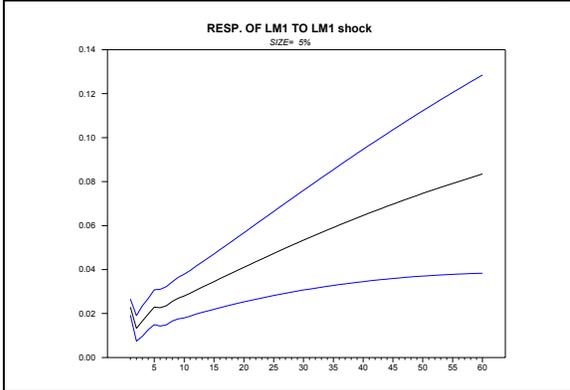
Respuestas a los choques de la tasa de interés







Respuestas a los choques de M1



Cada versión del modelo, como pudo notar el lector, permitió 25 ejercicios de impulso-respuesta. De los 25 ejercicios de la versión con la base monetaria (débilmente) exógena, 4 tienen resultados anómalos desde el punto de vista del esquema teórico de partida y de los supuestos adicionales utilizados en esta sección; las anomalías se encuentran en: a) impulso en la base y respuesta en producto, b) impulso en la tasa de interés y respuesta en precios, c) impulso en la tasa de interés y respuesta en M1, y d) impulso en M1 y respuesta en producto, en tanto que de los 25 ejercicios con la tasa de interés (débilmente) exógena 3 presentan resultados anómalos: a) impulso en la base y respuesta en precios, b) impulso en la tasa de interés y respuesta en precios, y c) impulso en M1 y respuesta en producto. Las respuestas de los 43 ejercicios restantes no presentan características anómalas.

El aumento del nivel de precios ante aumentos de la tasa de interés, pese a ser un resultado anómalo, es recurrente en la literatura de VAR estructural cuando se busca medir los efectos de las políticas monetarias en economías pequeñas y abiertas. Jacobsson *et al.* (2002) hacen una extensa revisión de múltiples artículos que se topan con tal resultado hasta concluir que: “In fact, it seems hard to get empirical support even for the very reasonable idea that contractionary monetary policy shock leads to lower inflation” (p. 3); además, la figura 2 de Christiano *et al.* (2001) también muestra esta anomalía para Estados Unidos.