
DINERO, PRECIOS Y ACTIVIDAD ECONÓMICA EN MÉXICO: UN ANÁLISIS DE VECTORES AUTORREGRESIVOS

José D. Liquitaya Briceño¹
Gerardo Gutiérrez Jiménez²
Miguel Ángel Ramírez Muñoz³

Resumen

Con base en un modelo de vectores autorregresivos (VAR), y utilizando información estadística de la economía mexicana, los autores analizan las relaciones dinámicas que se suscitaron entre la oferta monetaria, la tasa de interés, los precios y la actividad económica en los albores del siglo XXI. En este contexto, se examina de modo colateral, el canal de transmisión monetaria, los efectos de la liquidez y de las expectativas de inflación resultantes de cambios no anticipados de la base monetaria.

El documento se organiza de modo simple: a) se especifican las características del modelo; b) se precisa la información estadística utilizada y las transformaciones efectuadas; c) se realiza el análisis econométrico que permite dar cuenta de la evidencia empírica (orden de integración de las series, pruebas de no causalidad, modelo VAR, descomposiciones de variancia y análisis de las funciones respuesta al impulso), y d) se somete a consideración del lector las conclusiones.

Palabras clave: Pruebas de no causalidad, modelo VAR, descomposiciones de variancia y funciones impulso-respuesta.

¹ Profesor-Investigador y Jefe del Área de Teoría Económica, Departamento de Economía. Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa. e-mail: jdlb30@yahoo.com.mx

² Profesor-Investigador del Departamento de Economía, Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa. e-mail: gjgm@hotmai.com

³ Profesor-Investigador y Coordinador de la Licenciatura en Economía, Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa.

Introducción

En el presente artículo nos proponemos examinar las relaciones dinámicas que se suscitan entre la oferta de dinero (BM), el nivel de precios (P), la actividad productiva (Y) y la tasa de interés (R) en México. Para tal efecto, aplicaremos un modelo de vectores autorregresivos (VAR) con series estadísticas, de periodicidad mensual, que abarcan trece años y medio del presente siglo (2000:01-2013:06). Como se sabe, este tipo de modelos son configurados por un sistema de ecuaciones simultáneas de forma reducida⁴ sin restringir.⁵ Las variables explicativas de cada ecuación se conforman con una serie de rezagos de cada una de las variables incluidas en el análisis. Son útiles para examinar las interacciones simultáneas entre los indicadores considerados y para efectuar simulaciones y pronósticos, aún más si la teoría o la evidencia sostienen que existe una relación significativa entre ellas y que las variaciones de cada una se encuentran asociadas a movimientos en las otras. Al no imponer restricción alguna sobre su versión estructural, conjuran la posibilidad de incurrir en errores de especificación como las que afloran en otro tipo de modelos. De hecho, la razón principal que induce a emplear el método VAR es la dificultad que entraña el identificar las variables exógenas en los modelos de ecuaciones simultáneas.

El documento se organiza en cuatro secciones. En la primera, especificamos formalmente el modelo VAR; en la segunda, nos referimos a la información estadística utilizada en el estudio. A continuación damos cuenta de la evidencia empírica, en la que se muestran los resultados de las *pruebas de no causalidad*, *las descomposiciones de variancia* y el análisis de las *funciones impulso-respuesta*. Finalmente, presentamos nuestras conclusiones.

1. El modelo: caracterización general

La especificación formal del modelo se presenta del siguiente modo:

$$Y_t = K + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots A_s Y_{t-s} + \varepsilon_t \quad (1)$$

⁴ De forma reducida significa que los valores contemporáneos de las variables del modelo no aparecen como variables explicativas en las distintas ecuaciones.

⁵ “Ecuaciones no restringidas” significa que, en cada una de ellas, aparece el mismo grupo de variables explicativas.

Donde K es un vector de términos constantes de dimensión 4×1 ; $Y = (\Delta b m, \Delta p, \Delta y, R)^6$ es un vector de variables endógenas de dimensión 4×1 ; A_1, A_2, \dots, A_s son matrices de coeficientes de dimensiones 4×4 con $i = 1, 2, \dots, s$ y ε_t es un vector de “choques estructurales”, de dimensión 4×1 .

Asumimos que los términos de error contenidos en ε_t no están autocorrelacionados; sin embargo, puede existir correlación contemporánea en las perturbaciones correspondientes a diferentes variables. El término error se define como:

$$\varepsilon_t \sim (0, \Sigma_{4 \times 4}) \quad (2)$$

cuyos elementos de Σ son:

$$E(\varepsilon_t^i \varepsilon_t^j) = \sigma_{ij} \text{ para } t = t' \forall i, j. \quad (3)$$

$$E(\varepsilon_t^i \varepsilon_{t'}^j) = 0 \text{ para } t \neq t' \forall i, j. \quad (4)$$

$E(\cdot)$ es el operador de valor esperado; i, j cualquier par de variables, y t el tiempo.

Nos abstendremos de desarrollar los detalles adicionales de la presentación formal del modelo VAR porque ésta se explica detalladamente en Cuevas (1999), Lütkepohl (1991), Novales (2011) y Salas e Ize (1984); pero debemos tener presente que los resultados del modelo VAR son sensibles al ordenamiento de las ecuaciones: un ‘choque’ en una variable determinada tiene efecto inmediato sobre sí misma y en las demás según la secuencia en la que fueron colocadas, pero carece de efecto contemporáneo en las variables precedentes, y se hace patente sólo un período después (véase, por ejemplo, Lütkepohl, 1991; Salas e Ize, 1984; Cuevas, 1999, y Novales, 2011). Esta razón torna ineluctable la necesidad de ordenar las ecuaciones con base en el grado de “precedencia” de las variables; lo que haremos con ayuda de las pruebas de causalidad en el sentido de Granger.

⁶ $\Delta b m$ = Tasa de crecimiento anual de la base monetaria; Δp = Tasa de inflación anual; Δy = Tasa de crecimiento anual del Índice Global de la Actividad Económica (IGAE), y R = Rendimiento anualizado de los Certificados de Tesorería (CETES) a 28 días.

Para definir el número de rezagos a emplear en el modelo examinaremos los denominados criterios de información de Akaike y de Schwartz, que son determinadas correcciones sobre el valor muestral de la función ‘logaritmo de verosimilitud.’

A partir de los resultados del modelo VAR efectuaremos el *análisis de descomposiciones de variancia y simulaciones*. Con ellas daremos seguimiento de las relaciones dinámicas entre la oferta monetaria, la tasa de interés el nivel de precios y el producto. Éstas partirán de choques en cada una de las variables, a su turno, con reacciones ulteriores de todas las demás, incluida la que sufrió la perturbación en el tiempo cero. La evolución de las variables afectadas por dichos choques se visualizará a lo largo de 24 meses (dos años). Los choques serán positivos, de magnitud igual a una desviación estándar de cada innovación. A tono con Lütkepohl (1991, pág. 45) este procedimiento es más conveniente cuando las variables tienen diferentes escalas.

2. Datos y transformaciones realizadas

La información que utilizamos parte de las series originales (sin desestacionalizar), procedentes del sitio en Internet del Banco de Datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (bie inegi)⁷ y abarca, con periodicidad mensual, el lapso 2000:01 – 2013:06.

El indicador del nivel de precios es el Índice Nacional de Precios al Consumidor, **P** (base 2003). El símbolo de la base monetaria, que incluye billetes y monedas, es **BM** y la tasa nominal de interés, **R**, la representamos con el rendimiento anualizado de los Certificados de Tesorería (CE-TES) a plazo de 28 días que, en contexto de la política monetaria, ha sido (y es) el principal instrumento anti-inflacionario del Banco de México.

En vista de que no existe información mensual del Producto Interno Bruto real, utilizamos como variable *proxy* el Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE), que muestra la evolución de la actividad económica del país y se publica entre 57 y 60 días después de concluido el mes de referencia. Su pertinencia puede ser mejor ponderada si

⁷ www.inegi.org.mx/sistemas/bie/

consideramos que, para calcularlo, se emplea el esquema conceptual y metodológico de la contabilidad nacional con la que se mide el Producto Interno Bruto (PIB) trimestral y se expresa a partir de un índice de volumen físico base (actualmente, 2003=100). Además, utiliza la misma clasificación por actividades económicas y fuentes básicas de información registradas mes tras mes.⁸

De modo concordante con la metodología econométrica moderna, transformaremos las series que lo requieran a tasas de variación anual. Este procedimiento nos permitirá: a) homogeneizarlas en términos de unidad de medida, por lo que las estimaciones podrán ser comparables; b) estacionarizar los datos en media y en variancia (o, al menos, reducir el componente no estacionario), y c) eliminar gran parte del comportamiento estacional de los mismos. Por tanto, el modelo aplicado será más sencillo, de orden menor, y facilitará la precisión de las estimaciones. La pérdida ineluctable de *grados de libertad* debido a la conversión en tasas de crecimiento y al uso de rezagos no obstará para que los resultados sean consistentes, en virtud del número elevado de observaciones (162) que tiene la muestra.

3. Evidencia empírica

3.1 Orden de integración de las series

En vista de que nos proponemos emplear en nuestros análisis las variaciones anuales, definimos las primeras diferencias de ese modo. Los resultados que afloran de las pruebas Dickey-Fuller aumentadas (ADF)⁹ -con longitud de rezagos basado en el criterio de información de Schwartz- se presentan en el Cuadro 1. Al nivel de significación del 5%, la base monetaria, el índice nacional de precios y la actividad económica se revelan integradas de orden uno [I (1)] y el rendimiento de los CETES,¹⁰

⁸ La información básica que incorpora el IGAE no incluye todas las actividades económicas como lo hace el PIB trimestral; por tanto puede diferir de este agregado en términos de tasas de variación; no obstante, es un útil indicador de la tendencia o dirección de la actividad económica del país en el corto plazo.

⁹ Las pruebas se realizaron sin incluir el intercepto.

¹⁰ Las pruebas se realizaron sin incluir el intercepto.

de orden cero [I (0)]. Este último resultado no es sorprendente por cuánto el rendimiento, que se expresa en tasas porcentuales anualizadas, ha sido muy estable durante 9 décadas del período estudiado: entre junio de 2001 y diciembre de 2008 tuvo un promedio de 7.41%, con desviación estándar de 1.22; y entre los meses 2009:07 y 2013:06 acusó una media más baja y menos variable aún: 4.27% y desviación estándar de 0.21.¹¹

CUADRO 1. ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS SERIES

Variable	ADF (1)
BM	1.176470
BM	-1.95037*
R	-2.39429*
P	2.999170
ΔP	2.70006*
Y	1.380470
ΔY	-2.31346*

(1) Longitud de rezagos determinado con base en el criterio de información de Schwartz.

* Denota rechazo de la hipótesis de no integración al nivel de significación del 5%.

Los resultados de las pruebas de raíces unitarias apoyan técnicamente la manera en la que transformamos las variables y legitima las pruebas y aplicaciones que realizaremos en lo sucesivo.

3.2 Pruebas de causalidad en el sentido de Granger¹²

La relación de causalidad que postula C. W. Granger (1969) tiene la virtud de ser operativa y susceptible de comprobarse empíricamente. En términos generales, afirma que la variable z es causada por x , si x contribuye a la estimación de z , ó, de forma equivalente, si los coeficientes rezagados de la variable x son estadísticamente significativos.¹³

¹¹ Cálculos nuestros empleando el programa EViews 7.1

¹² Véase Vera (1984), y Galindo (1997a) para un análisis sistemático de este concepto y de sus implicaciones.

¹³ No obstante, la afirmación “ x causa a z ” no implica inexorablemente que z sea el efecto o el resultado de x , ya que pueden intervenir además otros factores al margen de x .

La manera usual de contrastar formalmente la hipótesis parte de formular la ausencia de causalidad (hipótesis nula): “Se dice que una variable x_t no causa, en el sentido de Granger, a z_t si el pronóstico realizado en el presente de z_t no puede mejorarse utilizando valores rezagados de x_t .” Tal condición se prueba con base en la siguiente ecuación:

$$z_t = \sum_{i=1}^{i=n} \alpha_i z_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=n} \beta_i x_{t-i} + u_t \quad (5)$$

definiéndose la hipótesis de no causalidad en el sentido de Granger como:

$$H_0 : (\forall_i) \beta_i = 0$$

donde \forall_i significa “para todo i”.

El Cuadro 2 resume los resultados de las pruebas de no causalidad empleando doce rezagos de las variables.¹⁴

De acuerdo con los *estadísticos*, existe una causalidad unidireccional de la base monetaria al producto, y de los precios al producto; pero también se revela una causalidad bidireccional entre a) la base monetaria y los precios; b) la base monetaria y la tasa de interés y c) la tasa de interés y los precios. Llama la atención la causalidad bidireccional entre la base monetaria y la tasa de interés que, *stricto sensu*, no concuerda con la visión tradicional del canal de transmisión monetario que suele emplear el Banco Central para incidir sobre el sector real de la economía, ya que supone que la secuencia de operación del mecanismo es:¹⁵ $m \rightarrow R \rightarrow (\text{cambio en la inversión y el consumo}) \rightarrow y \rightarrow p$. Por ejemplo, si este instituto estima que la tasa de interés de referencia está arriba de la tasa fijada como objetivo, puede comprar bonos en el mercado abierto para aliviar el balance del sistema bancario y dar lugar a un incremento múltiple de los depósitos a la vista. Como la oferta monetaria es igual al efectivo más los depósitos a la vista, el aumento de estos últimos eleva dicha oferta, con la consecuente presión a la baja de las tasas de interés y

¹⁴ A nuestro juicio, este número de rezagos es lo suficientemente grande, y atiende a las recomendaciones que se efectúan para hacer más fiables los resultados.

¹⁵ Asumiendo que las expectativas inflacionarias hacen variar la tasa real de interés.

el relajamiento de las condiciones crediticias. Esto hace subir el volumen de préstamos hipotecarios que solicita el público y créditos que gestionan las empresas para construir fábricas, comprar equipo nuevo o aumentar sus existencias. El declive de las tasas de interés hace que también aumente el valor de los activos del público; es decir, los precios de los bonos, de las acciones, del suelo y de la vivienda, lo que impulsa la inversión, el consumo y, por ende, la demanda agregada. A su turno, esta última presiona para que aumenten la producción, el empleo y el nivel de precios.

CUADRO 2. PRUEBAS DE NO CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER
 (SERIES ESTACIONARIZADAS)

Hipótesis nula	Estad. "F"	Prob.
R no causa, en el sentido de Granger, a Δ BM	3.01681	0.0010
Δ BM no causa, en el sentido de Granger, a R	4.28749	1.E-05
INF no causa, en el sentido de Granger, a Δ BM	2.90271	0.0014
Δ BM no causa, en el sentido de Granger, a INF	1.75970	0.0621
Δ Y no causa, en el sentido de Granger, a Δ BM	1.59829	0.1002
Δ BM no causa, en el sentido de Granger, a Δ Y	2.13502	0.0190
INF no causa, en el sentido de Granger, a R	1.53965	0.1171
R no causa, en el sentido de Granger, a INF	2.06590	0.0230
Δ Y no causa, en el sentido de Granger, a R	0.81517	0.6345
R no causa, en el sentido de Granger, a Δ Y	0.77045	0.6796
Δ Y no causa, en el sentido de Granger, a INF	1.01948	0.4353
INF no causa, en el sentido de Granger, a Δ Y	2.97437	0.0011

Sin embargo, la realimentación de la tasa nominal de interés y de los precios a la base monetaria no causa mucha extrañeza, ya que la evidencia empírica apoya el carácter parcialmente "endógeno" de la oferta

monetaria¹⁶ (véase por ejemplo Ireland, 1994 y, en lo concerniente a la realimentación entre precios y dinero, Galindo, 1997b y Liquitaya, 1998).

El ordenamiento que adoptamos para aplicar el modelo VAR es el siguiente: $\Delta M \rightarrow \Delta R \rightarrow \Delta P \rightarrow \Delta Y$ ya que el Índice Global de la Actividad Económica funge como el más “endógeno”. De acuerdo con los criterios de información de Akaike y de Schwartz, emplearemos 4 rezagos, número considerable ya que deberemos estimar 17 coeficientes por ecuación (16 más la constante); es decir, un número total de 68 (los resultados se presentan en el anexo A 1). No excluirémos *ex post* variables rezagadas en función de su significación estadística. La razón estriba en el hecho de que, si se mantienen todas ellas, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de cada ecuación es eficiente, y el proceso de estimación del modelo es más sencillo.

Puesto que, estrictamente hablando, no existen variables exógenas, examinaremos los efectos que en los cuatro indicadores provocan los “choques” en la innovación de cada ecuación a su turno; concretamente, realizaremos alteraciones en todas las variables. Pero, previamente a tal hecho, aplicaremos el método conocido como “descomposición de Cholesky”¹⁷ propuesto por Sims (1980), para generar un nuevo conjunto de innovaciones ortogonales no correlacionadas entre sí y con variancias unitarias (donde la matriz de covariancias de los términos de error es diagonal). Este procedimiento eliminará la correlación existente en las innovaciones, conjurando la existencia de componentes comunes que no pueden ser asociados a ninguna variable en particular.¹⁸

3.2 Descomposiciones de variancia

La descomposición de variancia permite conocer qué porcentaje de la alteración en la variable “z” es explicado por cambios inesperados (o choques) en la variable “x”; es decir, proporciona una estimación de la relevancia de “x” para explicar los errores de predicción de las fluctuaciones futuras de “z”. Esto se logra con base en predicciones *ex post* de

¹⁶ Inclusive respecto al producto. Véase, por ejemplo, Coleman (1996)

¹⁷ El programa EViews 7.1 (y versiones anteriores) realiza automáticamente la descomposición de Cholesky.

¹⁸ Una explicación más detallada de este procedimiento se puede leer en Cuevas (1999, anexo); Johnston y Dinardo (2001) y Lütkepohl (1991)

cada variable del sistema, y la descomposición ulterior de los errores de predicción de cada una de ellas y en cada período entre los componentes atribuibles a choques en las diversas series.

En vista de que las variables contenidas en el modelo son tasas de crecimiento (excepto la tasa de interés, que ya se expresa en términos de rendimiento anualizado), las innovaciones suscitadas aumentan las tasas de variación. A fin de registrar las repercusiones en un lapso suficientemente amplio, establecemos un horizonte de 24 meses para las predicciones.

De modo general, advertimos que los choques suscitados en cada una de las variables en el período cero contraen sobre sí mismas una fuerte y prolongada relevancia que se extiende más lejos del horizonte pronosticado. Este hecho refrenda una vez más el hecho de que las series de tiempo económicas acusan, inclusive en primeras diferencias, un fuerte comportamiento autorregresivo, por lo que, para contrastar empíricamente los modelos, usualmente se incorporan rezagos de la variable dependiente. En la Cuadro 3 se puede ver que el choque imprevisto en la base monetaria explica en el primer mes el 100% de su propia variabilidad y, al cabo del segundo año, el 92.9%; el choque no advertido sobre la tasa nominal de interés (Cuadro 4) pasa de explicar el 97.94% de su error de predicción en el primer mes al 40.73% en el 24vo; la predicción *ex post* de la tasa de crecimiento de los precios (Cuadro 5) también revela que genera la mayor parte de su propia volatilidad: 97.6% en el primer mes, y declina paulatinamente, ya que al culminar los dos años aún abarca el 61.56%. Por último, el impacto imprevisto sobre la actividad productiva (Cuadro 6) genera sobre sí misma una variabilidad inicial del 89.49% y al cabo de 24 meses baja sólo al 86.39 por ciento.

En los apartados 3.2.1 a 3.2.4, examinamos las proporciones de variancia que resultan de cambios no anticipados en las tasas de variación de la oferta monetaria, de la tasa de interés, de la inflación y de la actividad económica.

3.2.1 Variación de la base monetaria

La variabilidad que ejerce sobre la tasa nominal de interés el choque imprevisto en el dinamismo de la base monetaria (Cuadro 3) práctica-

mente es desdeñable: nulo en el primer mes y poco más del 1% al cabo del tercero y, si bien aumenta en el curso del tiempo solamente alcanza a explicar el 1.69% al finalizar el segundo año.

Al examinar la descomposición de variancia del aumento de los precios, advertimos que el efecto de un aumento no anticipado en BM es también poco relevante (1.62% en el segundo mes), pero crece a lo largo del tiempo, alcanzando a explicar el 3.03% de su variabilidad al final del período. Algo similar ocurre con el efecto sobre la actividad económica: durante los primeros 7 meses tiene un efecto casi nulo y al cabo de 24 meses, el choque a la base monetaria no llega a explicar ni el 2.5% de dicha actividad.

3.2.2 Variación de la tasa de interés

En la Cuadro 4 se aprecia que el poder explicativo de un choque en la tasa nominal de interés sobre la variación del dinero es inicialmente poco sustantivo, pero aumenta de manera sostenida, alcanzando al 22.46% en las postrimerías del período considerado.

Llama la atención la importancia que tienen las perturbaciones de la tasa nominal de interés en la inflación observada, por cuanto su efecto es muy pequeño: alcanza su punto máximo en el séptimo mes (2.47%), pero en el último mes que pronosticamos baja al 1.98 por ciento. En cambio, el alcance que tiene sobre la actividad productiva pasa de ser inicialmente bajo a sumamente significativo ya que, al final del período, llega a explicar el 34.2 por ciento.

3.2.3 Variación de la inflación

El impacto sobre el crecimiento de los precios en el período cero (Cuadro 5), tiene consecuencia inmediata sobre la base monetaria (4.98% en el segundo mes), pero en el curso de los siguientes 24 meses su efecto crece rápidamente hasta alcanzar el 29.05%. Respecto a la tasa nominal de interés, el impacto pronosticado es bajo –nunca llega al 4.5%– y varía muy poco a lo largo de todo el período. Por su lado, la actividad económica casi no se ve afectada durante los primeros tres cuartos del primer año, pero después se observa una variabilidad creciente hasta que, en el postrer mes llega a explicar el 5.35 por ciento.

3.2.4 Dinamismo de la actividad económica

El Cuadro 6 revela que los aumentos no anticipados en el crecimiento de la actividad productiva dan pábulo a una variación inmediata y algo significativa de la base monetaria (7.83% en el primer mes); pero ulteriormente declina a porcentajes entre el 4 y 5% sin rebasar ese rango hasta el 24vo mes. Respecto a la inflación, su efecto tiene un rezago de medio año (punto en el que llega al 2.5%); ulteriormente crece de modo pausado en el curso de los siguientes 18 meses hasta llegar a explicar el 6.51% de su variabilidad anticipada. Por último, las innovaciones que afectan al crecimiento de la actividad productiva parecen ejercer un impacto muy marginal sobre la variabilidad de la tasa nominal de interés a lo largo de todo el horizonte de tiempo pronosticado (nunca arriba al 2%).

CUADRO 3. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANCIA DE Δ BM

Período	E.E.	Δ BM	R	INF	Δ Y
1	2.560629	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	2.906786	97.21512	1.130630	1.621471	0.032774
3	3.304733	97.05466	1.125714	1.699098	0.120531
4	3.586946	96.11544	1.468443	2.270089	0.146024
5	3.733357	96.19217	1.397259	2.273885	0.136690
6	3.879850	95.89032	1.704536	2.255601	0.149541
7	3.980699	95.66079	1.653273	2.519260	0.166678
8	4.035250	95.62075	1.627511	2.549639	0.202095
9	4.088637	95.51336	1.606433	2.612864	0.267347
10	4.119001	95.34197	1.585858	2.713524	0.358651
11	4.142239	95.21953	1.569223	2.738029	0.473214
12	4.161963	95.03121	1.560807	2.795534	0.612446
13	4.175906	94.83159	1.571939	2.830026	0.766443
14	4.188217	94.63627	1.577844	2.852830	0.933054
15	4.198850	94.41907	1.593580	2.883044	1.104306
16	4.207684	94.20847	1.610811	2.902238	1.278480
17	4.215765	94.00594	1.624201	2.921383	1.448475
18	4.222840	93.80657	1.639825	2.940981	1.612621
19	4.229074	93.62269	1.652174	2.956603	1.768530
20	4.234687	93.45079	1.662346	2.973401	1.913465
21	4.239615	93.29161	1.671528	2.989217	2.047648
22	4.243970	93.14773	1.678196	3.004000	2.170075
23	4.247819	93.01673	1.683594	3.019081	2.280594
24	4.251178	92.89900	1.687796	3.033231	2.379968

CUADRO 4. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANCIA DE R

Período	E.E.	Δ BM	R	INF	Δ Y
1	0.574995	2.060557	97.93944	0.000000	0.000000
2	0.859129	1.015327	96.20074	1.549185	1.234743
3	1.039964	2.217109	93.61589	1.363546	2.803454
4	1.199646	1.676758	90.63578	1.358472	6.328988
5	1.329298	2.347745	85.60111	2.290544	9.760606
6	1.450364	4.094702	80.65176	2.392102	12.86144
7	1.564704	5.863478	75.87649	2.478177	15.78185
8	1.664012	8.375091	70.84736	2.403059	18.37449
9	1.753512	10.71187	66.40346	2.210280	20.67439
10	1.833935	12.78421	62.42702	2.046909	22.74186
11	1.908083	14.89496	58.79535	1.893498	24.41619
12	1.974891	16.60500	55.74178	1.769477	25.88373
13	2.034767	18.05438	53.10795	1.674603	27.16306
14	2.088287	19.25568	50.85322	1.616077	28.27502
15	2.135491	20.16346	48.96555	1.586207	29.28479
16	2.177234	20.88113	47.35616	1.578289	30.18443
17	2.214055	21.42171	45.99370	1.593799	30.99078
18	2.246323	21.80849	44.84292	1.623635	31.72496
19	2.274639	22.08742	43.86116	1.666382	32.38504
20	2.299407	22.27095	43.02646	1.720265	32.98232
21	2.321020	22.38339	42.31451	1.780101	33.52200
22	2.339881	22.44429	41.70475	1.845384	34.00557
23	2.356298	22.46388	41.18310	1.913897	34.43912
24	2.370564	22.45510	40.73564	1.983589	34.82568

CUADRO 5. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANCIA DE INF

Período	E.E.	Δ BM	R	INF	Δ Y
1	0.281648	1.812970	0.585984	97.60105	0.000000
2	0.464754	4.984643	2.019447	92.97840	0.017514
3	0.583576	9.090118	4.393114	86.50161	0.015159
4	0.638671	11.79067	4.421830	83.60979	0.177700
5	0.668040	14.17603	4.070550	81.39859	0.354829
6	0.689850	15.76164	3.817357	79.86220	0.558801
7	0.713037	17.69039	3.587993	78.01224	0.709369
8	0.734357	19.59344	3.490907	76.09378	0.821876
9	0.752443	21.20055	3.480404	74.35712	0.961922
10	0.766715	22.52323	3.471202	72.86136	1.144203
11	0.778282	23.58593	3.473195	71.57874	1.362130
12	0.788387	24.47855	3.490037	70.41733	1.614081
13	0.797537	25.27431	3.529348	69.31511	1.881227
14	0.805738	25.95700	3.587872	68.28689	2.168234
15	0.813072	26.54329	3.649725	67.33236	2.474626
16	0.819603	27.04269	3.709230	66.45307	2.795010
17	0.825477	27.46502	3.765533	65.64332	3.126126
18	0.830813	27.82634	3.817825	64.89481	3.461020
19	0.835667	28.13394	3.866570	64.20456	3.794931
20	0.840083	28.39293	3.910702	63.57112	4.125250
21	0.844094	28.60985	3.949350	62.99250	4.448302
22	0.847732	28.78907	3.982789	62.46645	4.761697
23	0.851031	28.93565	4.011336	61.98988	5.063134
24	0.854019	29.05423	4.035480	61.55971	5.350576

CUADRO 6. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANCIA DE Y

Período	E.E.	Δ BM	R	INF	Δ Y
1	2.103537	7.835212	1.739520	0.940102	89.48517
2	2.254604	6.863826	1.518959	0.935297	90.68192
3	2.526395	5.466445	1.226842	1.279014	92.02770
4	2.850467	4.924396	1.747118	1.477153	91.85133
5	2.950914	4.606588	1.678154	1.476706	92.23855
6	3.108895	4.166005	1.514959	2.477714	91.84132
7	3.214976	4.209151	1.452938	2.755888	91.58202
8	3.277828	4.049598	1.469619	3.050626	91.43016
9	3.350852	4.003845	1.411730	3.696742	90.88768
10	3.394536	4.054718	1.377004	3.925175	90.64310
11	3.431104	4.017337	1.373919	4.323287	90.28546
12	3.465503	4.139568	1.346796	4.707021	89.80662
13	3.488123	4.226981	1.345793	4.937161	89.49007
14	3.508630	4.305764	1.342850	5.248686	89.10270
15	3.525766	4.466451	1.334841	5.476511	88.72220
16	3.538464	4.582766	1.343589	5.664910	88.40874
17	3.550050	4.721505	1.345772	5.862671	88.07005
18	3.559425	4.878622	1.350635	6.004645	87.76610
19	3.567066	5.011670	1.361722	6.133958	87.49265
20	3.573907	5.159287	1.368906	6.246955	87.22485
21	3.579556	5.300094	1.379397	6.332084	86.98843
22	3.584453	5.429858	1.390747	6.407754	86.77164
23	3.588820	5.561210	1.400713	6.467491	86.57059
24	3.592581	5.681162	1.412300	6.513710	86.39283

(Nota: EE= Error estándar; Δ BM = Variación anual de la base monetaria; R = Tasa de interés anualizada; INF = Tasa de inflación anual; Δ Y = Variación anual del IGAE)

El examen de las descomposiciones de variancia fue nuestra manera liminar de abordar el proceso dinámico de las variables y los efectos concomitantes. Corresponde ahora centrar nuestra atención en la pieza central del análisis VAR: las *funciones de respuesta al impulso*.

3.3 Funciones de respuesta al impulso¹⁹

Una *función impulso-respuesta* muestra la reacción de las variables explicadas en el sistema ante un cambio inesperado (un 'choque') en el término de error (innovación) de una de las ecuaciones del modelo VAR. En el período '*t*' afecta directamente a la misma variable que se asume

¹⁹ Al lector no versado en el tema le recomendamos leer Gujarati (1997), Johnston y Dinardo (2001), Cuevas (1999), y Lütkepohl (1991).

endógena y se transmite al resto a través de la estructura dinámica que representa el modelo.

Como lo hicimos con las *descomposiciones de variancia*, visualizaremos las *funciones de respuesta al impulso* a lo largo de 24 meses. Las innovaciones introducidas son positivas, duran un período y su magnitud es igual a una desviación estándar (para apreciar la respuesta al impulso de cada variable sobre sí misma, vea el grupo de gráficas A 4 del anexo).

3.3.1 Respuestas al impulso en la base monetaria

En el primer grupo de gráficas se aprecia la reacción de las variables del sistema a un choque no anticipado en el término de error de la ecuación en la que funge la base monetaria como variable dependiente. Examinemos su efecto sobre el dinamismo de la tasa nominal de interés, de la inflación y del crecimiento del producto.

- Durante los primeros cuatro meses, su impacto sobre la tasa nominal de interés es ligeramente positivo; pero entre el 5^{to} y el 10^{mo} aumenta de modo sostenido; después declina lentamente aunque no llega a desvanecerse al cabo de los 24 meses pronosticados.

Relacionándolo con la ecuación de Fisher,²⁰ conjeturamos que, durante todo el período domina el efecto expectativas inflacionarias debido al aumento acentuado de la inflación observada en los tres meses previos (vea la gráfica “Respuesta de INF a BM”). Empero, durante el segundo año declina la tasa nominal de interés, lo que puede obedecer a una disminución de la tasa real de interés, con un consecuente efecto liquidez que morigerara las expectativas de mayor inflación. Siendo así, este resultado concordaría con el postulado de que la política monetaria afecta a la tasa real de interés, pero sólo en el muy corto plazo.

- En relación al dinamismo de los precios, se corrobora el hecho de que una expansión no anticipada de la oferta monetaria da lugar a un rápido aumento de la inflación que alcanza su ‘pico’ en el tercer mes. A

²⁰ $R = r + \pi^e$, siendo R la tasa nominal de interés; r la tasa real de interés y π^e la tasa de inflación esperada.

partir de este punto, el aumento en el nivel de precios va declinando²¹ de modo sostenido hasta más allá del segundo año.

- Al contrario, el choque monetario provoca una disminución casi inmediata de la actividad productiva, misma que se mantiene en ese estado hasta el postrer mes anticipado. Este comportamiento y el de la inflación sugieren que los impulsos monetarios tienen cierto efecto *depreflacionista*²², que no se desvanece del todo al cabo de dos años.

3.3.2 Respuestas al impulso en la tasa nominal de interés

El segundo grupo de gráficas muestra la reacción de las variables del sistema a un aumento no anticipado de la tasa nominal de interés. A continuación describimos su efecto sobre el dinamismo de la base monetaria, de la inflación y del crecimiento del producto.

- En la primera gráfica se observa el efecto de un choque a la tasa nominal de interés. A lo largo del período se advierte un efecto poco significativo, aunque durante los meses segundo al noveno acusa una relación consistente con la premisa de que, en el corto plazo, las contracciones (expansiones) monetarias están asociadas a aumentos (disminuciones) de la tasa nominal de interés.

- Por su lado, el impulso sobre el dinamismo del nivel de precios es presto ya que demora sólo dos meses en acelerarse y llegar a su ‘pico’ máximo; pero también declina rápidamente hasta el sexto mes. Posteriormente se estabiliza en un nivel relativamente bajo hasta el final del período. El aumento inmediato de la tasa de inflación que dimana del cambio inesperado de la variación de la tasa nominal de interés es concordante con la formación de expectativas de inflación creciente en el muy corto plazo, pero que posteriormente bajan al no observarse más cambios en aquella tasa.

²¹ Recordemos que en el modelo VAR empleamos primeras diferencias de los logaritmos naturales, por lo que los impulsos afectan a las tasas de crecimiento, no a los niveles.

²² Este término define la ocurrencia simultánea de depresión (disminución del producto) e inflación.

• El efecto que tiene sobre la tasa de crecimiento de la actividad es poco perceptible a lo largo de casi todo el período. Al final, tiende a converger a su estado inicial (pre choque).

3.3.3 Respuestas al impulso en la inflación

En el tercer grupo de gráficas advertimos la reacción de las variables del sistema a un aumento no anticipado de la inflación. Enseguida destacamos los rasgos generales de su efecto sobre el dinamismo de la base monetaria, la tasa nominal de interés y el crecimiento del producto.

• Las respuestas dinámicas de las variables a choques no previstos en la inflación pueden ser resultado de un alza en costos (por ejemplo, aumentos salariales), una caída en la productividad o algún otro cambio en la oferta. Como se puede observar, los efectos del choque mencionado sobre la base monetaria es ligeramente negativo en casi todo el período proyectado.

• De modo análogo al comportamiento de la inflación cuando se suscita una innovación en la tasa de interés, el impacto de un cambio en la tasa de crecimiento de los precios sobre el dinamismo de la tasa nominal de interés es inmediato y positivo; pero después (en el transcurso del segundo año) se torna ligeramente negativo. El aumento inmediato de la tasa nominal de interés derivado del cambio inesperado en la inflación concuerda, como ya lo señalamos, con la formación de expectativas de inflación creciente en el muy corto plazo, que pronto bajan, probablemente debido a la contracción de la actividad económica.

• En efecto, la actividad productiva se contrae pronto cuando se suscita un aumento inesperado de la inflación. Una vez más nos indica la emergencia del fenómeno de la *deprelación*, que dura allende el período predicho. Este fenómeno puede ocurrir cuando existe un choque negativo de oferta (la curva de oferta agregada se desplaza hacia arriba y a la izquierda), fenómeno que puede dimanar de una variedad de circunstancias adversas.²³ Sin embargo, se manifiesta sólo de modo coyuntural y no refleja el comportamiento secular de las economías.

²³ Como los fenómenos naturales (sequías, inundaciones, terremotos), elevación de costos laborales por presión de los sindicatos, destrucción del capital instalado (por ejemplo, de una planta petroquímica importante o una refinería), etc.

3.3.4 Respuestas al impulso en el dinamismo de la producción

El postrer grupo de gráficas muestra la simulación correspondiente a un aumento no anticipado de la actividad económica. Puede tener origen en un choque positivo de oferta, o en una innovación tecnológica; pero también podría resultar de un choque de demanda en una situación de desempleo involuntario. Examinemos el resultado de la innovación en dicha variable cambio sobre el dinamismo de las demás.

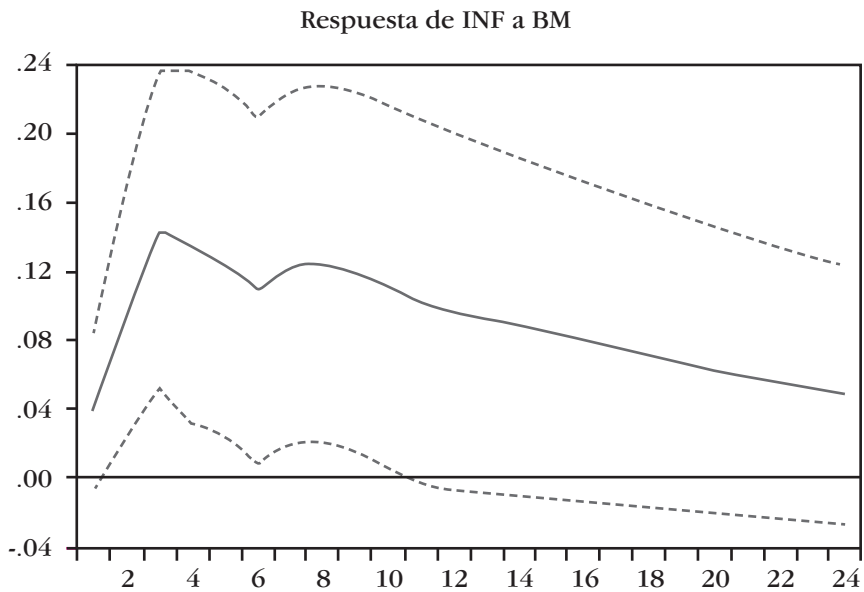
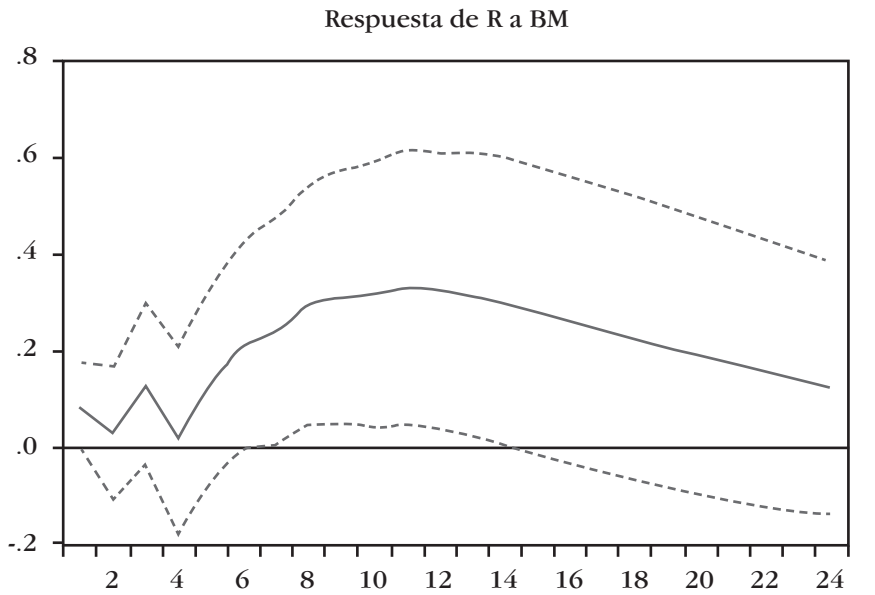
- Por ser la variable más endógena del sistema, el impulso en el dinamismo de la actividad productiva incide muy poco, de modo desdeñable, en el cambio de la base monetaria; de todos modos ese pequeño efecto que se mantiene durante los 24 meses visualizados concuerda con la idea de que el crecimiento del producto requiere de un mayor acervo monetario ante el requerimiento de más billetes y monedas que hagan posible el aumento de las transacciones (comercio, producción, pagos a los factores, etc.).

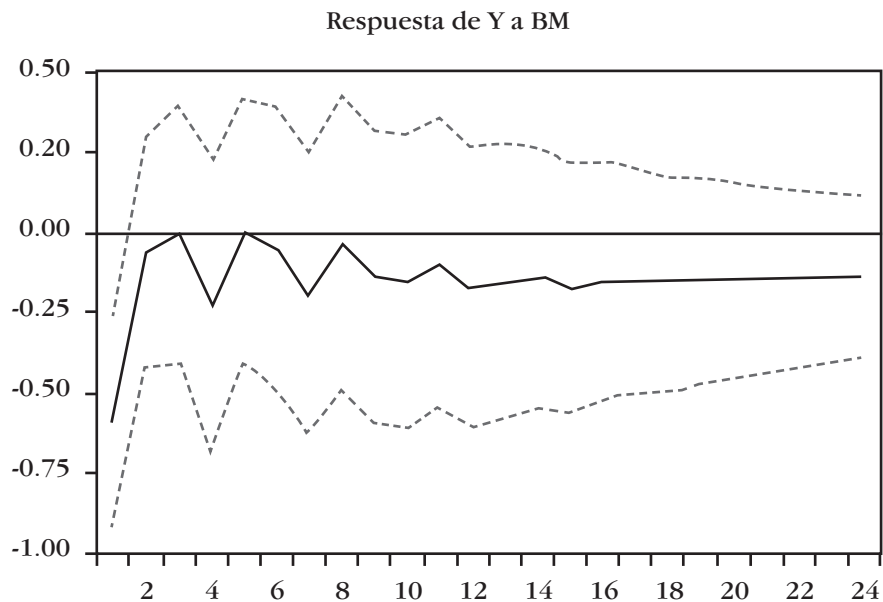
- La tasa nominal de interés es impulsada de modo inmediato, posiblemente por un aumento de la demanda agregada (piénsese en los subsistemas IS-LM). Esto dura prácticamente hasta el fin del período de modo significativo, aunque de modo decreciente a partir del octavo mes.

- Por su lado, el aumento repentino de la actividad productiva no tiene efecto en la inflación hasta el tercer mes; pero en el cuarto la eleva de modo perceptible. A partir de ese punto se mantiene sin cambios significativos hasta finales del segundo año. En este caso, la evolución que se observa es opuesta a la suscitada a partir de un choque sobre la tasa de inflación y, por tanto, se revela más congruente con los enfoques tradicionales y modernos de la oferta agregada o de la curva de Phillips (inversa), que postulan la existencia de una relación positiva de corto plazo entre la desviación del producto respecto de su nivel 'natural' y la tasa de inflación.²⁴

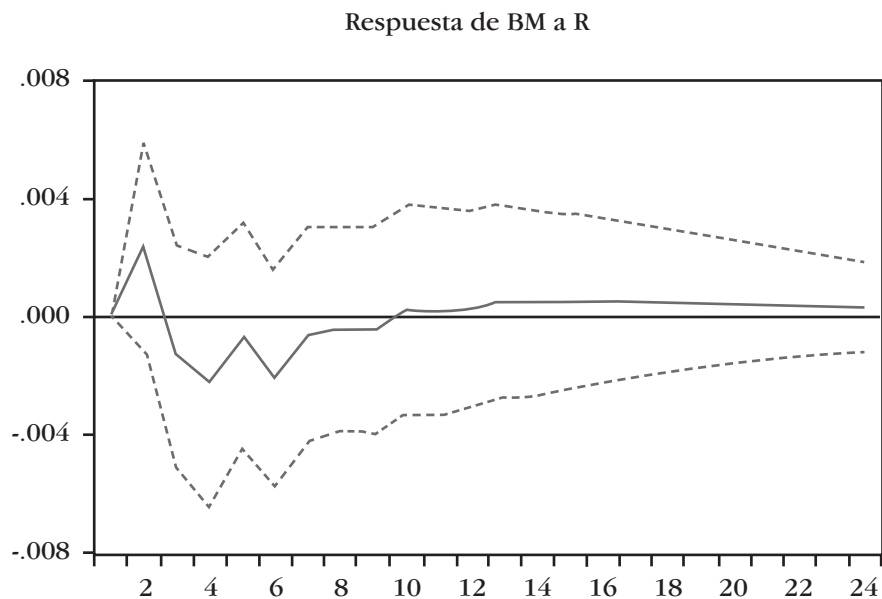
²⁴ Para un examen de los modelos fundamentales de oferta agregada y su vínculo con la curva de Phillips, véase Mankiw (2006) pp. 540-563.

GRÁFICAS 1. RESPUESTAS A INNOVACIONES DE CHOLESKY DE
1 DESVIACIÓN ESTÁNDAR \pm 2 ERRORES ESTÁNDAR

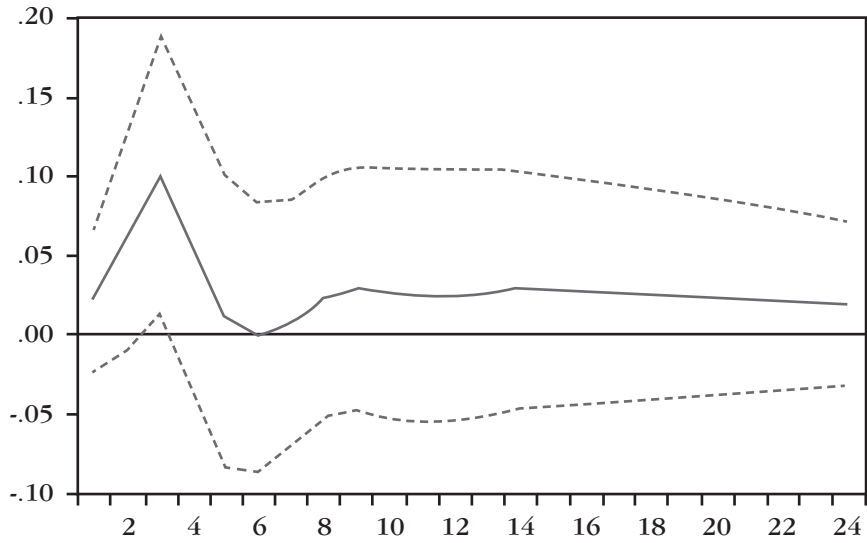




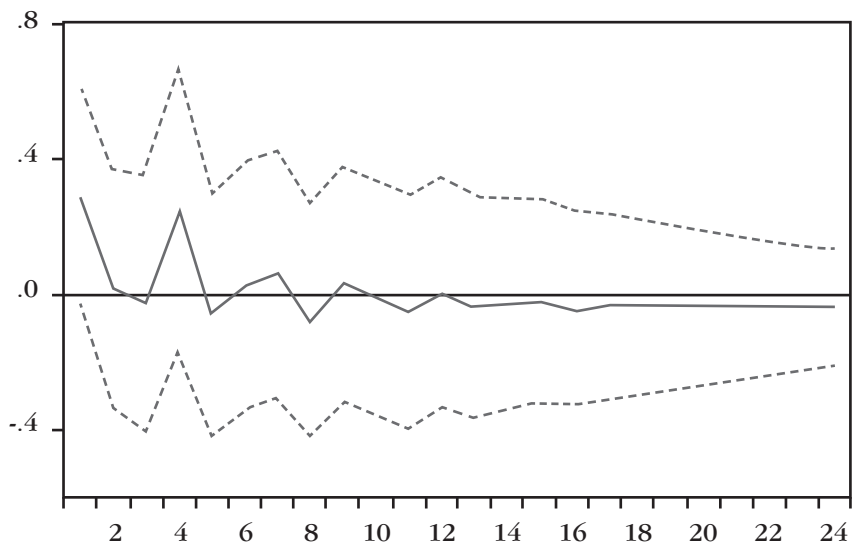
GRÁFICAS 2. RESPUESTAS A INNOVACIONES DE CHOLESKY DE
1 DESVIACIÓN ESTÁNDAR \pm 2 ERRORES ESTÁNDAR



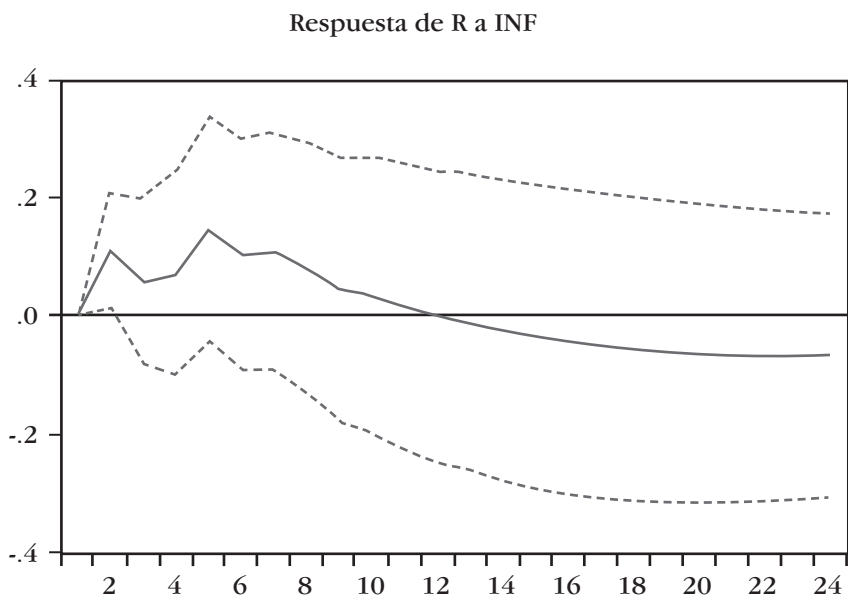
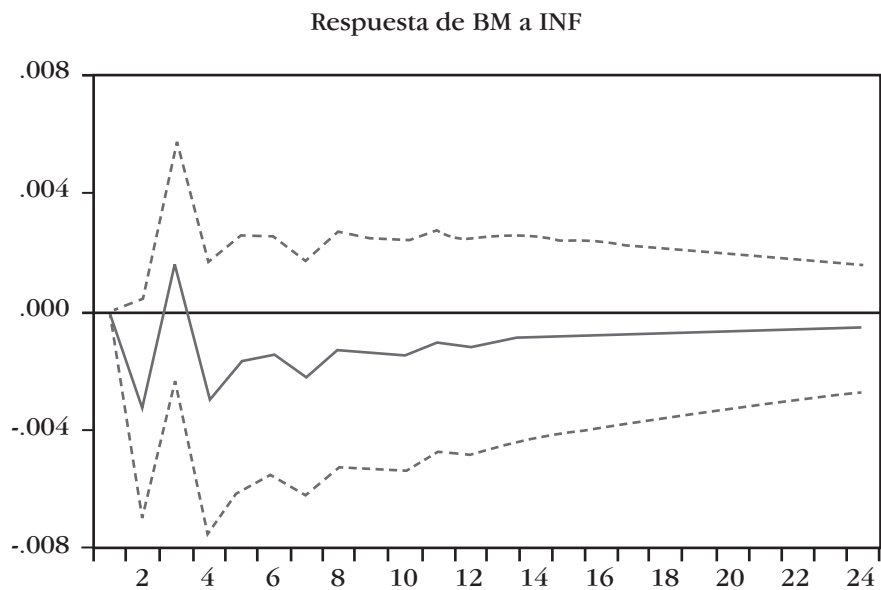
Respuesta de INF a R



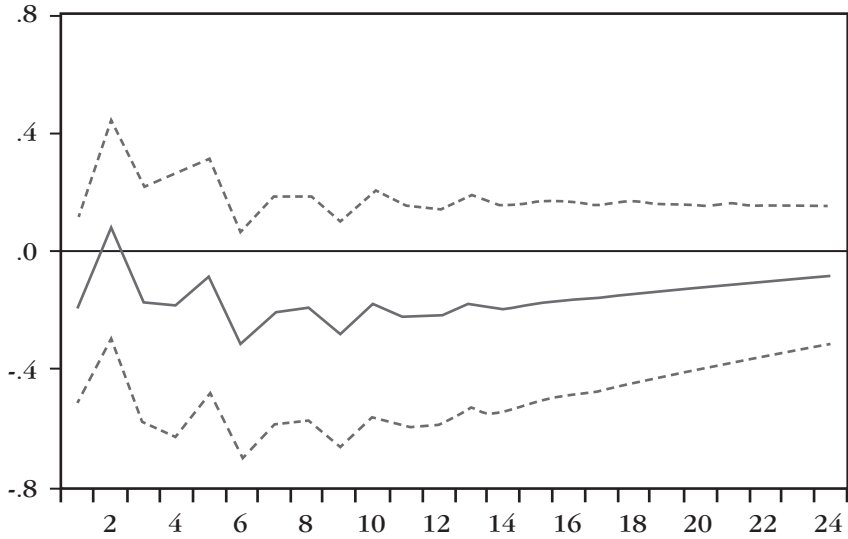
Respuesta de Y a R



GRÁFICAS 3. RESPUESTAS A INNOVACIONES DE CHOLESKY DE
1 DESVIACIÓN ESTÁNDAR \pm 2 ERRORES ESTÁNDAR

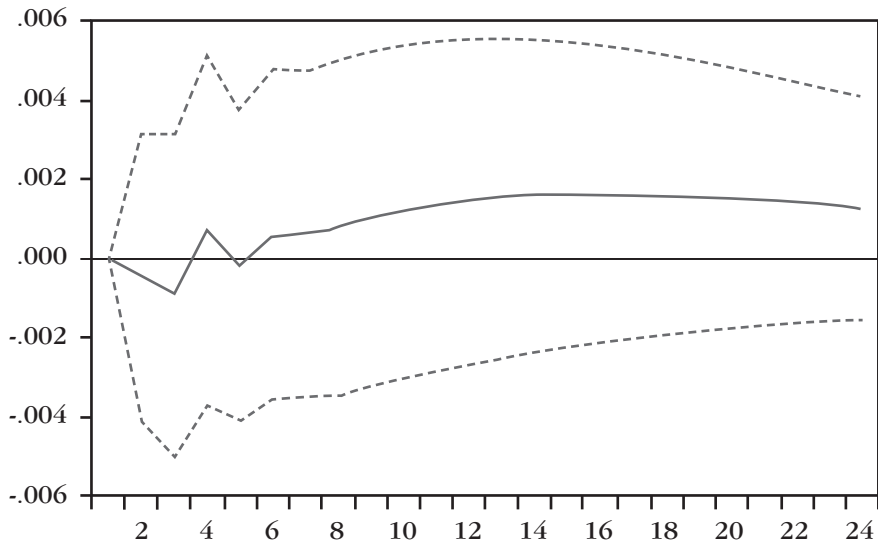


Respuesta de Y a INF

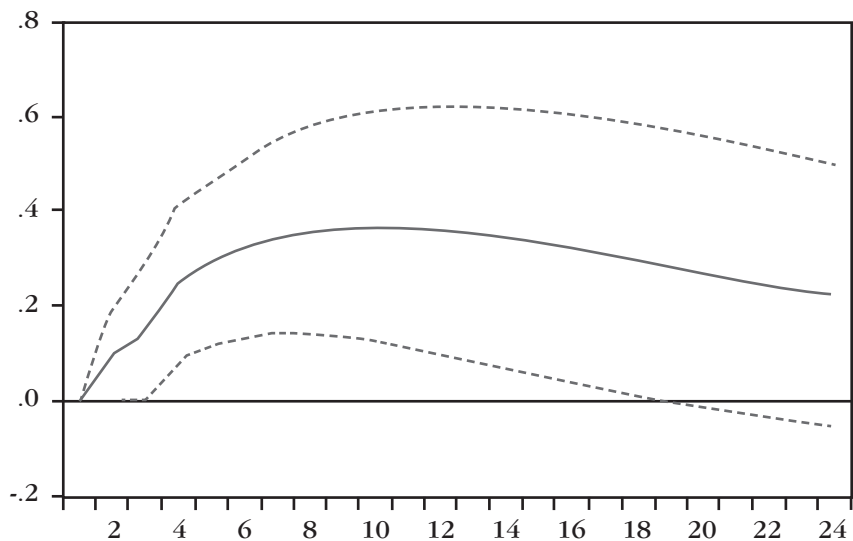


GRÁFICAS 4. RESPUESTAS A INNOVACIONES DE CHOLESKY DE 1 DESVIACIÓN ESTÁNDAR \pm 2 ERRORES ESTÁNDAR

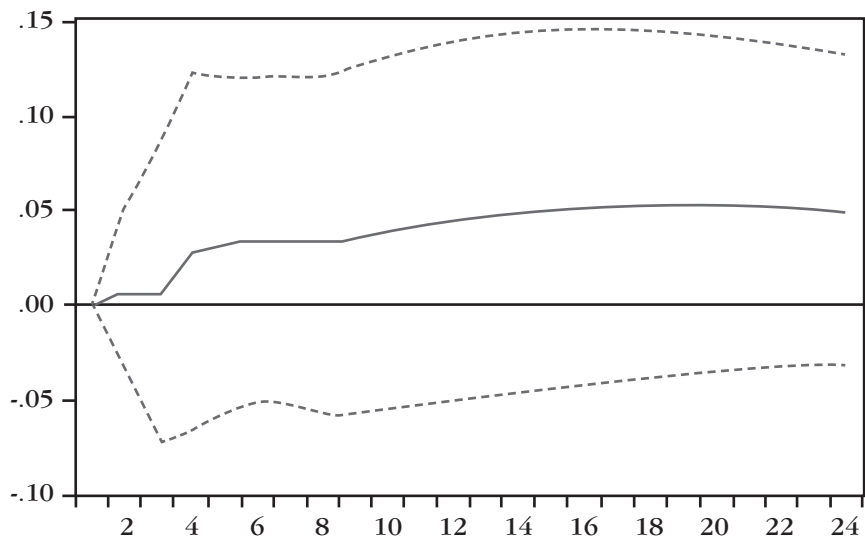
Respuesta de BM a Y



Respuesta de R a Y



Respuesta de INF a Y



Conclusiones

El análisis de las *descomposiciones de variancia* y de las *funciones de respuesta al impulso* nos permitieron poner de relieve las características que asume el dinamismo interrelacionado de la base monetaria, la tasa nominal de interés, los precios y la actividad económica en México durante los primeros trece años y medio del siglo que transcurre; pero también (aunque en forma colateral) la manera en que opera el *canal de transmisión monetaria* y los efectos *liquidez* y de *expectativas inflacionarias* que se suscitan. Los señalamos a continuación:

- La política monetaria tiene un efecto importante y prolongado sobre la tasa nominal de interés y, al parecer, genera el efecto *expectativas inflacionarias* (que predomina sobre el efecto *liquidez*) ante el aumento previo de la tasa de inflación, que también resulta de la expansión monetaria no advertida. Sin embargo, en el segundo año esta tasa declina de modo sostenido, probablemente por efecto de una disminución de la tasa real de interés que da pábulo a un efecto *liquidez* que contrarresta parcialmente, pero en grado creciente, las *expectativas de inflación*. Siendo así, este resultado concordaría con la idea de que la política monetaria afecta a la tasa real de interés, pero sólo en el muy corto plazo.

- Curiosamente, el choque monetario provoca una disminución de la actividad productiva hasta el postrer mes anticipado. Esto indica que los cambios no previstos en el dinamismo de la base monetaria tienen un efecto *depreflacionista* en la economía, en franca contravención a los enfoques de la curva de Phillips, que postulan la existencia de una relación negativa, al menos de corto plazo, entre la tasa de inflación (de salarios o de precios) y la desviación de la tasa de desempleo respecto de su tasa 'natural' (o su TDNAI);²⁵ una relación negativa entre la inflación no anticipada (o la variabilidad de la tasa de inflación) y la desviación del producto respecto de su nivel 'natural' (o potencial) y una relación positiva entre la tasa de inflación y la desviación del producto respecto de su nivel 'natural' (potencial),²⁶ pero también contradice a los modelos

²⁵ Tasa de desempleo no aceleradora de la inflación, conocida como NAIRU por su acrónimo en inglés.

²⁶ El análisis macroeconómico postula la existencia de una relación funcional negativa entre la tasa de variación del producto y la tasa de cambio de la tasa de desempleo (que es una de las tres versiones de la Ley de Okun).

de la oferta agregada, que postulan la existencia de una relación positiva entre el producto (expresada como variable dependiente) y la variación no esperada del nivel de precios (nivel de precios efectivo menos nivel de precios anticipado).²⁷

Este resultado tiene relevancia porque cuestiona la *vox populi orthodoxus*, que sostiene la existencia de un inexorable *trade off* (intercambio) entre la inflación y el desempleo, “ya que es imposible entender los ciclos económicos, y en particular los efectos a corto plazo de la política monetaria, a menos que admitamos la existencia de un *tradeoff* entre la inflación y el desempleo.” (Mankiw, 2000, pág. 2); dicho de modo más concreto, prevalece la idea de que “los cambios en la política monetaria impulsan a la inflación y el desempleo en direcciones opuestas” (Mankiw, 2000, pág. 2); es decir, impulsan a los precios y el producto en la misma dirección (la curva de oferta agregada tiene pendiente positiva, al menos en el corto plazo).

Sin embargo, los datos corroboran el hecho de que, en los años transcurridos de este siglo, la relación entre la variación de la base monetaria y la tasa de inflación y el dinamismo de la actividad económica ha sido preminentemente negativa (véanse las gráficas A 2 en el anexo), aunque acusan un bajo grado de asociación lineal (véase Cuadro A 3 anexo).

- Respecto al efecto que tiene la innovación que aumenta bruscamente la tasa de interés nominal, corroboramos una premisa de la política monetaria tradicional: que el aumento (disminución) de su dinamismo está vinculado a las contracciones (expansiones) de la base monetaria en el corto plazo; que tiene una relación directa con la tasa de inflación, lo que puede obedecer a la emergencia de expectativas de mayor inflación *pari passu* un declive (aunque menor que dichas expectativas) de la tasa real de interés; no obstante, esta última variable parece no tener efecto positivo sobre el consumo, la inversión y, por ende, sobre la evolución de la actividad económica.

²⁷ Lo indicado respecto a la curva de Phillips y la curva de oferta agregada es parcial por cuanto hay una notable variedad de enfoques y modelos; sin embargo, todos ellos tienen implicaciones distintas a la que hallamos en la función impulso-respuesta. Un examen más detallado de los diversos enfoques de la curva de Phillips se puede ver en Licitaya (2011); para una apreciación liminar de su ineluctable vinculación con los modelos de oferta agregada (que en ocasiones denominan ‘curva de Phillips inversa’) recomendamos leer Mankiw (2006).

• El choque no anticipado a la dinámica de los precios, por su lado, contrae la base monetaria. Este comportamiento puede obedecer al hecho de que las autoridades monetarias, ante la emergencia de presiones inflacionarias, instrumentan su política monetaria restrictiva. Asimismo, tiene un efecto directo e inmediato sobre la tasa de interés nominal que se desvanece en menos de un año y (de nuevo se constata) hace que decline la actividad económica en todo el período pronosticado.

• El efecto sobre la oferta monetaria de una innovación en el crecimiento de la producción es positivo, pero poco significativo; sin embargo, concuerda con la idea de que una mayor actividad productiva trae aparejado un aumento de las transacciones en general, por lo que el Banco de México eleva la oferta de billetes y monedas.

La tasa nominal de interés es impulsada de modo inmediato, posiblemente por un aumento, paralelo a la producción, de la demanda agregada. Este efecto se extiende a lo largo de todo el período, aunque de modo algo declinante a partir del octavo mes. Por su lado, el aumento repentino de la actividad productiva tiene un efecto algo retardado en la inflación, que aumenta a partir del cuarto mes y posteriormente se estabiliza en su mayor nivel (la tasa casi no varía) hasta más allá de dos años. Esta relación causa-efecto es opuesta a lo acaecido cuando el choque se produce en la innovación que aumenta la tasa de inflación o a la base monetaria. Probablemente la razón estriba en el hecho de que refleja el caso en el que previamente se suscita un choque de demanda (la curva de demanda agregada se desplaza hacia la derecha), que induce el aumento de la producción, pero también del nivel de precios.²⁸ Sin embargo, para establecer de modo fehaciente las razones que suscitan esta antinomia, requerimos efectuar un análisis teórico, formal e histórico más extenso y pormenorizado. Nos abocaremos a tal labor en el marco de un nuevo artículo.

²⁸ Suponemos, como los enfoques modernos (particularmente de los nuevos keynesianos), que la curva de oferta agregada tiene pendiente positiva en el corto plazo.

Bibliografía

- Coleman, W. J. (1996). "Money and Output: A Test of Reverse Causation", *American Economic Review*, vol. 86, núm. 1, pp. 91 – 111.
- Cuevas A, V.M. (1999): "Efectos de la Liquidez y de las Expectativas Inflacionarias de un Choque Monetario: un Análisis de Sensibilidad para el Caso de México", *Economía: Teoría y Práctica*, Nueva Época, Núm. 11, U.A.M., México, pp. 25 – 46.
- Cuthbertson, K., Hall, S.G. y Taylor, M. P. (1992): *Applied Econometric Techniques*, Harvester Wheatsheaf, G. Britain.
- Galindo P. L. M. (1997a). "El Concepto de Exogeneidad en la Econometría Moderna", *Investigación Económica*, U.N.A.M., vol. LVII (220), abril – junio, pp. 97 – 111.
- Galindo P. L. M. (1997b). "El Modelo P* como Indicador de la Política Monetaria en una Economía con Alta Inflación", *El Trimestre Económico*, F. C. E., vol. LXIV (253) pp. 221-239.
- Gujarati, D. (1997). *Econometría* (3ra edición), Ed. McGraw-Hill, Bogotá, Colombia.
- INEGI (2013). "Banco de Información Económica (BIE)" <http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/proyectos/bie/presentacion.aspx> (consultado los meses de junio, julio y agosto).
- Ireland, P. (1994). "Money and Growth: An Alternative Approach", *The American Economic Review*, vol. 84 (1), pp. 47-65.
- Johnston, J. y Dinardo, J. (2001). *Métodos de Econometría*, ed. Vicens Vives, Barcelona, España.
- Licitaya, J. D. (2011). *La Curva de Phillips: Teoría y Evidencia Empírica para México*, Universidad Autónoma Metropolitana (UAM), México.

-
- Liquitaya, J. D. (1998). “Dinero, Producto, Tasas de Interés y Precios: Un Análisis de Cointegración” *Investigación Económica*, UNAM, julio-septiembre, núm. 225, pp. 99-128
- Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, ed. Springer-Verlag.
- Mankiw, G. (2006). *Macroeconomía* (6ta Edición), ed. Antoni Bosch, España.
- Mankiw, G. (2000). “The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment”, *NBER Working Paper Series No 7884*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Novalés, A. (2011). “Modelos Vectoriales Autorregresivos” (*notas de clase*). Universidad Complutense, Madrid, España.
- Salas, J. e Ize, A. (1984). “Dinero, Precios y Producto: Un Análisis de Autorregresión Vectorial para México”, en Ize y Vera (eds.) *La Inflación en México*, El Colegio de México. pp. 71–86.
- Sims, C. (1980): “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica, Econometric Society*, vol. 48(1), pp. 1-48.
- Vera, G. (1984). “La Causalidad de Granger como Herramienta de la Investigación Empírica”, en Ize y Vera, *ibid.*

ANEXO A 1. MODELO VAR ESTIMADO

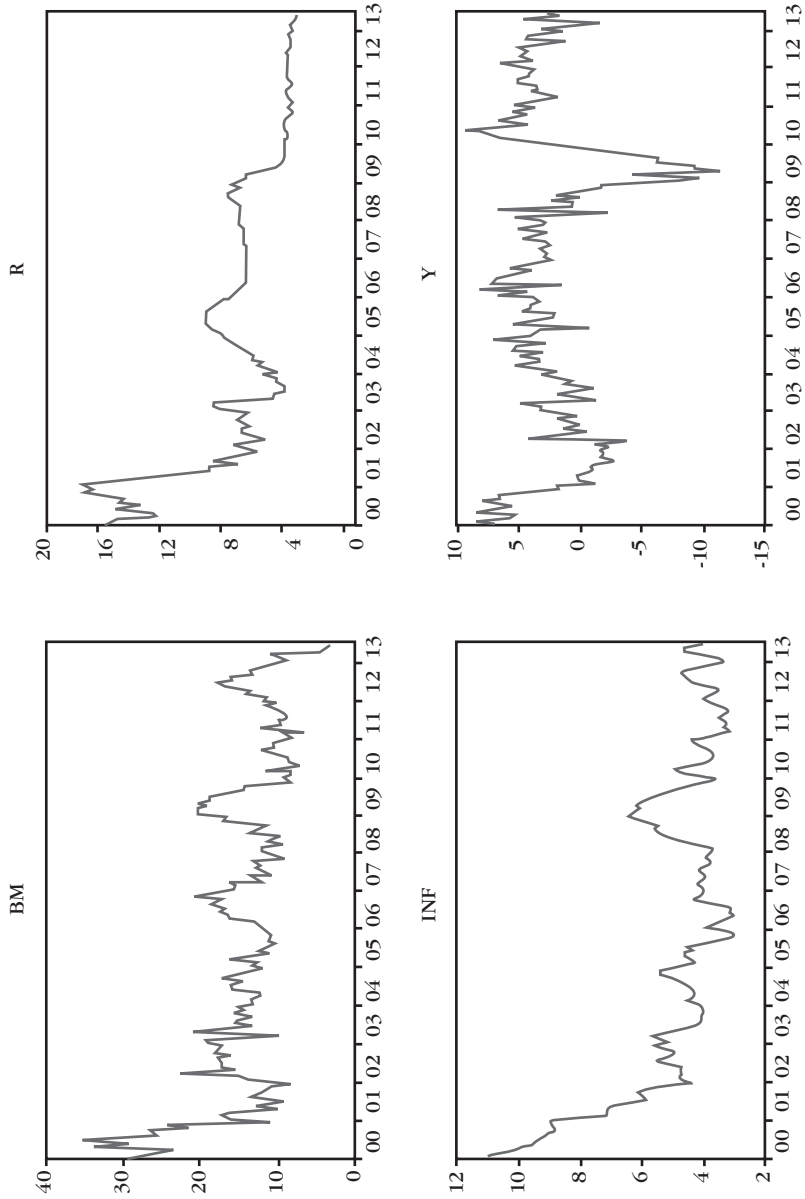
	ΔBM	R	INF	ΔY
$\Delta\text{BM}(-1)$	0.497084 (0.08107) [6.13158]	-0.018924 (0.01820) [-1.03952]	0.017755 (0.00892) [1.99118]	0.072507 (0.06660) [1.08872]
$\Delta\text{BM}(-2)$	0.379993 (0.08810) [4.31339]	0.051833 (0.01978) [2.62020]	0.004780 (0.00969) [0.49333]	0.065145 (0.07237) [0.90016]
$\Delta\text{BM}(-3)$	0.037890 (0.09216) [0.41115]	-0.061606 (0.02069) [-2.97697]	-0.010142 (0.01014) [-1.00053]	-0.104960 (0.07571) [-1.38641]
$\Delta\text{BM}(-4)$	-0.066536 (0.08528) [-0.78016]	0.062301 (0.01915) [3.25314]	7.63E-05 (0.00938) [0.00813]	0.003186 (0.07006) [0.04547]
$\text{R}(-1)$	0.607192 (0.35638) [1.70376]	1.052894 (0.08003) [13.1568]	0.060278 (0.03920) [1.53773]	-0.192016 (0.29277) [-0.65587]
$\text{R}(-2)$	-1.159411 (0.49631) [-2.33605]	-0.192308 (0.11145) [-1.72554]	-0.011624 (0.05459) [-0.21294]	-0.122805 (0.40772) [-0.30120]
$\text{R}(-3)$	0.144488 (0.47528) [0.30400]	0.075979 (0.10673) [0.71191]	-0.124330 (0.05228) [-2.37829]	0.624282 (0.39044) [1.59892]
$\text{R}(-4)$	0.438106 (0.32687) [1.34029]	-0.038145 (0.07340) [-0.51969]	0.086638 (0.03595) [2.40972]	-0.351375 (0.26852) [-1.30854]
$\text{INF}(-1)$	-1.349634 (0.75503) [-1.78752]	0.419471 (0.16954) [2.47411]	1.264776 (0.08305) [15.2296]	0.574085 (0.62025) [0.92557]
$\text{INF}(-2)$	2.892743 (1.22548) [2.36050]	-0.764790 (0.27518) [-2.77919]	-0.500922 (0.13479) [-3.71624]	-1.029672 (1.00672) [-1.02280]
$\text{INF}(-3)$	-2.827403 (1.23379) [-2.29163]	0.746758 (0.27705) [2.69538]	0.010425 (0.13571) [0.07682]	0.430286 (1.01355) [0.42453]

CONTINUACIÓN: ANEXO A 1: MODELO VAR ESTIMADO

	ΔBM	R	INF	ΔY
INF(-4)	1.158308 (0.73119) [1.58414]	-0.294905 (0.16419) [-1.79611]	0.124781 (0.08043) [1.55151]	-0.140246 (0.60067) [-0.23348]
$\Delta\text{Y}(-1)$	-0.026445 (0.10469) [-0.25261]	0.047976 (0.02351) [2.04082]	0.003091 (0.01151) [0.26843]	0.405157 (0.08600) [4.71107]
$\Delta\text{Y}(-2)$	-0.052334 (0.10687) [-0.48972]	0.001435 (0.02400) [0.05978]	-0.005718 (0.01175) [-0.48641]	0.410258 (0.08779) [4.67317]
$\Delta\text{Y}(-3)$	0.114118 (0.10688) [1.06776]	0.030343 (0.02400) [1.26434]	0.009979 (0.01176) [0.84891]	0.265873 (0.08780) [3.02824]
$\Delta\text{Y}(-4)$	0.017296 (0.10263) [0.16853]	-0.024742 (0.02305) [-1.07361]	-0.004977 (0.01129) [-0.44095]	-0.223392 (0.08431) [-2.64971]
C	2.086509 (0.80840) [2.58103]	-0.436044 (0.18153) [-2.40207]	0.191479 (0.08892) [2.15344]	0.934876 (0.66410) [1.40774]
R-cuadrado	0.730367	0.968939	0.963265	0.706589
R-cuadrado ajustado	0.699770	0.965414	0.959097	0.673294
Sum resids al cuadrado	924.5115	46.61736	11.18494	623.9065
E.E. de la ecuación	2.560629	0.574995	0.281648	2.103537
Estadístico "F"	23.87076	274.9037	231.0846	21.22216
Log Máx -verosímil	-363.7593	-127.7632	-14.99820	-332.6913
C.I. de Akaike	4.819737	1.832445	0.405040	4.426472
C.S. de Schwarz	5.149257	2.161965	0.734560	4.755992
Media var. dependiente	13.84503	7.088861	4.742932	2.294901
D.E. var. dependiente	4.673255	3.091837	1.392612	3.680203

Nota: errores estándar en (); estadísticos "t" en []; (-i) significa período 't-i'; i = 1,...,4

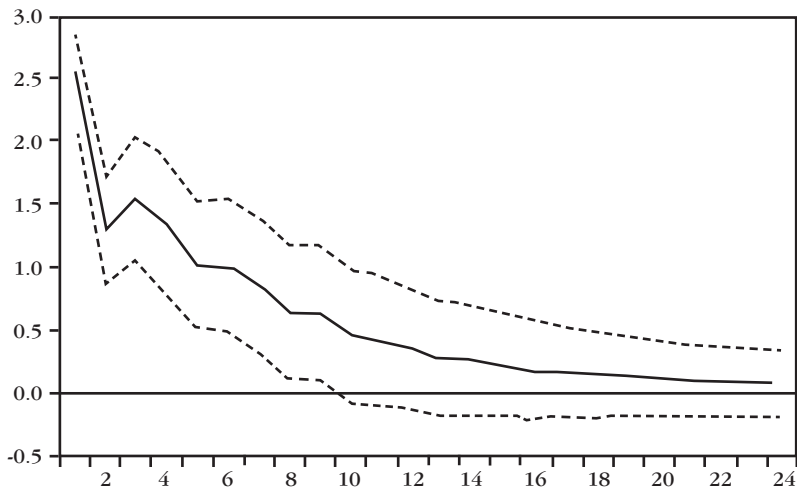
ANEXO A2. VARIACIONES ANUALES DE LA BASE MONETARIA (BM), EL IGAE (Y), EL ÍNDICE NACIONAL DE PRECIOS AL CONSUMIDOR (P) Y RENDIMIENTO ANUALIZADO DE LOS CETES A 28 DÍAS (R) (PERÍODO 2000:01-2013:06)



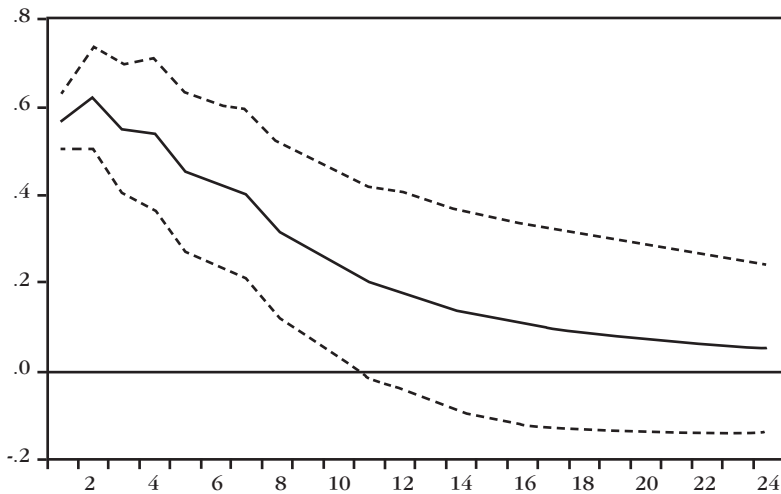
ANEXO A 3: COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE ORDEN CERO (VARIACIONES ANUALES)

	ΔBM	R	INF	ΔY
ΔBM	1.000000	0.557165	0.673429	-0.015577
R	0.557165	1.000000	0.795287	0.118335
INF	0.673429	0.795287	1.000000	-0.059328
ΔY	-0.015577	0.118335	-0.059328	1.000000

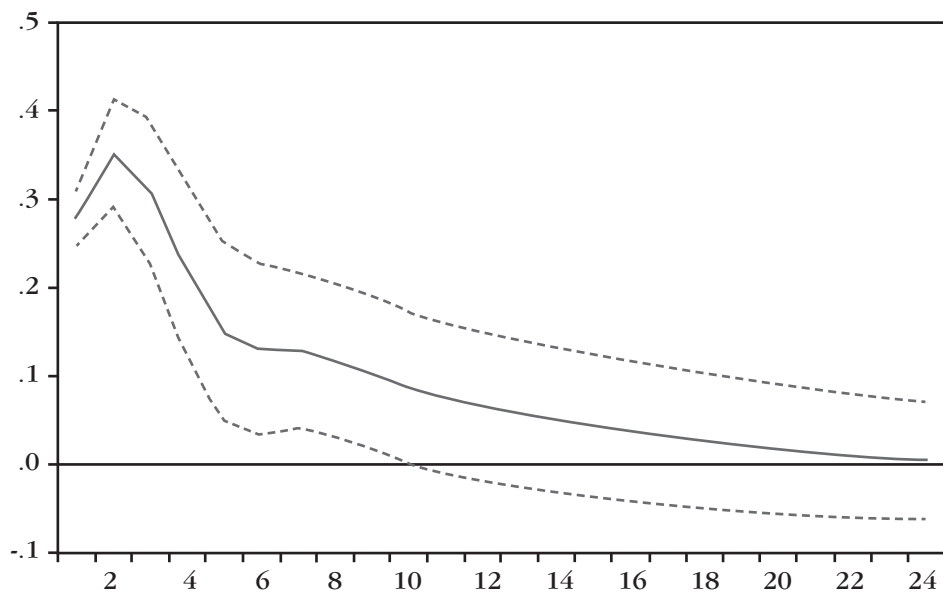
ANEXO 4. RESPUESTAS AL IMPULSO EN LA MISMA VARIABLE
Respuesta de BM a BM



Respuesta de R a R



Respuesta de INF a INF



Respuesta de Y a Y

