



Revista de Economía

ISSN: 0188-266X

lilian.albornoz@uady.mx

Universidad Autónoma de Yucatán

México

García-Andrés, Adelaido

CHOQUES DE POLÍTICA MONETARIA EN MÉXICO: APLICACIÓN DE UN MODELO
SVAR CON RESTRICCIONES DE CORTO PLAZO (1995–2012)

Revista de Economía, vol. 31, núm. 83, julio-diciembre, 2014, pp. 51-94

Universidad Autónoma de Yucatán

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=674070975002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

CHOQUES DE POLÍTICA MONETARIA EN MÉXICO: APLICACIÓN DE UN MODELO SVAR CON RESTRICCIONES DE CORTO PLAZO (1995–2012)*

MONETARY POLICY SHOCKS IN MEXICO: AN APPLICATION OF AN
SVAR MODEL WITH SHORT TERM RESTRICTIONS (1995-2012)

Adelaido García-Andrés
Universidad Autónoma de Nuevo León, México
adelgaran@hotmail.com

RESUMEN

En los últimos años el Banco de México ha seguido una política monetaria de objetivos de inflación. Con la metodología de Bernanke y Mihov (1998) se construye un modelo de SVAR con datos mensuales para identificar choques específicos de política monetaria consistentes con los procedimientos operativos seguidos por la autoridad monetaria. Los efectos de la política monetaria sobre la inflación y otros agregados macroeconómicos se miden a través de cambios en la tasa de interés a corto plazo. Los resultados muestran que el régimen de tasa de fondeo bancario proporciona una buena aproximación al proceso por el cual la autoridad monetaria compensa las perturbaciones monetarias, disminuye la demanda de dinero y mantiene la estabilidad del nivel de precios.

Palabras clave: política monetaria, modelo autorregresivo estructural, funciones impulso-respuesta.

* El autor agradece las valiosas recomendaciones y correcciones de los dictaminadores anónimos. Se agradecen las sugerencias de Leonardo E. Torre Cepeda durante el desarrollo del trabajo; así como los comentarios de los participantes del seminario de investigación de la Facultad de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León. El contenido del documento así como las conclusiones derivadas son responsabilidad del autor.

ABSTRACT

In recent years, the Bank of Mexico follows a policy of stable prices and inflation. Following the work by Bernanke and Mihov (1998) we construct a SVAR system with monthly data to determine how effective different monetary policy regimens have been achieving this goal. The impact of monetary policy on inflation and other macroeconomic aggregates is measured through changes in the short run interest. The findings show that the funds rate regime provides a good approximation to the process by which the monetary authority offsets the monetary shocks, money demand decreases and maintains the stability of the price level.

Keywords: monetary policy, structural autoregressive model, impulse-response functions.

Clasificación JEL: E42, E52.

1. INTRODUCCIÓN

El estudio de la política monetaria ha seguido fundamentalmente dos enfoques, el primero basado en reglas de política monetaria o función de reacción del banco central ante la ocurrencia de choques macroeconómicos y el segundo basado en identificar los canales a través de los cuáles dicha política afecta el entorno macroeconómico (Schwartz y Torres, 2000).

Sin embargo, los efectos de la política monetaria y sus canales de transmisión son objeto de una continua revisión y de la cual aún no se ha obtenido un consenso claro.¹ Al respecto, la evidencia encontrada demuestra que la tasa de interés es el instrumento más utilizado para transmitir los efectos de política monetaria sobre la actividad económica; y aunque teóricos como Bernanke y Blinder (1992) han argumentado que este canal no es suficiente para explicar la transmisión monetaria, estudios realizados por Taylor (1999), Christiano y Eichenbaum (1992), Clarida, Galí, y Gertler (1999) aportan evidencia empírica y coinciden en señalar que entre los canales de transmisión monetaria, el canal de la tasa de interés es prácticamente el más significativo.

Para la economía mexicana Schwartz y Torres (2000), Gaytán y González (2006) sugieren la existencia de cuatro canales de transmisión de la política monetaria: canal de tasas de interés, canal del crédito, canal tipo de cambio y canal precio de otros activos. Sus resultados también sugieren que el canal de la tasa de interés es el más significativo.

Desde los trabajos pioneros de Sims (1980), Blanchard y Watson (1984), Johansen (1988) y posteriormente los estudios empíricos de Bernanke y Blinder (1992), Sims (1992), Bernanke y Mihov (1998), entre

1 En este sentido Castrillo, Mora y Torres (2010) reflexionan sobre el uso de los modelos VAR para el estudio de la política monetaria

otros, los modelos de vectores autorregresivos (VAR) han sido ampliamente utilizados para evaluar la causalidad, sensibilidad y respuesta de cambios en la política monetaria sobre variables macroeconómicas. Ello porque los modelos VAR permiten explorar las relaciones entre variables económicas a través del tiempo con pocos supuestos acerca de la estructura y causalidad subyacente de las variables en el modelo.

Para la economía mexicana, Schwartz y Torres (2000), Díaz de León y Greenham (2001), Baqueiro y Sánchez (2001), Martínez, Sánchez y Werner (2001) y Gaytán y González (2006), entre otros, han utilizado la técnica de VAR para estudiar la transmisión de la política monetaria en el país. De manera general, los autores sugieren que la política monetaria seguida por el Banco de México ha tenido un componente activo en la reducción de las expectativas de inflación y estabilidad en las tasas de interés.

No obstante, existe una crítica subyacente en el uso de los modelos VAR. En este sentido, Cooley y LeRoy (1985) y Kim y Roubini (2000) argumentan que dichos modelos se consideran *ad hoc* en el sentido de no incorporar relaciones causales teóricamente fundamentadas. De igual modo, McCallum (1999) argumenta que para el estudio de la transmisión monetaria deben imponerse restricciones de carácter estructural en las ecuaciones del modelo. Una variante de los modelos VAR tradicionales son los modelos de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) desarrollados por Shapiro y Watson (1988) y Blanchard y Quah (1989), mismos que fueron aplicados por Bernanke y Mihov (1998) a la evaluación de los impactos de política monetaria.

Los modelos SVAR contemplan dos condiciones importantes en su especificación, a saber, restricciones de corto o largo plazo y relaciones causales con fundamento en teoría económica. Así, este enfoque de estudio aplicado al análisis de la política monetaria —y que aquí se utilizará

para el caso de México— ofrece tres claras ventajas. La primera es que parte de funciones de reacción o reglas de política monetaria del banco central, lo cual permite realizar comparaciones para distintos esquemas de aplicación de la política monetaria. La segunda es que las funciones de reacción derivadas del SVAR resultan consistentes con la estimación de parámetros que describen el procedimiento operativo del banco central y el mercado de reservas monetarias prestables. La tercera es que permite realizar el ejercicio para distintos periodos de la muestra a fin de capturar los cambios en los procedimientos operativos del banco central.²

El trabajo se organiza como sigue. La sección dos presenta una breve revisión de la literatura sobre la conducción reciente de la política monetaria en México; la tres 3 detalla la metodología SVAR de Bernanke y Mihov (1998) y las restricciones para la identificación de las cinco funciones de reacción de política monetaria a estudiar; la sección cuatro describe las fuentes de información, tratamiento de los datos y los resultados para cada régimen monetario en el caso mexicano; por último, en la sección cinco se presentan las conclusiones.

2. POLÍTICA MONETARIA EN MÉXICO: EXPERIENCIA RECIENTE

Para la primera mitad de los años noventa la economía mexicana pareció haber dejado atrás el proceso inflacionario que caracterizó su economía durante la mayor parte de los ochenta. Sin embargo, la inesperada devaluación del peso en diciembre de 1994 no sólo accionó un nuevo ímpetu a

2 Específicamente, estos cambios hacen referencia al cambio de régimen de saldos monetarios acumulados (SMA) también llamado como “corto” a tasa de fondeo bancario instrumentada a partir del año 2008.

la inflación, sino que generó también una situación de renovado riesgo de dominancia fiscal (Chiquiar, Noriega y Ramos-Francia, 2007).³

Una importante consecuencia de estos eventos fue pasar de un régimen de tipo de cambio fijo o semifijo, a un tipo de cambio flexible que en los siguientes años convergió gradualmente a un marco de política monetaria basado en principios de objetivos de inflación y transparencia en su instrumentación (Chiquiar, Noriega y Ramos-Francia, 2007). Como apuntan Martínez, Sánchez y Werner (2001) y Ramos-Francia y Torres (2005), a partir de 1993, año en que el Banco de México adquiere su autonomía, el banco central cambia hacia una postura cuyo objetivo prioritario es garantizar la estabilidad en el poder adquisitivo de la moneda y control más directo de las tasas de inflación y las tasas de interés.⁴

De igual modo, el banco central reconoce que “la actuación de la política monetaria es necesaria para reducir la inflación pero no es suficiente, deben ser también enfocados en este objetivo otros aspectos como el comercial, salarial, fiscal y cambiario” (Banxico, 1997: 170). En otras palabras, la política monetaria considera otros ámbitos, como son la aplicación de una política fiscal restrictiva, control sobre la estabilidad del

3 Por ejemplo, en términos del financiamiento neto del banco central al sector público, éste se redujo continuamente de 7.63% del PIB en 1988 a -2.47% en 1993, Messmacher y Werner (2002)

4 Entre las funciones de la institución autónoma se subrayan procurar la estabilidad en el nivel de precios, un buen funcionamiento del sistema de pagos, garantizar el crecimiento de los agregados macroeconómicos y su compatibilidad con el crecimiento económico (Banxico, 1994). Como apunta Franco: “Los beneficios del esquema de objetivos de inflación no solamente se ven reflejados en la estabilidad de precios y la reducción de los costos asociados a este proceso, sino también se logra mayor transparencia y entendimiento de la política monetaria. Entre las características de este régimen monetaria tenemos: a) el reconocimiento de la estabilidad de precios como objetivo de la política monetaria; b) el anuncio de objetivos de inflación de mediano plazo; c) una autoridad monetaria autónoma; d) la estrategia de comunicación respecto de los objetivos, planes y decisiones de la autoridad monetaria; e) el análisis de las fuentes de presiones inflacionarias y el uso de instrumentos apropiados para medirlos para evaluarla tendencia futura de los precios” (2007: 32).

tipo de cambio y política monetaria restrictiva de corto plazo a través del régimen de saldos monetarios acumulados.

Con el afán de corregir desviaciones en la base monetaria y contribuir al logro del objetivo inflacionario, el banco central adoptó a finales de 1995 el régimen denominado objetivo de saldos monetarios acumulados. Como se recordará, en la práctica un saldo monetario negativo o “corto” se traducía en una señal de aumento en las tasas de interés de corto plazo y en una disminución en las expectativas de inflación.⁵

Con este instrumento el banco central es capaz de afectar las tasas de interés mediante la inducción –a través de operaciones de mercado abierto– de un sobregiro en las cuentas de uno o varios bancos comerciales, este procedimiento de operación es similar a la estrategia de reservas monetarias no prestadas –*non-borrowed reserves*– de la economía norteamericana (Ramos–Francia y Torres, 2005).⁶

Otro cambio relevante es la tendencia hacia una política de *inflation targeting*, que inicia a partir de 1997 cuando el banco central hace público los objetivos de inflación para el año siguiente. Como punto de partida, en 1999 el Banco de México establece un objetivo de inflación a mediano plazo hasta lograr convergencia con las tasas de inflación de los socios comerciales. Formalmente el esquema de objetivos de inflación es adoptado a principios de 2001, en 2002 se define como meta de inflación de largo plazo una tasa de inflación anual de 3% a partir de 2003, Sidaoui y Ramos-Francia (2008).⁷

5 Véase Schwartz y Torres (2000). Al respecto, Sánchez *et al.* (2012) señalan que hacia finales de 1995, aun cuando se reconocía que en México la relación entre la cantidad de billetes y monedas en circulación y la inflación era inestable, el banco central empezó a controlar el crecimiento de la base monetaria para evitar excesos de liquidez y reducir las expectativas de inflación.

6 De acuerdo con esta línea, a partir de 1998 se observa una mayor intervención sobre las tasas de interés y, por tanto, un mayor control sobre el efecto de los movimientos especulativos o choques externos sobre el tipo de cambio y la inflación y una menor importancia de los agregados monetarios

7 Al respecto, en el año 2000 se tomaron medidas relacionadas con: a) definir la infla-

Entre los trabajos que abordan la eficacia de este marco operativo, Chiquiar, Noriega y Ramos-Francia (2007) encuentran que la inflación pasa de ser una serie no estacionaria a una serie estacionaria $I(0)$ hasta finales de 2000 o principios de 2001, resultado que coincide con la adopción formal del esquema operativo. Pese a que el análisis de Chiquiar, Noriega y Ramos-Francia (2007) sigue un enfoque puramente estadístico, estos resultados son análogos a los de Ramos-Francia y Torres (2006), quienes observan que la economía ha convergido hacia un entorno de baja inflación, donde la dinámica de inflación de corto plazo presenta cambios significativos.

Una vez que la economía ha alcanzado cierto grado de estabilidad en los mercados financieros y tasas de inflación en niveles bajos, el banco central abandona el régimen de saldos monetarios acumulados y a principios de 2008 adopta como instrumento operacional la tasa de interés interbancaria a un día o tasa de fondeo bancario, régimen que mantiene hasta la fecha.⁸

En cuanto a los efectos del saldo monetario acumulado sobre las tasas de interés, Díaz de León y Greenham (2001) observan que de 1998 a 2000 el “corto” tuvo un efecto significativo en las tasas de interés en sus diferentes plazos, con un mayor efecto en las de corto plazo. Asimismo, sugieren que la política monetaria tuvo un componente gradual y permanente en las expectativas de inflación. Por su parte, Torres (2002) observa

ción subyacente, b) fortalecer la estrategia de comunicación mediante la publicación de informes trimestrales sobre la inflación, c) una meta de inflación explícita de 3% a finales de 2003, esta tasa de inflación considera un intervalo de variabilidad de más menos un punto porcentual (Sidaoui y Ramos-Francia, 2008).

8 Cómo apunta Banxico en su informe: “Transmitir las señales de política monetaria exclusivamente a través del “corto” es menos apropiado. Con una inflación estable, es necesario ser más específico sobre el nivel deseado de la tasa de interés. Por tal motivo, y con el fin de reforzar la instrumentación de su política monetaria, el Banco de México llevó a cabo una serie de medidas encaminadas a adoptar un objetivo operacional de tasas de interés” (2007: 3).

una relación negativa entre la cantidad de dinero y la tasa de interés de 1996 a 2001, resultados que sugieren que cambios en la postura de política monetaria pueden tener efectos sobre el sector real de la economía.

Respecto a los trabajos que emplean la técnica de vectores autorregresivos (VAR) en México, una de las primeras aportaciones es el trabajo de Schwartz y Torres (2000) para el periodo 1992-1996. De su análisis de funciones impulso-respuesta encuentran que choques transitorios en la tasa de interés afectan de manera negativa a la producción industrial. Greenham (1997) estudia el mismo periodo y observa que después de un aumento en la tasa de interés la producción industrial registra menor actividad.

En esta misma línea, Martínez, Sánchez y Werner (2001) utilizan un modelo VAR para los años de 1997 a 2000 y encuentran que el saldo monetario acumulado contribuyó de manera significativa al proceso de desinflación, especialmente a partir de 1998, cuando la tasa de interés real *ex-ante* había reaccionado de manera expedita a las desviaciones de la inflación esperada con respecto a la inflación objetivo. Además, observan que un aumento en la tasa de interés real *ex-ante* tiene un efecto negativo sobre la producción.

En relación con el estudio de los mecanismos de transmisión monetaria o proceso por el cual cambios en la política monetaria afectan a la demanda agregada,⁹ Schwartz y Torres (2000) estudian los siguientes ca-

9 El mecanismo de transmisión consta de dos pasos esenciales. En primer lugar, un aumento de los saldos reales provoca un desequilibrio en las carteras, es decir, al tipo de interés y nivel de renta existentes, el público tiene más dinero del que desea, lo que lleva a los tenedores de carteras a intentar reducir sus tenencias de dinero comprando otros activos y alterar así los precios y rendimiento de los activos, esto es, afecta los tipos de interés. En la segunda fase el proceso de transmisión se produce cuando la variación del tipo de interés afecta a la demanda agregada (Barreiro, Labeaga y Mochón, 1999). Los cambios en los instrumentos de política monetaria son una respuesta a choques externos e internos que pueden afectar el logro de objetivos de política monetaria. Estos mecanismos afectan diferentes variables y mercados, en varias velocidades e intensidades. La identifi-

nales de transmisión para la economía mexicana: canal de tasas de interés, canal del crédito, canal tipo de cambio y canal precio de otros activos. De su análisis de funciones impulso–respuesta de un modelo VAR encuentran que la tasa de interés es prácticamente el canal más importante para explicar la transmisión de la política monetaria. No obstante, un primer hallazgo de Schwartz y Torres (2000) es señalar la relevancia que desempeñan las expectativas de los agentes económicos en la transmisión de la política monetaria, en particular, las expectativas de inflación y el riesgo país.

Sobre esta misma línea, Sidaoui y Ramos–Francia (2008) subrayan que un factor relevante en la formación de expectativas de inflación es la transparencia en el manejo de la política monetaria, ya que garantiza a los agentes un mejor entendimiento de la reacción de la banca central ante episodios de presión inflacionaria. Mientras que anteriormente las expectativas de inflación afectaban significativamente las fluctuaciones en el tipo de cambio, la adopción de un esquema de libre flotación y aumento en la credibilidad de la política monetaria han dado como resultado un mejor equilibrio entre estabilidad en los niveles de precios y producción.

Respecto a los efectos de las perturbaciones al tipo de cambio sobre los precios, Capistrán, Ibarra y Ramos–Francia (2011) estiman el efecto *pass–through* del tipo de cambio sobre diferentes índices de precios para el periodo de 1997:01 a 2010:12. Derivado del análisis de funciones impulso–respuesta de un modelo VAR observan que en México el efecto *pass–through* es prácticamente completo sobre los precios de importaciones, con una tendencia a reducirse a través de la cadena productiva. No

cación de estos canales de transmisión es importante, ya que determinan el conjunto más eficaz de los instrumentos de política monetaria y restricciones que los bancos centrales enfrentan en la toma de decisiones (Loayza y Schmidt–Hebbel, 2002). El funcionamiento de estos canales es distinto entre los países debido a diferencias en los procesos de apertura comercial, desarrollo del sistema financiero, historial inflacionario y restricción de instrumentos para su instrumentación, etc., Sidaoui y Ramos–Francia (2008).

obstante, encuentran que el efecto *pass-through* parece disminuir sustancialmente a partir del año 2001, fecha que coincide con la entrada en vigor del esquema de objetivos de inflación.

En resumen, a partir de 1995 es notoria una postura restrictiva en la conducción de la política monetaria, donde primeramente se utiliza el “corto” para el envío de señales de endurecimiento de la postura monetaria, que se consolida con la utilización de la tasa de fondeo bancario como el principal instrumento de política del banco central para el control de las tasas de interés de mercado y el nivel de precios. Al respecto, Sidaoui y Ramos-Francia (2008) subrayan dos hechos relevantes de este proceso; primero, reducción en los niveles de volatilidad en las tasas de inflación y segundo, la inflación tiene un componente claramente estacionario que es condición necesaria para un buen funcionamiento del esquema de política de metas de inflación.

3. MODELO SVAR CON RESTRICCIONES DE CORTO PLAZO

A continuación se especifica la metodología SVAR de Bernanke y Mihov (1998) para analizar los efectos de choques de política monetaria sobre la producción real y el nivel de precios. De manera particular, el mecanismo de transmisión monetaria a estudiar es el siguiente: en principio, un choque en los saldos monetarios provoca cambios en la tasa de fondeo bancario, posteriormente variaciones en la tasa de fondeo afectan la producción global y por último el nivel de precios.

De manera análoga a los autores Amisano y Giannini (1997) partimos de un modelo SVAR que relaciona dos grupos de variables macroeconómicas. En primer lugar definimos (M_t) como un vector de instrumentos

de política que contiene información sobre la conducción de la política monetaria y donde los indicadores a considerar son: tasa de fondeo bancario (FB_t), reservas monetarias totales (RT_t) y reservas monetarias no prestables (RNP_t).¹⁰ En este caso, $\mathbf{M}_t = [FB_t, RT_t, RNP_t]'$ es un vector de dimensión (3x1). La relación anterior parte del supuesto de exogeneidad en los instrumentos de política monetaria del banco central.

En segundo orden, (\mathbf{Y}_t) es un vector de variables macroeconómicas “no controlables” que son afectadas por la conducción monetaria, a saber, actividad económica, precios al consumidor y precios de mercancías.¹¹ El índice global de actividad económica ($IGAE_t$) se utiliza como variable *proxy* del producto global; los precios al consumidor se capturan vía el índice nacional de precios al consumidor ($INPC_t$) y los precios de las mercancías vía el índice general de precios de mercancías (PM_t). Así, tenemos que $\mathbf{Y}_t = [IGAE_t, INPC_t, PM_t]'$ es un vector de dimensión (3x1).

La dependencia entre ambos grupos de variables es capturada por una matriz \mathbf{A} simétrica de relaciones contemporáneas y $\mathbf{C}(\mathbf{L})$ una matriz simétrica de orden finito que captura la información para los distintos rezagos del modelo. Por su parte, $\mathbf{v}_t \equiv \begin{pmatrix} v_t^y \\ v_t^m \end{pmatrix}$ es un vector de términos de innovación o de ruido blanco, los cuales se interpretan como choques no anticipados en el modelo¹² y donde sus respectivos mecanismos de propagación son capturados por la matriz simétrica \mathbf{B} . Dado que \mathbf{B} es una matriz no diagonal, una innovación en determinada variable puede afectar de mane-

10 Con base en la propuesta de Chowdhury y Schabert (2008), se utiliza la base monetaria como variable *proxy* de las reservas monetarias no prestables (RNPT). Para las reservas prestables (RTt) se utiliza la definición del Banco de México. En la sección 4.1 se detallan las fuentes de información.

11 En inglés, Bernanke y Mihov (1998) se refieren a este vector como el vector de “*non-policy variables*”.

12 En otras palabras, v_t es un proceso de ruido blanco si cumple las siguientes propiedades: a) $E[v_t] = 0 \forall t$, b) $var[v_t] = \sigma^2 \forall t$, c) $cov[v_t, v_{t'}] = 0 \forall t \neq t'$.

ra contemporánea a una o más variables en el sistema. El modelo SVAR descrito arriba se representa como sigue:

$$A \begin{pmatrix} Y_t \\ M_t \end{pmatrix} = C(L) \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ M_{t-1} \end{pmatrix} + B \begin{pmatrix} v_t^Y \\ v_t^M \end{pmatrix} \quad (1)$$

El modelo VAR en su forma reducida se obtiene pre-multiplicando (1) por la matriz inversa de relaciones contemporáneas (A^{-1}):

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ M_t \end{pmatrix} = A^{-1}C(L) \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ M_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^Y \\ u_t^M \end{pmatrix} \quad (2)$$

En el sistema (2) u_t representa el vector de innovaciones en su forma reducida. Concretamente, u_t^Y y u_t^M representan los choques exógenos de variables “no controlables” y en variables de política monetaria, respectivamente. Las restricciones de corto plazo son impuestas sobre las ecuaciones que relacionan los términos de innovación en su forma reducida y el vector de choques estructurales v_t . Al seguir el esquema de Amisano y Giannini (1997) obtenemos:¹³

$$\begin{pmatrix} u_t^Y \\ u_t^M \end{pmatrix} = A^{-1}B \begin{pmatrix} v_t^Y \\ v_t^M \end{pmatrix} \quad (3)$$

O de manera simplificada:

$$u_t = A^{-1}Bv_t \quad (4)$$

13 Se parte del supuesto que los elementos del vector u_t son ortonormales, es decir, presentan las siguientes propiedades: no autocorrelación, varianza unitaria y valor esperado cero. Esta forma de identificación es a la que Lütkepohl (2005) denomina modelo AB , en la que se formula un sistema de ecuaciones para los residuales del VAR en su forma reducida, en lugar de ser formulado directamente para las variables observadas.

donde A y B representan matrices simétricas de orden $(K \times K)$ de parámetros en el modelo; u_t es un vector de innovaciones en forma reducida y de orden $(K \times 1)$, donde $u_t \sim NID(0, \Sigma)$; y $E[u_s u_t'] = 0_K$ para toda $s \neq t$, y $\Sigma = E(u_s u_s')$ es la matriz de varianza-covarianza. Por otra parte, v_t es un vector de choques estructurales ortogonales de orden $(K \times 1)$ donde $v_t \sim NID(0, 1_K)$ y $E[v_s v_t'] = 1_K$ para toda $s \neq t$. De (4) podemos derivar la relación entre la matriz de varianza-covarianza del término de error u_t (observables) y la matriz de varianza-covarianza de choques estructurales v_t (no observables):

$$\begin{aligned}\Sigma &= E(u_t u_t') = E(A^{-1} B v_t v_t' B' A^{-1'}) \\ &= A^{-1} B E(v_t v_t') B' A^{-1'} = A^{-1} B I_K B' A^{-1'} = A^{-1} B B' A^{-1'}\end{aligned}\quad (5)$$

La identificación del modelo se obtiene mediante la imposición de restricciones en las matrices A y B . En (5) tenemos que $\Sigma = (A^{-1} B B' A^{-1'})$ es una matriz simétrica no diagonal y definida positiva con $K(K+1)/2$ momentos independientes, donde K es el número de variables endógenas en el modelo; y a su vez, es el número total de parámetros en el modelo de las matrices A y B . La condición de orden para la identificación requiere de al menos $2K^2 - K(K+1)/2$ restricciones para identificar los elementos de las matrices A y B .¹⁴

Dado que B es una matriz con K elementos en la diagonal principal, el número total de parámetros libres de información se deriva de la condición $K(K+1)/2 - K = K(K-1)/2$ que es precisamente el máximo número de coeficientes que pueden ser estimados en la matriz A .

14 La anterior condición hace que el número de ecuaciones sea igual al número de incógnitas en el sistema. Véase Favero (2001).

El siguiente paso consiste en describir las ecuaciones que relacionan los términos de innovaciones en su forma reducida (u_t^M) de la ecuación (3). De acuerdo con la metodología de Bernanke y Mihov (1998), partimos de un modelo de mercado de reservas prestables que reproduce la función de reacción del banco central. Las ecuaciones (6) a la (9) representan las relaciones entre los residuales del modelo VAR en su forma reducida y las innovaciones o choques aleatorios del modelo VAR estructural.¹⁵

$$u_D^{RT} = -\alpha u^{FB} + v^D \quad (6)$$

$$u_O^{RT} = u^{RP} + u^{RNP} \quad (7)$$

$$u^{RP} = \beta(u^{FB} - u^{DES}) + v^B \quad (8)$$

$$u^{RNP} = \phi^D v^D + \phi^B v^B + v^S \quad (9)$$

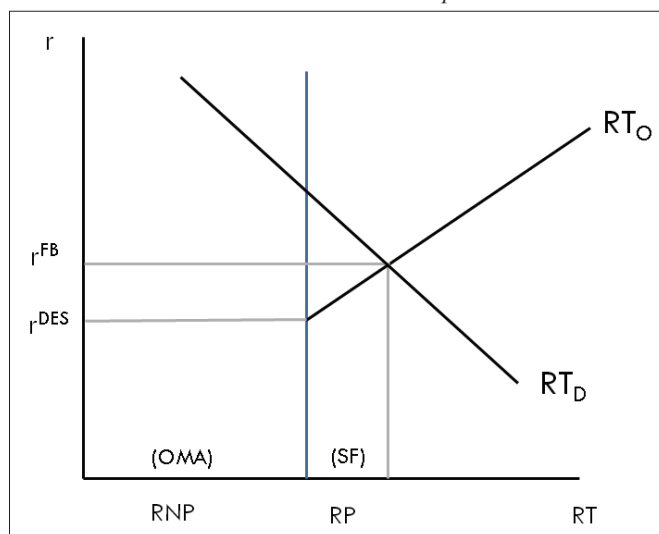
Las ecuaciones (6) y (7) son las ecuaciones de demanda (u_D^{RT}) y oferta (u_O^{RT}) de reservas monetarias expresadas en términos de innovaciones. Al seguir los lineamientos de una función de demanda, las innovaciones de demanda de reservas se relacionan negativamente con las innovaciones sobre la tasa de fondeo bancario (u^{FB}) o costo de oportunidad de mantener el dinero, más un término de perturbación de demanda (v^D).

A su vez, la innovaciones en la oferta reservas monetaria totales (u_O^{RT}) considera dos componentes, innovaciones en las reservas monetarias prestables (u^{RP}), donde se encuentra el sistema financiero como los préstamos interbancarios, e innovaciones en las reservas monetarias no

15 En otras palabras, estas ecuaciones representan las condiciones necesarias impuestas a los elementos en las A y B para la identificación del modelo VAR estructural. .

prestables (u^{RNP}) o monto que el banco central controla a través de operaciones de mercado abierto. Los cambios en estos dos componentes de (u_o^{RT}) son capturados por las ecuaciones (8) y (9). La ecuación (8) indica que las reservas prestables (u^{RP}) dependen del diferencial entre el costo de adquirir las reservas, es decir, de la diferencia entre la tasa de fondeo bancario (u^{FB}) y la remuneración que el sistema financiero ofrece a los préstamos interbancarios en la ventanilla de descuento (u^{DES}), más un término de perturbación estructural (v^B). Por sencillez, se parte del supuesto de que los movimientos en la ventanilla de descuento son perfectamente anticipados, es decir, ($u^{DES}=0$). Estas relaciones se presentan en la siguiente gráfica.¹⁶

Gráfica 1
Modelo de reservas monetarias prestables



Nota: (OMA) corresponde a las operaciones de mercado abierto y (SF) a sistema financiero.
Fuente: Elaboración propia basado en Bernanke y Mihov (1998).

16 El modelo de reservas monetarias prestables establece que un aumento en la tasa de interés (en este caso la tasa de fondeo bancario) eleva la cantidad que se está dispuesto a prestar; por tanto, la curva de oferta de fondos prestables (en este caso la oferta de reservas monetarias prestables) tiene pendiente positiva. Por el contrario, una disminución en la tasa interés (o tasa de fondeo bancario) disminuye la cantidad que se está dispuesto a pedir prestado, por tanto, la curva de demanda de fondos prestables (o demanda de reservas monetarias) tiene pendiente positiva. Los coeficientes ($\beta > 0$) y ($\alpha < 0$) capturan esta relación.

Finalmente, la ecuación (9) propone que las innovaciones de las reservas monetarias no prestables (u^{RNP}) responden ante choques en el demanda de reservas monetarias totales (v^D) y choques en las reservas monetarias prestables (v^B), donde la magnitud respectiva de los impactos está dada por los coeficientes (φ^D) y (φ^B), respectivamente. Por ejemplo, si el banco central no tuviera capacidad de respuesta o no monitoreara el funcionamiento del mercado de reservas, los coeficientes (φ^D) y (φ^B) tomarían valor de cero para cada caso. De este modo, las reservas monetarias no prestables (u^{RNP}) dependen de una combinación de los diferentes choques del mercado y del choque de política monetaria (v^S), el cual estamos interesados en identificar.

En equilibrio se cumple que $(u^{RT}_t) = (u^{RT}_t)$, por lo que al resolver las ecuaciones del modelo en términos de las reservas totales, tasa de fondeo bancario y reservas no prestables obtenemos el sistema SVAR en su forma estructural ($u_t = A^{-1}Bv_t$) Expresado en forma matricial:

$$u_t = \begin{pmatrix} u^{RT} \\ u^{FB} \\ u^{RNP} \end{pmatrix} = A^{-1}Bv_t = \begin{pmatrix} \alpha - \beta\varphi^D / \alpha + \beta & \beta(1 - \varphi^D) / \alpha + \beta & -\beta / \alpha + \beta \\ -(1 - \varphi^P) / \alpha + \beta & 1 - \varphi^D / \alpha + \beta & -1 / \alpha + \beta \\ \varphi^B & \varphi^D & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} v^D \\ v^B \\ v^S \end{pmatrix} \quad (10)$$

En la matriz anterior los choques de política monetaria pueden representarse como una combinación específica de las innovaciones estructurales de la demanda de reservas totales (v^D), de la tasa de fondeo bancario (v^B) y de las reservas no prestables (v^S).

Adicionalmente, la especificación del SVAR también considera los siguientes supuestos: a) el banco central tiene información contemporánea de los valores de las variables “no controlables”, lo que implica que las variables de política monetaria deben ser ordenadas al último en el sistema; b) las variables macroeconómicas no reaccionan de forma simultánea

ante cambios en las variables monetarias, no obstante, la retroalimentación simultánea en sentido inverso es válida y c) se supone ortogonalidad en las perturbaciones estructurales del modelo.

Si combinamos las ecuaciones de la matriz en ecuación (10) que reflejan el comportamiento del banco central (M_t) y su relación con las variables macroeconómicas “no controlables” (Y_t) que son afectadas por la conducción monetaria obtenemos el sistema definido en la ecuación (4):

$$\begin{aligned}
 Au_t &= \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & \alpha \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & 1 & -1 & \beta \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^{IGAE} \\ u_t^{IPM} \\ u_t^{INPC} \\ u_t^{RT} \\ u_t^{RNP} \\ u_t^{FB} \end{pmatrix} \\
 &= \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \varphi^D & \varphi^B & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} v_t^{NP} \\ v_t^{NP} \\ v_t^{NP} \\ v_t^D \\ v_t^B \\ v_t^S \end{pmatrix} = Bv_t
 \end{aligned} \tag{11}$$

El sistema anterior tiene dos aspectos a considerar. Primero, las ecuaciones de las primeras tres filas corresponden a las variables “no controlables”. Nótese que para este grupo la ortogonalización de las innovaciones sigue una estructura recursiva de descomposición de *Cholesky*.¹⁷

17 La descomposición de *Cholesky* consiste en eliminar la correlación contemporánea entre las innovaciones (u_t) del sistema. El método consiste en transformar el vector (u_t) en un vector (v_t) de la matriz de covarianzas Σ , donde $\Sigma = \text{var}(u_t)$. Esta descomposición nos

De este resultado tenemos que (v_{it}^{NP}) para $(i=1,2,3)$ representa los choques en variables “no controlables”. Con lo anterior, y al ver la correspondencia entre los elementos de Au_t y Bv_t , tenemos que:

$$u_t^{IGAE} = v_{1t}^{NP} \quad (11.1)$$

$$u_t^{IPM} = -(a_{21}u_t^{IGAE}) + v_{2t}^{NP} \quad (11.2)$$

$$u_t^{INPC} = -(a_{31}u_t^{IGAE} + a_{32}u_t^{IPM}) + v_{3t}^{NP} \quad (11.3)$$

La ecuación (11.1) es una función de la producción real en la economía (u^{IGAE}); donde las innovaciones en la producción se explican únicamente por choques en las variables “no controlables” (v_{it}^{NP}). La ecuación (11.2) representa la función del índice de precios de las mercancías (u^{IPM}), donde las innovaciones en los precios responden a innovaciones en el producto global (u^{IGAE}) más un choque de variables “no controlables” (v_{2t}^{NP}). Como apunta Torres (2002), la inflación y el producto son las variables macroeconómicas que mejor describen el desempeño general de la economía –descripción conjunta de la demanda y la oferta agregada.

Por último (11.3), es la función del índice de precios al consumidor (u^{INPC}), donde se muestra que éste responde a innovaciones en la producción (u^{IGAE}), innovaciones en los precios de las mercancías (u^{IPM}), más choques en variables “no controlables” (v_{3t}^{NP}). El hecho de incluir el nivel de producción en ambas ecuaciones de precios implica que aumentos no anticipados en el nivel de la actividad económica, *ceteris paribus*, reducen la inflación y viceversa (Cuevas, 2009).

genera una matriz inferior (G) tal que $GG'=\Sigma$. Como consecuencia $G^{-1}\Sigma G^{-1}=I_K$.

El segundo aspecto a considerar en el sistema expresado en (11) es que, igual que en Bernanke y Mihov (1998), las restantes tres ecuaciones del sistema requieren de ciertas restricciones para la identificación completa del modelo. Dado que tenemos ($K=6$) variables, $AB = 2K^2 = 72$ es el número total de parámetros y $\sum = K(K + 1)/2 = 21$ es el número parámetros independientes en A . Por tanto, la condición de identificación requiere de, al menos, $AB - \sum = 51$ restricciones. Al ser B una matriz con $K=6$ elementos en la diagonal principal, encontramos que $K(K + 1)/2 - K = 15$, que es el número máximo de coeficientes a estimar.

Nótese que $[(AB = 72) - (\sum = 21) = 51] > [(\sum = 21) + (B = 29) = 50]$. Por tanto, para obtener un sistema perfectamente identificado es necesario fijar al menos un parámetro en la matriz B . Antes de imponer restricciones deben contemplarse dos condiciones fundamentales: primero, identificación exacta del sistema y segundo, la estructura de correlaciones contemporáneas debe ser consistente con el manejo operativo de la política monetaria por parte del banco central. Con base en las propuestas de identificación de Bernanke y Mihov (1998) es posible utilizar el sistema en (11) para derivar los regímenes monetarios que se presentan a continuación.¹⁸

3.1. Régimen de tasa de fondeo bancario (FB):

Bernanke y Binder (1992)

Si el banco central fija como meta operativa la tasa de fondeo bancario, la institución monetaria neutraliza completamente los choques de mercado ocurridos en la demanda de reservas totales (u_B^{RT}) y reservas prestables (u^{RP}), tal que ($\phi^D=1$) y ($\phi^B=-1$). El choque de política monetaria se obtiene

¹⁸ Algunos de estos regímenes monetarios ya han sido abordados por la literatura empírica, ver Bernanke y Blinder (1992), Sims (1992), Christiano y Eichenbaum (1992), Strongin (1995), entre otros.

a partir de $v^S = -(\alpha + \beta) u^{FB}$. En este caso, la función de reacción del banco central es proporcional a las innovaciones en la tasa de fondeo bancario. En la práctica, este escenario es consistente con el diseño actual de la política monetaria del Banco de México. Las ecuaciones estructurales a determinar son, por tanto:

$$u_t^{FB} = -(\alpha/\alpha + \beta)v_t^S \quad (12.a)$$

$$u_t^{RT} = v_t^D + (\alpha/\alpha + \beta)v_t^S \quad (12.b)$$

$$u_t^{RNP} = v_t^D + v_t^S - v_t^B \quad (12.c)$$

3.2. Régimen de reservas no prestables (RNP):

Christiano y Eichenbaum (1992)

Esta identificación supone que el choque de política monetaria responde únicamente a cambios ocurridos en las reservas no prestables (u^{RNP}). En este caso los parámetros $\varphi^D = 0$ y $\varphi^B = 0$, y la función de reacción sería $v^S = u^{RNP}$.

$$u_t^{FB} = (1/\alpha + \beta)v_t^D - (1/\alpha + \beta)v_t^S - (1/\alpha + \beta)v_t^B \quad (13.a)$$

$$u_t^{RT} = (\beta/\alpha + \beta)v_t^D + (\alpha/\alpha + \beta)v_t^S + (\alpha/\alpha + \beta)v_t^B \quad (13.b)$$

$$u_t^{RNP} = v_t^S \quad (13.c)$$

3.3. Régimen de reservas monetarias totales (*RT/RNP*):

Strongin (1995)

Este régimen supone que $\alpha = 0$ y $\varphi^B = 0$; en otras palabras, la demanda de reservas totales (u_t^{RT}) es independiente de choques en la tasa de fondeo bancario (u_t^{FB}) y el banco central no tiene respuesta a choques en las reservas prestables (u_t^{RP}). Para este régimen la regla de política depende de innovaciones en la demanda de reservas totales (u_t^{RT}) y reservas no prestables (u_t^{RNP}), donde estas últimas son ortogonales. $v_t^S = -\varphi^D u_t^{RT} + u_t^{RNP}$ expresa dicha función.

$$u_t^{FB} = (1 - \varphi^D / \beta) v_t^D - (1/\beta) v_t^S - (1/\beta) v_t^B \quad (14.a)$$

$$u_t^{RT} = v_t^D \quad (14.b)$$

$$u_t^{RNP} = \varphi^D v_t^D + v_t^S \quad (14.c)$$

3.4. Régimen de reservas monetarias prestables (*RP*)

La cantidad de reservas monetarias prestables (*RP*) es otro instrumento potencial de política monetaria, dada las siguientes restricciones $\varphi^D = 1$ y $\varphi^B = \alpha / \beta$. Es decir, se parte del supuesto que el banco central neutraliza los choques ocurridos en la demanda de reservas totales. En este caso, la función de reacción de política sería $v_t^S = -(1 + \alpha / \beta)(u_t^{RT} - u_t^{RNP})$.

$$u_t^{FB} = (1 - \varphi^D / \beta) v_t^D - (1/\beta) v_t^S - (1/\beta) v_t^B \quad (15.a)$$

$$u_t^{RT} = v_t^D \quad (15.b)$$

$$u_t^{RNP} = \phi^D v_t^D + v_t^S \quad (15.c)$$

3.5. Identificación exacta (JI) régimen

Por último, si precisamos $\alpha = 0$, derivamos un sistema perfectamente identificado —como recordaremos, el modelo base está sobre-identificado por una restricción—. Esta especificación supone que la demanda de reservas totales (u_B^{RT}) es inelástica a cambios en la tasa de fondeo bancario (u^{FB}) en el corto plazo. El interés de estimar un modelo con identificación exacta es contrastar sus resultados *versus* regímenes monetarios alternativos.

El cuadro 1 resume los regímenes monetarios a estimar, el valor asignado en los coeficientes para la identificación del modelo en cada régimen, así como su signo esperado. La última columna (v^S) expresa la función de reacción de política monetaria correspondiente.

Cuadro 1
Regímenes monetarios y función de reacción de política monetaria

Regimen monetario	(β)	Signo esperado	(α)	Signo esperado	(ϕ^D)	Signo esperado	(ϕ^B)	Signo esperado	(v^S)
FB	libre	+	libre	-	1		-1		
RNP	libre	+	libre	-	0		0		$-(\alpha+\beta) u^{FB}$
RT/RNP	libre	+	0		libre	+	0		u^{RNP}
RP	libre	+	libre	-	libre	+			$-\phi^D u^{RT} + u^{RNP}$
JI	libre	+	0		libre	+	libre	-	$-(1+\alpha\beta)(u^{RP})$

Fuente: Elaboración propia con base en Bernanke y Mihov (1998).

En este cuadro la interpretación de los coeficientes es la siguiente: (β) mide la respuesta de las reservas monetarias prestables (u^{RP}) ante innovaciones en la tasa de fondeo bancario. Se espera que ($\beta > 0$), en otras palabras, aumentos en las reservas prestables se asocian con choques po-

sitivos en la tasa de fondeo bancario. A su vez (α) mide la respuesta de la demanda de reservas totales (u_D^{RT}) ante choques en la tasa de fondeo bancario; en este caso un choque positivo en la tasa de fondeo reduce la demanda de reservas totales, por tanto ($\alpha < 0$).

En relación con los parámetros (φ^D) y (φ^B) se espera que de acuerdo con cada proceso operativo el banco central anule los choques de mercado ocurridos en la demanda de reservas monetarias totales (u_D^{RT}) y reservas monetarias prestables (u^{RP}). El signo esperado sería ($\varphi^D < 1$) y ($\varphi^B < -1$), respectivamente, para los regímenes donde los coeficientes se definen como parámetros endógenos.

4. ESTIMACIONES DEL MODELO SVAR

4.1. Análisis de integración de las series

La estimación del modelo autorregresivo estructural SVAR de la ecuación (11) se realiza con información mensual de enero de 1995 a diciembre de 2012, lo que implica que se tienen 216 observaciones en total. Las series de interés son:

1) Tasa de fondeo bancario (FB_t): corresponde a la tasa promedio ponderada de las operaciones realizadas en directo y en reporto al plazo de un día, comprende pagarés bancarios, aceptaciones bancarias y certificados del depósito que hayan sido liquidados. Fuente: Banco de México.

2) Reservas monetarias totales (RT_t): corresponde al total de recursos del Banco de México, está compuesto principalmente por las reservas internacionales, los créditos a instituciones públicas y privadas, valores de gobiernos extranjeros de alta liquidez y solvencia y la participación en instituciones financieras multinacionales (FMI, BM, BID, etc.). Fuente: Banco de México.

3) Reservas monetarias no prestables (RNP_t): con base en la propuesta de Chowdhury y Schabert (2008) se utiliza como variable *proxy* la base monetaria. Como sugiere Cuevas (2009), el Banco de México ejerce un control más eficiente sobre esta variable que sobre cualquiera de los agregados monetarios. Por sus usos, la base monetaria se define como la suma de billetes y monedas en circulación más el saldo neto acreedor de las cuentas corrientes que el Banco de México lleva a las instituciones de crédito. Fuente: Banco de México.

4) Índice global de actividad económica ($IGAE_t$): se utiliza como *proxy* del producto global con periodicidad mensual. El IGAE se expresa mediante un índice de volumen físico (2003=100). El IGAE incorpora información preliminar y no incluye la totalidad de las actividades que integran el PIB trimestral, por lo que debe considerarse como un indicador de tendencia o dirección de la economía mexicana en el corto plazo. Para las estimaciones se trabaja con la serie desestacionalizada. Fuente: INEGI.

5) Índice nacional de precios al consumidor ($INPC_t$): representa la tasa de inflación medida a través del índice de precios al consumidor. Fuente: INEGI.

6) Índice general de precios de mercancías (PM_t): mide la variación de los precios de canastas de bienes y servicios representativas de la producción en la economía nacional. Fuente: INEGI.

Antes de pasar a la estimación del modelo SVAR es necesario determinar el orden de integración de las series, el cuadro 2 presenta los resultados de las pruebas de raíces unitarias para las variables utilizadas, mediante los estadísticos de *Phillips-Perron* (1988) (PP) y *Dickey-Fuller Aumentada* (1981) (DFA).¹⁹

19 Adicionalmente se realizaron un conjunto de pruebas de Durbin-Watson sobre la regresión de cointegración (DWRC), con las series expresadas en niveles. Al respecto se encontró que el estadístico d de Durbin-Watson DW es mayor que los valores críticos de

Cuadro 2
Pruebas de raíz unitaria (1995:01-2012:12)

<i>Serie</i>	<i>Phillips Perron (PP)</i> (<i>Ho: raíz unitaria</i>)			<i>Augmented Dickey-Fuller (DFA)</i> (<i>Ho: raíz unitaria</i>)						<i>Orden de integración</i>
	<i>z(rho)</i>			<i>1 %</i>	<i>5 %</i>	<i>10 %</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Const.</i>	<i>Tend.</i>	
$IGAE_t$	-51.31 ***		-4.002	-3.435	-3.135	-4.623 ***		Sí	Sí	I(1)
IPM_t	-6.97 ***		-4.002	-3.435	-3.135	-3.530 **		No	Sí	I(1)
$INPC_t$	-12.19 ***		-4.002	-3.435	-3.135	-3.930 **		No	Sí	I(1)
FB_t	-40.71 ***		-4.004	-3.435	-3.135	-3.949 ***		Sí	Sí	I(1)
RT_t	-26.15 ***		-4.002	-3.435	-3.135	-3.668 **		Sí	Sí	I(1)
RP_t	-12.97 ***		-4.002	-3.435	-3.135	-2.299 ***		Sí	Sí	I(1)

Nota: Indica rechazo de hipótesis nula: (*) a 10%, (**) a 5% y (***) a 1% de significancia.
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI y Banxico.

Los resultados de las pruebas (*PP*) y (*ADF*) confirman que las series ($IGAE_t$), (PM_t), ($INPC_t$) y (FB_t) son estacionarias en primeras diferencias. Para el caso de las series (RT_t), (RP_t), también se encuentra que el orden de integración de las series es I(1).

4.2. Parámetros estructurales SVAR de los regímenes monetarios

En correspondencia con los cambios institucionales en la conducción de la política monetaria en México, el ejercicio se realiza para tres periodos; el primero, para el total de la muestra de enero de 1995 a diciembre de 2012; el segundo, para el periodo de régimen de objetivo de saldos monetarios acumulados de enero de 1995 a enero de 2008 y el tercero, de enero de 2008 a diciembre de 2012, cuando el banco central abandona el régimen de

Engle y Granger. De ahí que la hipótesis nula (*Ho: no cointegración*) se rechaza.

saldo acumulado y adopta como instrumento operacional la tasa de interés interbancaria a un día o tasa de fondeo bancario.²⁰

Como se propone en Bernanke y Mihov (1998), la estimación del sistema definido en (11) según el régimen monetario se estima en dos etapas. Primero se obtienen los residuos del SVAR mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y posteriormente, a partir de la matriz de covarianzas de los residuos de la forma reducida, se procede a recuperar los parámetros estructurales para cada modelo a través de un procedimiento de máxima versosimilitud, con toda la información disponible (*FIML: Full Information Maximum Likelihood*).²¹

El cuadro 3 muestra los resultados para cada ejercicio. La primera columna indica el periodo correspondiente y la segunda el régimen de política monetaria. Enseguida se indican los coeficientes estimados y sus errores estándar (ES) respectivos; por último, (OIR) corresponde a la prueba *ji-cuadrada* de identificación correcta del modelo, donde la hipótesis nula indica que las restricciones son válidas. Los valores en negritas indican los casos donde no se rechaza la hipótesis nula a 5% de significancia.

20 Si bien es cierto que Gaytán y González (2006) observan un cambio estructural en el mecanismo de transmisión monetaria en enero de 2001, año que coincide con la adopción formal del esquema de objetivos de inflación, un análisis de cambio estructural para el periodo de estudio a partir de la metodología de Clemente y Montañez (1998) indica que las variables de series índice de precios de las mercancías (IPM) e índice de precios al consumidor (INPC) observan cambio estructural en noviembre y octubre de 2008, respectivamente. De ahí que el ejercicio se realice para los periodos propuestos. El anexo 1 presenta las pruebas de cambio estructural para las series índice de precios de las mercancías (IPM) e índice de precios al consumidor (INPC).

21 Véase Amisano y Giannini (1997). Para la estimación del SVAR se sigue el código de programación en RAT's de Doan (2008). Para los ejercicios empíricos se trabaja con una estructura de un rezago para cada periodo siguiendo los HQIC: criterio de información de Hannan and Quinn. SBIC: criterio de información bayesiano de Schwarz>s. El anexo 2 reporta la información estructura de rezagos del modelo SVAR.

La interpretación de los resultados se presenta en el siguiente orden. En primer lugar se describen los valores obtenidos para los coeficientes (β) , (α) , (ϕ^D) y (ϕ^B) en forma individual, se hace énfasis en los casos donde se consideran endógenos, y en segundo lugar se detallan los resultados individuales para los regímenes monetarios identificados.

Cuadro 3
Coefficientes estructurales según régimen monetario

Periodo	Regla de política monetaria	beta (β)	ES	alpha (α)	ES	phi(δ) (ϕ^D)	ES	phi(b) (ϕ^B)	ES	OIR
1995:01-2012:12	FB	0.008 ***	0.001	-0.002 *	0.001	1		-1		0.073
	RNP	0.017 ***	0.002	0.025 ***	0.006	0		0		0.000
	RT/RNP	0.046 ***	0.007	0		0.746 ***	0.065	0		0.951
	RP	0.046 ***	0.007	-0.002 **	0.001	1	0	a/β		0.000
	Jl	0.035	6.299	0		0.788 ***	0.055	-0.002 ***		0.003
1995:01-2008:01	FB	0.013 ***	0.002	-0.003 **	0.001	1	0	-1		0.003
	RNP	0.031 ***	0.004	0.008 ***	0.002	0	0	0		0.000
	RT/RNP	0.042 ***	0.005	0		0.605 ***	0.103	0		0.799
	RP	0.042 ***	0.005	-0.003 **	0.001	1	0	a/β		0.003
	Jl	0.038 ***	0.014	0		0.605 ***	0.097	-0.049 ***		0.205
2008:01-2012:12	FB	0.043 *	0.026	-0.026 **	0.026	1	0	-1		0.002
	RNP	0.180 ***	0.026	0.199 ***	0.025	0	0	0		0.000
	RT/RNP	0.806 *	0.474	0		0.565 ***	0.127	0		0.765
	RP	0.806 *	0.478	-0.026	0.026	1	0	a/β		0.002
	Jl	0.058	0.588	0		0.565 ***	0.114	-0.028 ***		0.119

Notas: Número de observaciones: 201, 145, 50, respectivamente, para cada periodo y subperiodo.

(*) significativo a 10%, (**) significativo a 5% y (***) significativo a 1%.

(ES) Error estándar del coeficiente. (LR) Prueba de hipótesis de identificación del modelo (H0: Restricciones son válidas). Los valores en negritas indican que no se rechaza la hipótesis nula al 5 por ciento de significancia.

Fuente: Elaboración propia con datos de Banxico e INEGI.

En relación con coeficiente (β), que mide la respuesta de las reservas prestables a choques en la tasa de fondeo bancario, encontramos que se cumple ($\beta > 0$) para los cinco modelos considerados. En otras palabras, choques positivos en la tasa de fondeo bancario tienden a incrementar el nivel de reservas prestables (u^{RP}) en la economía. Asimismo, también se encuentra que choques positivos en la tasa de fondeo bancario (u^{FB}) contraen la demanda por reservas totales (u_B^{RT}), como era de esperarse, es decir, se encuentra que ($\alpha < 0$) para los modelos en cuestión, excepto para el régimen de (RNP).

Nótese que para el subperiodo (2008:01-2012:12) la tasa de fondeo bancario presenta una mayor elasticidad en relación con el primer sub-periodo (1995:01-2008:01), lo cual resulta consistente con el cambio de régimen de saldos monetarios acumulados a una tasa de fondeo bancario a partir de 2008. En cuanto a los coeficientes restantes, encontramos que también se satisface ($\phi^D > 1$) y ($\phi^B < 1$) para los regímenes donde se definen como endógenos, evidencia que apunta hacia el control restrictivo del banco central y respuesta de la política monetaria ante diferentes choques inflacionarios.

En relación con los regímenes monetarios se observan varios resultados interesantes. Por ejemplo, encontramos que los coeficientes son robustos y presentan implicaciones cualitativas similares, además, en la mayoría de los ejercicios se satisfacen las condiciones de sobre-identificación, esto indica evidencia de que las restricciones de identificación adicionales son válidas.

Para las reglas de política monetaria del banco central, si se parte de la hipótesis que el banco central monitorea continuamente la evolución del mercado de reservas, como supone el régimen de tasa de fondeo bancario (FB) y en menor medida el régimen de reservas prestables (RP) –coeficientes ($\phi^D = 1$, $\phi^B = -1$) y ($\phi^D = 1$, $\phi^B = \alpha/\beta$)– respectivamente, se encuentra que la tasa de fondeo bancario reduce significativamente los choques ocu-

rridos en el mercado de reservas monetarias. Estos resultados sugieren que la variable con la que interviene el banco central en el mercado de reservas prestables es la tasa de fondeo bancario.²²

Para el régimen de reservas monetarias totales (RT/RNP), los coeficientes también resultan estadísticamente significativos y con el signo esperado. Esta evidencia refrenda la capacidad de la autoridad para controlar mediante operaciones de mercado abierto los choques ocurridos en la oferta de reservas no prestables (u^{RNP}) y en la demanda de reservas totales (u_D^{RT}) en la economía. Un resultado importante de este ejercicio es la magnitud del parámetro (β) para el segundo subperiodo, donde encontramos que la tasa de fondeo bancario aumenta lo suficiente para reducir la demanda por dinero, en comparación con el primer subperiodo.

Por último, los resultados del modelo de identificación exacta (JI) confirman la capacidad de la autoridad monetaria para controlar discrecionalmente la tasa de fondeo bancario en el corto plazo. En este caso –según los parámetros estimados– la autoridad monetaria mueve discrecionalmente la tasa de fondeo bancario y deja que las reservas prestables se ajusten a los choques ocurridos en la demanda de reservas. Nótese que los resultados de ese ejercicio son consistentes con los regímenes monetarios identificados, principalmente, con el régimen de tasa de fondeo bancario (FB).

4.3. Funciones de impulso–respuesta modelo SVAR

Aquí se presentan los resultados de las funciones estructurales de respuesta al impulso para cada uno de los cinco regímenes monetarios. Dado el contexto de estudio, estas funciones proporcionan una medida cuantitativa

22 Nótese que para los regímenes monetarios en cuestión se obtiene ($b > 0$) y estadísticamente significativo.

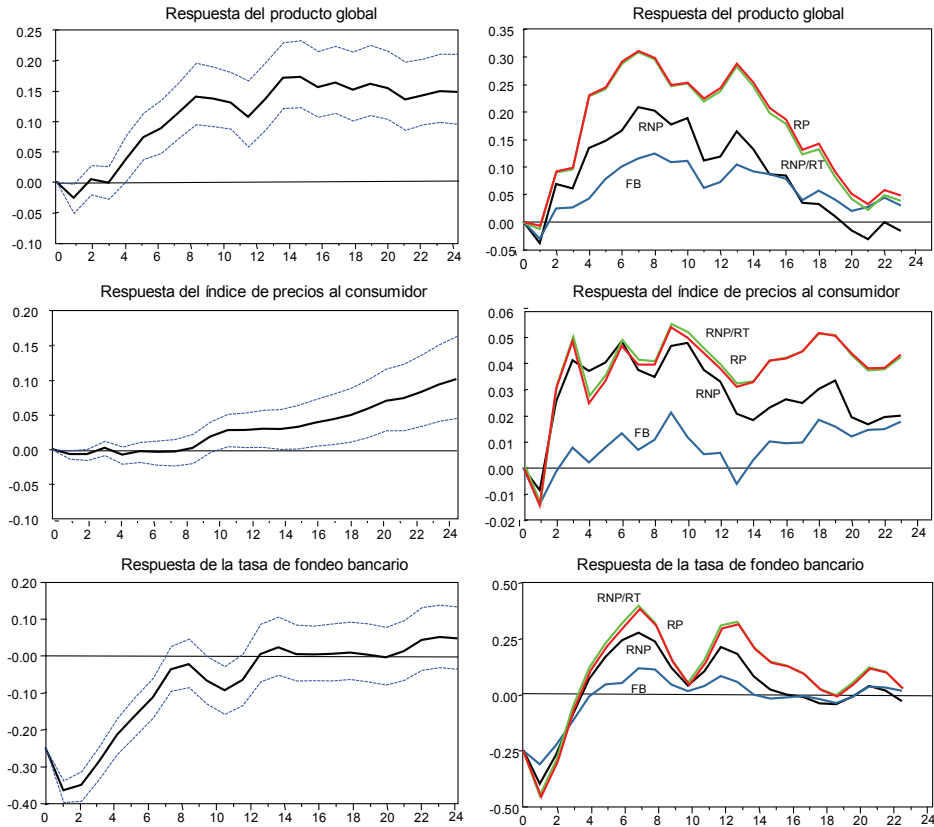
de los efectos dinámicos de los cambios de política monetaria sobre el entorno macroeconómico. Como apuntan Bernanke y Mihov (1998), los choques de política monetaria deben considerarse como mediciones relativamente “limpias”, en el sentido de que cada régimen monetario parte de condiciones específicas para la identificación de las funciones de respuesta del banco central.

Con fines comparativos, el ejercicio supone un choque de política monetaria expansiva medida a través de una reducción en la tasa de fondeo bancario de 25 puntos base para el periodo 1995:01 - 2012:12. Los cálculos se realizan para un horizonte temporal de 24 meses y con un intervalo de confianza a 95% en las bandas de error estándar. Las funciones estructurales expresan la respuesta dinámica de la producción global, del índice de precios al consumidor y de la tasa de fondeo para cada modelo.²³

Las gráficas del panel izquierdo indican la respuesta derivada del modelo de identificación exacta (JI) y, a su vez, las gráficas del panel derecho muestran las funciones estructurales de respuesta al impulso para los cuatro modelos identificados: fondeo bancario (FB), reservas no prestables (RNP), reservas totales (RT/RNP) y reservas prestables (RP).

23 Sólo se consideran estadísticamente significativas los valores de respuesta al impulso cuyo intervalo de confianza excluye al cero en algún punto dentro del horizonte.

Gráfica 2
Choque expansivo de política monetaria



Nota: Intervalo de confianza a 95 por ciento.

Fuente: Elaboración propia con datos de Banxico y del INEGI.

La gráficas de la primera fila muestran la respuesta del producto global, medida a partir del índice global de actividad económica (IGAE). Dado que este indicador no incluye la totalidad de actividades que integran el PIB trimestral, este índice se interpreta como un indicador de tendencia de la producción de la economía en el corto plazo. Para el modelo (JI) encontramos que un choque expansivo de política monetaria tiene un efecto positivo y significativo en el IGAE. Dicha respuesta alcanza su máximo,

que oscila entre 10 y 15 puntos base, hasta 24 meses después del choque. Respecto a los modelos de los regímenes monetarios identificados, una política monetaria expansiva aumenta el indicador de producto global relativamente rápido hasta los primeros siete meses, periodo en el que los cuatro modelos encuentran su máximo. Sin embargo, nótese que después de este aumento sustancial el efecto en el producto global disminuye gradualmente hasta regresar a su tendencia de largo plazo alrededor del veinteavo mes. Otro resultado interesante es la magnitud del choque observado en cada régimen. Por ejemplo, para los regímenes de reservas prestables (RP) y reservas totales (RNP/RT), el máximo es de 30 puntos en el indicador, mientras que los regímenes de reservas no prestables (RNP) y tasa de fondeo bancario (FB) alcanzan máximos de alrededor de 20 y 10 puntos base, respectivamente. Estos resultados son consistentes con la evidencia de Schwartz y Torres (2000) para el periodo de 1996 a 2000, donde observan que un aumento en la tasa de interés nominal es lo suficientemente grande para propiciar una reducción cercana a 0.3% en el PIB después de tres meses, lo que podría sugerir que a través del canal de la tasa de interés, una política monetaria más restrictiva genera una reducción en la demanda agregada.

En lo que corresponde a la respuesta del nivel de precios, nótese que para los cinco regímenes monetarios, la política monetaria expansiva se traduce en presiones inflacionarias, independientemente del régimen analizado. Para el modelo de identificación exacta (JI) se observa que el choque monetario ocasiona presiones inflacionarias alrededor del octavo meses después de ocurrido el choque y, al cabo de dos años, el efecto final es un aumento de cerca de 0.10 puntos porcentuales por encima de su tendencia.

En contraste, se observa que los modelos identificados tienen una respuesta inmediata al choque monetario. Por ejemplo, los regímenes de reservas prestables (RP), reservas totales (RNP/RT) (RP) y reservas no

prestables (RNP), advierten presiones inflacionarias a partir del segundo mes de ocurrido el choque monetario. A su vez, encontramos que el régimen de tasa de fondeo bancario (FB) es el modelo que mejor neutraliza el choque monetario expansivo. En este caso, la respuesta dinámica del índice de precios es un aumento gradual hasta el noveno mes y posteriormente se presenta la reducción en las presiones inflacionarias.

Por último, las gráficas restantes muestran la respuesta dinámica de la tasa de fondeo bancario a una reducción de 25 puntos base en la misma. En lo que respecta al modelo de identificación exacta (JI) se observa un retorno gradual de la tasa de fondeo bancario hacia su nivel de tendencia hasta el doceavo mes de ocurrido el choque. Por el contrario, para los regímenes monetarios (RNP/RT), (RP), (RNP) y (FB) no sólo se observa un retorno de la tasa de fondo hacia su nivel de tendencia en el tercer mes, sino también un aumento de la misma a fin de reducir las presiones inflacionarias derivadas del exceso de demanda de dinero.

De manera general, encontramos que la expansión monetaria no anticipada suscita, de inicio, un descenso en la tasa de fondeo bancario, acompañada de un aumento en el nivel de tendencia de los indicadores de la producción global y del nivel de precios. Nótese que la magnitud de respuesta es diferente de acuerdo con el régimen monetario identificado y, cómo era de esperarse, el régimen de tasa de fondeo bancario (FB) es el modelo con una menor respuesta en la producción e inflación ante choques monetarios.

5. CONCLUSIONES

En años recientes el Banco de México ha enfocado su política monetaria principalmente al cumplimiento de metas de inflación y la procuración de

la estabilidad en precios. La autoridad monetaria ha realizado importantes cambios en la instrumentación monetaria; primero entre los años 1995 y 2007 al operar bajo el esquema de saldos monetarios acumulados y a partir de 2008 con un esquema operacional de tasa de fondeo, régimen que mantiene hasta la fecha.

Al respecto, el trabajo aborda dos aspectos fundamentales de la política monetaria. En primer lugar, se examina si la política monetaria seguida por la autoridad monetaria ha sido exitosa para controlar choques ocurridos en el mercado de dinero y sus efectos en la producción y nivel de precios. En segundo, se identifica un conjunto de variables que, al combinarse, ofrecen una buena aproximación al proceso o régimen, por el cual el banco central compensa los choques monetarios.

Derivado de la metodología SVAR se encuentra que la magnitud de respuesta de la autoridad monetaria depende del régimen monetario operativo seguido. Por ejemplo, si partimos de la hipótesis de que el banco central monitorea continuamente la evolución del mercado de reservas, como sucede en la práctica, tenemos que el régimen operativo de tasas de fondeo bancario es el más eficiente, tanto en la reducción de demanda por dinero, como en el control del nivel de precios.

No obstante estos resultados, es conveniente reconocer que la economía mexicana se asemeja más a una economía pequeña y abierta y, por tanto, que está expuesta a la volatilidad de los mercados financieros internacionales que afectan las tasas de interés locales. En dicho contexto, es de esperar que las autoridades monetarias tomen en cuenta para sus decisiones el entorno internacional, por ejemplo, a través de un seguimiento del tipo de cambio. En otros términos, la dinámica de la economía doméstica en un ambiente de libre movilidad, tanto de capitales como de bienes y servicios, obliga a considerar posibles reacciones de la autoridad monetaria

a choques de naturaleza externa de forma explícita, algo que no es posible dentro del marco expuesto en el presente trabajo. Por ello, una extensión natural de lo aquí señalado debe dirigirse al desarrollo y estimación de modelos que acomoden explícitamente para el caso mexicano las interacciones contemporáneas entre tasas de interés y tipo de cambio.

REFERENCIAS

- Amisano, G. y C. Giannini. 1997. *Topics in Structural VAR Econometrics*. Springer Verlag. New York.
- Banxico. 1994. *Ley del Banco de México*, Diario Oficial de la Federación, México.
- Banxico. 1997. *Informe de actividades del Banco de México*, México.
- Banxico. (2007. *Instrumentación de la política monetaria a través de un objetivo operacional de tasas de interés*, México.
- Baqueiro, A. y O. Sánchez. 2001. *Evidence on the Mechanism of Monetary Policy Transmission in Mexico, Inflation Targeting, Theory Empirical Models and Implementation in Pacific Basic Economies*, The 14th Pacific Basin Central Bank Conference, noviembre 15 - 18, Corea, pp 51-85.
- Barreiro, F., J. Labeaga y F. Mochón. 1999. *Macroeconomía intermedia*, McGraw-Hill, España.
- Bernanke, B. y A. Blinder. 1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, 82(4): 901-921.
- Bernanke, B. y I. Mihov. 1998. "Measuring Monetary Policy", *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3): 869-902.

- Blanchard, O. y D. Quah. 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 79(4): 655-673.
- Blanchard, O. y M. Watson. 1984. Are Business Cycle All Alike? National Bureau of Economic Research. Working Paper Series, núm. 1392.
- Capistrán, C., R. Ibarra Ramírez y M. Ramos-Francia. 2011. El traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios: un análisis para la economía mexicana, Banco de México, documento de investigación, núm. 2011-12.
- Castrillo, D., Mora, C., y C. Torres. (2010). Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria en Costa Rica: Periodo 1991-2007. *Monetaria. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos*. 33(4): 549-599.
- Chiquiar, D., A. Noriega y M. Ramos-Francia. 2007. Un enfoque de series de tiempo para probar un cambio en persistencia de la inflación: la experiencia de México, Banco de México, documento de investigación, núm. 2001-01.
- Chowdhury, I. y A. Schabert. 2008. "Federal Reserve Policy Viewed Through a Money Supply Lens", *Journal of Monetary Economics*, 55(4): 825-834.
- Christiano, L., y M. Eichenbaum. 1992. "Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism", *American Economic Review*, 82(2): 346-353.
- Clarida, R., Galí, J., y M. Gertler. (1999). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics* 115(1): 147-180.
- Cooley, T., y S. LeRoy. 1985. "Atheoretical Macroeconomics: A Critique", *Journal of Monetary Economics*, 16(1): 283-308.
- Cuevas, V. 2009. "The Short-Term Effects of Fiscal Policy in Mexico: An Empirical Study", *Estudios Económicos*, 24(1): 109-144.

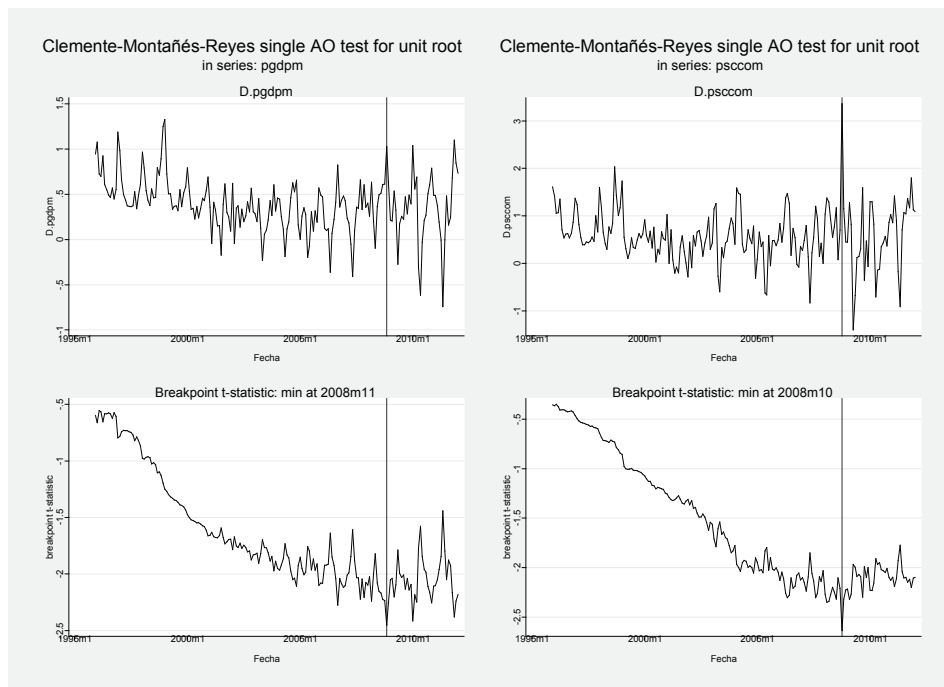
- Díaz de León, A. y L. Greenham. 2001. “Política monetaria y tasas de interés: experiencia reciente para el caso de México”, *Economía Mexicana*, 10(2): 213-258.
- Doan, T. 2008. *RATS User's Manual*, Estima.
- Favero, C. 2001. *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press, New York.
- Franco, M. 2007. El efecto del corto sobre la estructura temporal de tasas de interés en México 2003–2007, Universidad de las Américas, Puebla, tesis de licenciatura.
- Gaytán, A. y J. González. 2006. Structural Changes in the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Mexico: A Non-Linear VAR Approach, Banco de México, documento de investigación, núm. 2006-06.
- Greenham, L. 1997. Mecanismo de transmisión de la política monetaria en México, DF, ITAM, tesis de licenciatura.
- INEGI. Banco de Información Económica (BIE). <http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>
- Johansen, S. 1988. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1): 231-254.
- Kim, S. y N. Roubini. 2000. “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach”, *Journal of Monetary Economics*, 45(3): 561-586.
- Loayza, N. y K. Schmidt-Hebbel. 2002. Monetary Policy Functions and Transmission Mechanisms: An Overview, en N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel (comps.), *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Central Bank of Chile, vol. 1, pp 1-20.
- Lütkepohl, H. 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.

- Martínez, L., O. Sánchez y A. Werner. 2001. Consideraciones sobre la conducción de la política monetaria y el mecanismo de transmisión en México, Banco de México, documento de investigación, núm. 2001-02.
- McCallum, B. 1999. Analysis of the Monetary Transmission Mechanism: Methodological Issues, National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, núm. 7395.
- Messmacher, M., y A. Werner. 2002. “La política monetaria en México: 1950-2000”, *Gaceta de Economía*, 2002-7.
- Ramos-Francia, M. y A. Torres. 2005. Reducing Through Inflation Targeting: The Mexican Experience, Banco de México, documento de investigación, núm. 2005-01.
- . 2006. Inflation Dynamics in Mexico: A Characterization using the New Phillips Curve, Banco de México, documento de investigación, núm. 2006-15.
- Sánchez, A., I. Perrotini, G. Gómez y J. Méndez. 2012. “El canal de transmisión de las tasas de interés en la política monetaria en México”, *Economía: Teoría y Práctica*, 36: 133-154.
- Schwartz, M. y A. Torres. 2000. Expectativas de inflación, riesgo país y política monetaria en México, Banco de México, documento de investigación, núm. 2006-06.
- Shapiro, M. y M. Watson. 1988. Sources of Business Cycle Fluctuations, en F. Stanley (comp.), *NBER Macroeconomic Annual 1988*, MIT Press, pp. 111-148.
- Sidaoui, J. y M. Ramos-Francia. 2008. The Monetary Transmission Mechanism in Mexico: Recent Developments, en *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, Bank for International Settlements, BIS papers No. 35, pp 363-394.

- Sims, C. 1992. “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review*, 36(5): 975-1000.
- . 1980. “Macroeconomics a Reality”, *Econometrica*, 48(1): 1-48.
- Strongin, S. 1995. “The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, 35(3): 463-497.
- Schwartz, M. y A. Torres. 2000. Expectativas de inflación, riesgo país y política monetaria en México, Banco de México, documento de investigación, núm. 2000-6.
- Taylor, J. 1999. A Historical Analysis of Monetary Policy Rules, en J. Taylor (comp.), *Monetary Policy Rules*, The University of Chicago Press.
- Torres, A. 2002. Un análisis de las tasas de interés en México a través de la metodología de reglas monetarias, Banco de México, documento de investigación, num. 2002-11.

ANEXOS

ANEXO 1. PRUEBAS DE CAMBIO ESTRUCTURAL



Nota: Las series se expresan en primeras diferencias, donde: D.PGDPM y D.PSCCOM corresponde a las series índice de precios de las mercancías (IPM) e índice de precios al consumidor (INPC), respectivamente.

Fuente: Elaboración propia con datos de Banxico y del INEGI.

ANEXO 2. ESTRUCTURA DE REZAGOS DEL MODELO SVAR

Periodo	Reza- gos	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
1995:01 a 2012:12	0	-2581.05				55155.6	10.8694	10.8694	10.8694
	1	-2482.21	197.68	25	0.000	26933.2	10.1525	10.3158*	10.5564*
	2	-2455.12	54.19	25	0.001	26402.2	10.1322	10.4588	10.9399
	3	-2415.82	78.603	25	0.000	23003.7	9.9933	10.4833	11.2049
	4	-2383.67	64.292*	25	0.000	21504.5*	9.92392*	10.5773	11.5394
1995:01 a 2008:01	0	-1782.36				29583.4	10.2265	10.227	10.2265
	1	-1681.58	201.56	25	0.000	10478.9	9.18839	9.39598*	9.69928*
	2	-1654.57	54.008	25	0.001	10207.3	9.16094	9.57611	10.1827
	3	-1630.76	47.633	25	0.004	10405.3	9.17715	9.79992	10.7098
	4	-1600.04	61.442*	25	0.000	9675.19*	9.09878*	9.92913	11.1423
2008:01 a 2012:12	0	-1782.36				29583.4	10.2265	10.2265	10.2265
	1	-1681.58	201.56	25	0.000	10478.9	9.18839	9.39598*	9.69928*
	2	-1654.57	54.008	25	0.001	10207.3	9.16094	9.57611	10.1827
	3	-1630.76	47.633	25	0.004	10405.3	9.17715	9.79992	10.7098
	4	-1600.04	61.442*	25	0.000	9675.19*	9.09878*	9.92913	11.1423

Nota: FPE: error de pronóstico de predicción (*Forecast Prediction Error*), AIC: criterio de información de Akaike, HQIC: criterio de información de Hannan and Quinn, SBIC: criterio de información bayesiano de Schwarz's.

Fuente: Elaboración propia con datos de Banxico y del INEGI.