



Economía: Teoría y práctica

ISSN: 0188-8250

etyp@xanum.uam.mx

Universidad Autónoma Metropolitana Unidad

Iztapalapa

México

Sánchez Vargas, Armando; Perrotini Hernández, Ignacio; Gómez, Gabriel; Méndez Méndez, Jonathan
Bruno

EL CANAL DE TRANSMISIÓN DE LAS TASAS DE INTERÉS EN LA POLÍTICA MONETARIA DE
MÉXICO

Economía: Teoría y práctica, núm. 36, enero-junio, 2012, pp. 133-154

Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Iztapalapa

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=281125196005>

- 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

EL CANAL DE TRANSMISIÓN DE LAS TASAS DE INTERÉS EN LA POLÍTICA MONETARIA DE MÉXICO♦

Armando Sánchez Vargas, Ignacio Perrotini Hernández,**
Gabriel Gómez,*** Jonathan Bruno Méndez Méndez*****

RESUMEN

El objetivo de este artículo es determinar empíricamente los principales canales de transmisión de las tasas de interés en México. Lo anterior se lleva a cabo mediante la especificación y estimación de un modelo VAR estructural cointegrado (SVAR) que captura los mecanismos de transmisión entre las tasas de interés de México en el corto y en el largo plazos. Los resultados econométricos sugieren que el mecanismo de transmisión de las tasas de interés en México sigue dos canales claramente definidos y que el papel monopólico de las instituciones de crédito desempeña un papel fundamental en la determinación del traspaso entre las tasas de interés.

Palabras clave: banca central, cointegración, crédito, tasa de interés, política monetaria.

Clasificación JEL: E50, E54, E58.

ABSTRACT

This paper aims to determine empirically the main transmission channels between short-term and long-run interest rates in the Mexican economy. Econometric results, obtained from a structural cointegrated VAR model, point out two clearly defined channels of transmission. Moreover, monopolistic credit institutions in the local market appear to play a fundamental role in the transmission mechanism of interest rates.

Key words: central banking, cointegration, credit, interest rate, monetary policy.

Classification JEL: E50, E54, E58.

♦ Fecha de recepción: 14/12/2012. Fecha de aceptación final: 27/02/2012.

* Investigador titular de tiempo completo del Instituto de Investigaciones Económicas (IIEC) de la UNAM, asanchez@vt.edu

** Profesor de tiempo completo de la División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía de la UNAM, iph@unam.mx

*** Profesor titular de tiempo completo de la Facultad de Estudios Superiores (FES) Acatlán de la UNAM, ggomezo@unam.mx

**** Profesor de la División de Estudios de Posgrado de la UNAM, jobu.mem@gmail.com

INTRODUCCIÓN

El objetivo de este artículo es determinar empíricamente los principales canales de transmisión de las tasas de interés en México. Específicamente, se estudia cómo se propagan los efectos de los choques de política monetaria en el mercado de dinero mexicano por medio de las tasas de interés.

Lo anterior se lleva a cabo mediante la especificación y estimación de un modelo VAR estructural cointegrado (SVAR) que captura los mecanismos de transmisión entre las tasas de interés de México en el corto y en el largo plazos. Para investigar las interacciones dinámicas entre las distintas tasas de interés se requiere probar la presencia de relaciones de largo plazo en un ámbito multivariado, identificar el espacio de cointegración y modelar las interacciones contemporáneas de interés.

Los resultados econométricos sugieren que el mecanismo de transmisión de las tasas de interés en México sigue dos canales relevantes. Uno muestra que la tasa de fondeo afecta directamente la tasa interbancaria y ésta, a su vez, afecta positivamente la tasa de los CETES, y esta última a la de los UNIBONOS. Un segundo canal muestra que la tasa interbancaria afecta positivamente también las tasas bancarias activa y pasiva. Se encontró que la tasa interbancaria tiene un efecto positivo sobre el rendimiento de los títulos gubernamentales. Lo anterior puede estar asociado con el papel monopólico que desempeñan las instituciones de crédito en la adquisición primaria de las colocaciones de títulos gubernamentales (Levy y Mántey 2004). Otro hallazgo relevante es que se aprecia un efecto menor de la tasa interbancaria sobre la tasa de interés pasiva, lo que está relacionado con la relativa inelasticidad de los depósitos y el presunto oligopsonio bancario en México.

Este artículo está organizado de la siguiente manera. La siguiente sección presenta la teoría de la política monetaria y sus canales de transmisión. La sección 2 discute la política monetaria en México. La sección 3 presenta la evidencia empírica y la 4 discute los resultados. Para terminar, se presentan las conclusiones y un anexo estadístico.

1. SOBRE LA POLÍTICA MONETARIA Y LOS CANALES DE TRANSMISIÓN

Las acciones de la banca central pretenden influir en los precios y en las cantidades en el mercado de dinero (Díaz, 1997). En este marco, uno de los instrumentos más eficaces del banco central es la tasa de interés de corto plazo, con la cual se

puede incidir no sólo en otras tasas de interés de más largo plazo, sino también en el nivel de la oferta y la demanda agregada en la economía. La eficacia de la política monetaria estará dada por la sensibilidad de las tasas de largo plazo ante cambios en la de corto término. Es importante conocer la dirección y la magnitud de la transmisión entre las tasas de interés para poder hablar de eficacia de la política monetaria, tanto en el mercado de dinero como en el de productos.

Los canales de transmisión de la política monetaria han sido objeto de múltiples investigaciones y debates (Mishkin, 1995). De manera convencional, un banco central genera, mediante operaciones de mercado abierto, variaciones en la tasa nominal que, debido a rigideces más o menos profundas, se traducen en cambios de la tasa real en diferentes plazos. Esto último tiene efectos también en la demanda y posteriormente en el producto y los precios.¹ Lo anterior sucede debido a que el aumento del valor del dinero encarece el financiamiento, reduce el consumo y la inversión, aumenta el ahorro financiero y reduce la presión sobre los precios.

Cabe destacar que el mecanismo anterior supone tan sólo el intercambio directo de deudores y acreedores y no se considera explícitamente la presencia de intermediación financiera, que podría implicar que hay otros canales de transmisión, como el llamado canal del crédito (Bernanke, 1983). Este canal de transmisión de la política monetaria implica que se consideren, además del financiamiento directo, la existencia de financiamiento indirecto (bancario).² Dentro de este canal, donde las imperfecciones del mercado desempeñan un papel fundamental, hay dos mecanismos que explican la relación entre la política monetaria y el financiamiento indirecto; éstos son: a) el balance de la empresa, y b) el préstamo bancario.

El mecanismo que se refiere al balance de la empresa (Bernanke y Gertler, 1989; Cecchetti, 1995) se basa en la idea de que el valor de la empresa depende de sus flujos de efectivo y de sus activos y de cómo ambos se ven afectados por movimientos en las tasas de interés; un aumento de las mismas reduce el valor

¹ En general, las tasas de mediano y largo plazos dependen, entre otros factores, de la expectativa de las tasas de interés de corto plazo en el futuro. Los cambios en las tasas de interés de corto plazo realizadas por el banco central pueden repercutir en toda la curva de rendimientos de la estructura a plazos de las tasas de interés. La política monetaria será más efectiva en la medida en que pueda afectar, con el manejo de una tasa de interés de muy corto plazo, toda la estructura de tasas de interés, en particular a las de más largo plazo, relevantes para las decisiones de inversión y de consumo de bienes durables.

² Sin considerar la intermediación financiera, la variación de las tasas de interés determina cuáles proyectos se deben financiar de acuerdo con su rentabilidad esperada; con intermediación, los proyectos rentables pueden no ser financiados debido a la incapacidad de las empresas para acceder a recursos bancarios.

del capital, lo cual opera en contra de su acceso al crédito y puede inducir a los directivos a tomar proyectos riesgosos.³ Este caso típico de riesgo moral conduce al problema de la selección adversa al solicitar crédito bancario, lo que a su vez lleva a que el banco, en principio, aumente la tasa de préstamo en una proporción superior al aumento de la tasas de referencia (Bernanke, 2007) y, finalmente, niegue los recursos (racionamiento de crédito). Lo anterior es de vital importancia para economías con problemas de información y mercados incompletos, pues la dependencia de los recursos bancarios implica que el efecto del aumento de las tasas sea más pronunciado para las empresas nuevas y pequeñas.⁴

El mecanismo del préstamo bancario se refiere a la oferta de recursos de los intermediarios financieros. Una política monetaria contraccionista reduce las reservas bancarias, lo que incrementa el costo marginal de otorgar préstamos (Bernanke y Blinder, 1988).⁵ Este hecho restringirá la oferta de fondos del sector bancario, ya sea por aumento del precio o por reducción de la cantidad directamente (Stiglitz y Weiss, 1981). El aumento de las tasas de interés también tiene el efecto de atraer proyectos de mayor riesgo, lo que incrementa el costo de administración (monitoreo), que se manifiesta en el incremento del margen de intermediación y en el racionamiento. Como es lógico, este mecanismo afectará más a los agentes que dependan del financiamiento indirecto para su operación; además, en un sector bancario oligopólico los intermediarios otorgarán crédito a tasas relativamente altas a pesar de que el costo marginal de otorgar nuevos créditos sea constante.

De lo anterior se desprende que el efecto de la política monetaria, los cambios en las tasas de interés de referencia, es magnificado por las imperfecciones en los mercados financieros. En este sentido, la concentración que generalmente hay en los sistemas bancarios tiende a generar condiciones que afectan la com-

³ De acuerdo con la teoría de la q de Tobin, cuando el valor de una empresa es menor que el costo del capital habrá desinversión. La información asimétrica refuerza este efecto, pues el acceso de una empresa al financiamiento dependerá de sus garantías, que a su vez están definidas por el valor de toda la empresa. Por lo tanto, un aumento de las tasas de interés reduce el valor de las acciones y también la capacidad de endeudamiento.

⁴ Este mecanismo ayuda a explicar por qué una contracción monetaria puede ser más prolongada que lo que indicaría la elasticidad de la demanda respecto de la tasa de interés. En este sentido, también es posible comprender que la respuesta a los movimientos de ésta puede ser asimétrica; una contracción económica originada por la disminución de la tasa de interés no se compensará por un aumento en la misma proporción de ésta, si es que la contracción dañó considerablemente a las empresas.

⁵ En términos estrictos, lo que se obtiene es un costo marginal creciente de conseguir fondos externos para el crédito, lo cual es un requisito necesario para contraer el crédito en una industria bancaria competitiva (Kashyap y Stein, 1994).

petencia, lo cual podría originar incrementos en las tasas de préstamos y racionamiento (Galbis, 1982), así como monopsonio en la captación de depósitos (Levy y Mántey, 2004).

De esta forma, la especificidad del ambiente en el que se desempeñan los intermediarios bancarios implica que el aumento en la tasa de interés de muy corto plazo lleve al incremento más que proporcional de la tasa activa, con el consecuente aumento del margen de intermediación y la contracción del crédito y el nivel de actividad económica. No obstante, la tasa de interés activa que cobran los bancos tiene límites conceptualmente bien definidos; Stiglitz y Weiss (1981) mostraron que el nivel de la tasa de préstamo está asociado con el riesgo de crédito debido a los problemas de selección adversa y al riesgo moral. Por ello, la tasa de préstamo debe tener un nivel adecuado para maximizar la recuperación de los créditos.

Como se mencionó, hay otros canales de transmisión de la política monetaria que se disparan cuando el banco central modifica las tasas de interés.⁶ Puede decirse que no hay consenso acerca del efecto preciso de los choques monetarios, en parte debido a los problemas con las series de tiempo de las variables financieras (tasas de interés, tipos de cambio) que emergen de la medición de los choques de política monetaria como de la reacción endógena de los mercados financieros ante perturbaciones no identificadas *a priori*. De ahí, según Gerlach y Smets (1995), la dificultad de identificar con exactitud las discrepancias en los mecanismos de transmisión de la política monetaria en los diversos países, al menos con estimaciones econométricas. Gerlach y Smets (1995) utilizan un modelo macroeconómico de vectores autorregresivos estructural (con producto, precios y tasas de interés de corto plazo) para escrutar la eficacia de la política monetaria en los países que conforman el G-7 durante los ciclos económicos registrados entre mediados de los años ochenta y la primera mitad de los noventa; no encuentran diferencias importantes del efecto de las políticas monetarias estandarizadas sobre el producto y la inflación para Alemania, Canadá y Estados Unidos. Los efectos sobre el producto en Francia e Italia son aún menores, acaso como resultado de la ausencia de un canal “significativo” de tipo de cambio. Para Japón y Reino Unido encuentran efectos intermedios con relación a los otros miembros del G-7. Las estimaciones de Gerlach y Smets, por cierto, omiten considerar las turbulencias de los mercados cambiarios, las cuales fueron importantes en el periodo que analizan.

⁶ El mecanismo más conocido es el efecto sobre el tipo de cambio. Un incremento en las tasas internas puede inducir una preferencia por activos nacionales respecto a los del exterior, lo cual conduciría a una apreciación cambiaria con los consabidos efectos sobre el gasto agregado y la balanza de pagos y la inflación (cf. Capraro y Perrotini, 2012).

Por el contrario, Cecchetti (1999) argumenta que en varios países de Europa las diferencias en las estructuras financieras son causas próximas de asimetrías nacionales en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Estas diferencias en las estructuras financieras resultan de las diferentes estructuras legales y contribuyen a que los cambios en la tasa de interés se propaguen hacia el nivel del producto. Por ello, Cecchetti (1999) sugirió que, antes de la introducción de una moneda única deberían armonizarse las estructuras legales a fin de evitar que persista la discrepancia de estructuras financieras y de los mecanismos de transmisión de la política monetaria.

Finalmente, Weber *et al.* (2009) intentan desentrañar el enigma de la naturaleza mixta de los estudios empíricos del canal de transmisión de la política monetaria; ellos argumentan que los resultados obtenidos en la literatura especializada no han sido concluyentes porque se concentran en los efectos de los canales de transmisión específicos. Al estudiar los mecanismos de transmisión globales, Weber *et al.* (2009) encuentran que los “hechos estilizados” de la política monetaria son válidos y que, por tanto, la política monetaria tradicional sigue siendo efectiva en la Unión Europea.

2. POLÍTICA MONETARIA Y TASAS DE INTERÉS EN MÉXICO

Como consecuencia de la crisis financiera de finales de 1994, el Banco de México se vio obligado a cambiar radicalmente la política monetaria, dado que fue imposible proseguir con un régimen cambiario semifijo en virtud del agotamiento de las reservas internacionales. Hacia finales de 1995, con tipo de cambio flotante y la consecuente imposibilidad de utilizarlo como ancla de la inflación, el banco central optó por instrumentar la política monetaria mediante el uso de un objetivo respecto a las cuentas corrientes de los bancos.

En este esquema, la política monetaria neutral equivale a proveer la liquidez necesaria a tasas de mercado para que las cuentas corrientes de los bancos finalicen el periodo establecido en el objetivo del banco central, es decir, en cero. La política expansiva supone que el objetivo del banco central es mayor que cero y la política restrictiva lo supone inferior a cero (Banco de México, 2007). Este último era conocido como *corto*. Cuando el banco dejaba corto al mercado, proveía la liquidez faltante a una tasa superior a la de mercado, lo cual presionaba las tasas de corto plazo al alza. Conviene aclarar que el uso del objetivo cuantitativo implica que el banco central no fija la tasa de interés de referencia.

En 2001 el Banco de México anunció formalmente que adoptaría el modelo de metas de inflación, aun durante la vigencia del esquema del *corto*. Esta forma de conducir la política monetaria se apuntaló en 2003 y, paulatinamente, conforme la inflación y las tasas fueron reduciéndose, se llevó a cabo la transición hacia el objetivo de una tasa de interés de muy corto plazo.⁷ En enero de 2008 se hace realidad el cambio del objetivo y la tasa de fondeo bancario a un día (tasa de corto plazo) se convierte en el objetivo del banco central para conducir la política monetaria, sustituyendo al *corto*. De esta forma, de 2001 a 2007 el Banxico instrumentó su política mediante un esquema de metas de inflación con un objetivo cuantitativo en lugar de una tasa de interés.

Durante este periodo, el sistema financiero en general y el bancario en particular fueron consolidando las características que lo definen actualmente. En efecto, en 2001 el Banco Nacional de México fue adquirido por Citicorp y, con ello, los bancos más importantes del país se convirtieron en filiales de bancos del extranjero; es un hecho que los bancos se han fortalecido financieramente y cuentan con un nivel de capitalización saludable, pero este fortalecimiento ha ido acompañado de una reducción en la canalización de crédito, grandes utilidades y un elevado nivel de concentración (Hernández Trillo, 2006), que sugiere conductas oligopólicas.

3. METODOLOGÍA Y MODELO ESTIMADO

A continuación, describimos las pruebas estadísticas utilizadas para determinar el mecanismo de transmisión entre las tasas de interés en México. Básicamente se usa la metodología de SVAR o VAR estructural. De esta manera, presentamos la estimación del modelo SVAR aplicado para encontrar el mecanismo de propagación de las tasas de interés de relevancia en México. En general, la batería de pruebas utilizadas implica no sólo presentar las relaciones de las ecuaciones de cointegración de las variables sugeridas, sino también imponer las restricciones en la matriz de covarianzas de la forma reducida del modelo VAR para calcular las correlaciones contemporáneas entre las tasas de interés.

En presencia de raíces unitarias, la estructuración de un modelo VAR puede generalizarse en tres etapas distintas. La primera consiste en la especificación adecuada del modelo VAR (VECM), lo cual implica seleccionar el número óptimo de rezagos, determinar el rango de cointegración y el tipo de polinomio determi-

⁷ A partir de 2004 se estableció como objetivo un nivel mínimo para la tasa de interés de fondeo a un día.

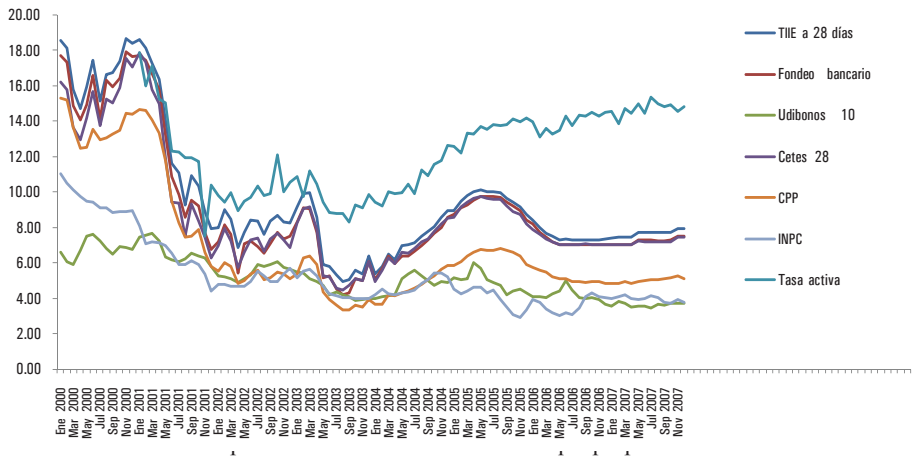
nístico asociado, así como identificar el espacio de los vectores de cointegración (Johansen, 1995). La finalidad de este procedimiento es determinar los vectores de cointegración que muestren los mecanismos de transmisión que operan entre las tasas de interés, tal como se observa en la gráfica 1.

Donde LTFF es la tasa que afecta exógenamente el mecanismo de propagación, la cual se aproxima mediante la tasa de interés de fondos federales de Estados Unidos. LTFB es la tasa de fondeo bancaria de México; LTIB es la tasa interbancaria mexicana; LCETES28 es la tasa de los CETES a 28 días; LTP es la tasa bancaria pasiva, que es el costo porcentual promedio (CPP); LTA es la tasa bancaria activa, que es la tasa de interés de crédito a los hogares, y LUNIBONOS es la tasa de los UNIBONOS. Todas las tasas de interés están expresadas en logaritmos naturales.⁸

Gráfica 1



Gráfica 2
INPC y tasas de interés seleccionadas 2000-2007
(porcentajes)



El mecanismo de transmisión que proponemos en este artículo y que pretendemos validar estadísticamente es el siguiente: la tasa de interés exógena influye en la LFTB y ésta afecta directamente a LTIB. LTIB, a su vez, transmite su efecto por tres vías: cambios en LTP, en LTA y en LCETES28. Los CETES a 28 días afectan finalmente a los LUNIBONOS.

La segunda etapa es la referente a la estructuración del modelo. Usamos el modelo VAR en su forma de corrección de error (VECM) para identificar las relaciones de corto plazo asociadas entre las tasas de interés a fin de encontrar los residuales estructurales en la matriz de covarianzas del sistema. Así, tenemos que el punto de partida es la estructuración del VAR cointegrado que muestre la representación del mecanismo que persiguen las tasas de interés, de la siguiente manera:

$$\varepsilon_{t,LTF} = b_{11} e_{t,LTF}$$

$$a_{21} \varepsilon_{t,LTF} + \varepsilon_{t,LTIB} = b_{22} e_{t,LTIB}$$

$$a_{32} \varepsilon_{t,LTIB} + \varepsilon_{t,LCETES28} = b_{33} e_{t,LCETES28}$$

$$a_{43} \varepsilon_{t,LCETES28} + \varepsilon_{t,LUNIBONOS} = b_{44} e_{t,LUNIBONOS}$$

$$a_{52} \varepsilon_{t,LTIB} + \varepsilon_{t,LTA} = b_{55} e_{t,LTA}$$

$$a_{62} \varepsilon_{t,LTIB} + a_{65} \varepsilon_{t,LTA} + \varepsilon_{t,LTP} = b_{66} e_{t,LTP}$$

Para obtener las relaciones contemporáneas entre las tasas de interés, usamos la matriz de varianzas y covarianzas de la matriz del modelo VAR en su forma de corrección de error. Además, se requiere imponer el siguiente conjunto de restricciones teóricas basadas en el mecanismo de transmisión entre las tasas de interés propuesto en la gráfica 1. De tal forma que la matriz A y B se determinan de la siguiente forma:

$$A\varepsilon_t = Be_t$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & a_{52} & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & a_{62} & 0 & 0 & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t,LTF} \\ \varepsilon_{t,LTIB} \\ \varepsilon_{t,LCETES28} \\ \varepsilon_{t,LUNIBONOS} \\ \varepsilon_{t,LTA} \\ \varepsilon_{t,LTP} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{t,LTF} \\ e_{t,LTIB} \\ e_{t,LCETES28} \\ e_{t,LUNIBONOS} \\ e_{t,LTA} \\ e_{t,LTP} \end{bmatrix}$$

Estas restricciones se basan en las que teóricamente se han impuesto en los vectores de cointegración. De esta manera, a continuación expresaremos las restricciones impuestas a los vectores de cointegración, los cuales permitirán determinar la validez del mecanismo hipotético:

$$\beta^* = [\beta_1^*, \beta_2^*, \beta_3^*, \beta_4^*, \beta_5^*] = [\beta', \beta_0']$$

$$\beta_1 = H_1 \phi_1, \beta_2 = H_2 \phi_2, \beta_3 = H_3 \phi_3, \beta_4 = H_4 \phi_4, \beta_5 = H_5 \phi_5$$

$$H_1^{-1} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad H_2^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad H_3^{-1} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad H_4^{-1} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad H_5^{-1} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Finalmente, se puede validar el efecto que tiene cada una de las variables en el corto plazo mediante las gráficas de las funciones impulso-respuesta. En la siguiente sección se reportan los resultados de la estimación de los modelos VAR y SVAR planteados.

4. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

Para el análisis econométrico estimamos un modelo VAR correctamente especificado con variables no estacionarias del periodo 2000-2007. Se utilizaron series mensuales de las siguientes tasas de interés nominales: tasa de fondos federales de Estados Unidos (LTFF), tasa de fondeo bancario de México (LTFB), la tasa interbancaria (LTIB), CETES a 28 días (LCETES28), tasa de los UNIBONOS (LUNIBONOS), la tasa activa bancaria (LTA) y la tasa pasiva bancaria (LTP), cada una en logaritmos. El modelo incluye constante y tendencia:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + A_3 Y_{t-3} + A_4 Y_{t-4} + A_5 Y_{t-5} + A_6 X_t + A_7 T + A_8 D_t + e_t$$

Donde $Y_t = [LTFB_t, LTIB_t, LCETES28_t, LUNIBONOS_t, LTP_t, LTA_t]$; Y_{t-1}, \dots, Y_{t-5} son las variables endógenas rezagadas; $X_t = [LTFF]$; T es la tendencia determinística y D_t son las variables dummy incluidas en el modelo.

Los resultados de las pruebas de raíces unitarias se muestran en el apéndice estadístico. El número de rezagos incluidos en el modelo se basan en criterios de información; estos criterios son el de Hannan-Quinn, la prueba Godfrey-Portmanteu y la prueba LR (la última ajustada a una muestra pequeña como lo sugiere Sims [1980]). Dichas pruebas se reportan en el apéndice estadístico.

Posteriormente, se procede a la prueba para el rango de cointegración propuesta por Johansen. El estadístico de la traza muestra la existencia de cinco vec-

Cuadro 1
Prueba de la traza para el rango de cointegración (r)

<i>r</i>	<i>Const.</i>	<i>Tendencia</i>	<i>Estadístico</i>	<i>90%</i>	<i>95%</i>	<i>99%</i>
0	m0	ab1	217.49	110.42	114.9	124.75
1	m0	ab1	132.12	83.20	87.31	96.58
2	m0	ab1	85.74	59.14	62.99	70.05
3	m0	ab1	49.32	39.06	42.44	48.45
4	m0	ab1	25.61	22.76	25.32	30.45
5	m0	ab1	9.96	10.49	12.25	16.26

Nota: la hipótesis nula se acepta cuando el valor calculado es < al valor de tablas.

m0 = Constante sin restringir en el VAR; ab1 = tendencia restringida en el VAR.

La combinación lineal de ambas dan como resultado: tendencia lineal en el VAR y en el vc.

Cuadro 2
Prueba de la tendencia polinomial (r DADO):

<i>H0</i>		<i>HA</i>		<i>Prueba</i>	<i>GL</i>	<i>Nivel Sig.</i>
<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = ab1</i>	<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = m1</i>	2.982	2	0.225
<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = 0</i>	<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = m1</i>	14.013	6	0.029
<i>m0 = ab0</i>	<i>; m1 = 0</i>	<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = m1</i>	16.876	8	0.031
<i>m0 = 0</i>	<i>; m1 = 0</i>	<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = m1</i>	24.577	12	0.017
<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = 0</i>	<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = ab1</i>	11.031	4	0.026
<i>m0 = ab0</i>	<i>; m1 = 0</i>	<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = ab1</i>	13.894	6	0.031
<i>m0 = 0</i>	<i>; m1 = 0</i>	<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = ab1</i>	21.595	10	0.017
<i>m0 = ab0</i>	<i>; m1 = 0</i>	<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = 0</i>	2.863	2	0.239
<i>m0 = 0</i>	<i>; m1 = 0</i>	<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = 0</i>	10.564	6	0.103
<i>m0 = 0</i>	<i>; m1 = 0</i>	<i>m0 = m0</i>	<i>; m1 = 0</i>	7.701	4	0.103

Nota: la hipótesis nula se acepta cuando el nivel de significancia es > 0.05.

En esta prueba se tienen cinco tipos de modelos; se va a discriminar de acuerdo con una prueba de hipótesis.

Se van a poner a prueba los cinco modelos. En este caso se tomó el modelo m0=m0;m1=ab1; quiere decir: tendencia lineal en el VAR y en el vector de cointegración.

tores de cointegración (Johansen, 1988), lo cual valida el mecanismo propuesto, en términos del número de vectores requeridos.

En el cuadro 2 se presenta la prueba de determinación conjunta del rango de cointegración y de tendencia polinomial sugerida por Johansen (1992).

Los resultados muestran, utilizando un rango de cointegración igual a cinco y un nivel de significancia de 5%, que la especificación del modelo debe incluir constante y tendencia tanto en el modelo VAR como en las relaciones de cointegración. Las ecuaciones de cointegración estimadas son:

Cuadro 3
Vectores de cointegración

	<i>CONST</i>	<i>TEND</i>
LTFB-LTIB =	0.01692	2.519249
LTIB-LTA =	0.03242	2.893439
LTIB-LTP =	0.01280	2.504515
LTIB-LCETES28 =	0.01725	2.516452
LCETES28-LUNIBONOS =	0.01569	2.084065

Prueba LR para sobre-identificación: χ^2 -cuadrada[5]=8.39863, p-value=0.13559.

Para fortalecer el análisis del rango de cointegración se utilizó un procedimiento de iteraciones creado por Hansen y Johansen (1993). La gráfica 2 representará el resultado de esta prueba, misma que avala lo obtenido por la prueba de la traza, indicando la estabilidad de los cinco vectores de cointegración.

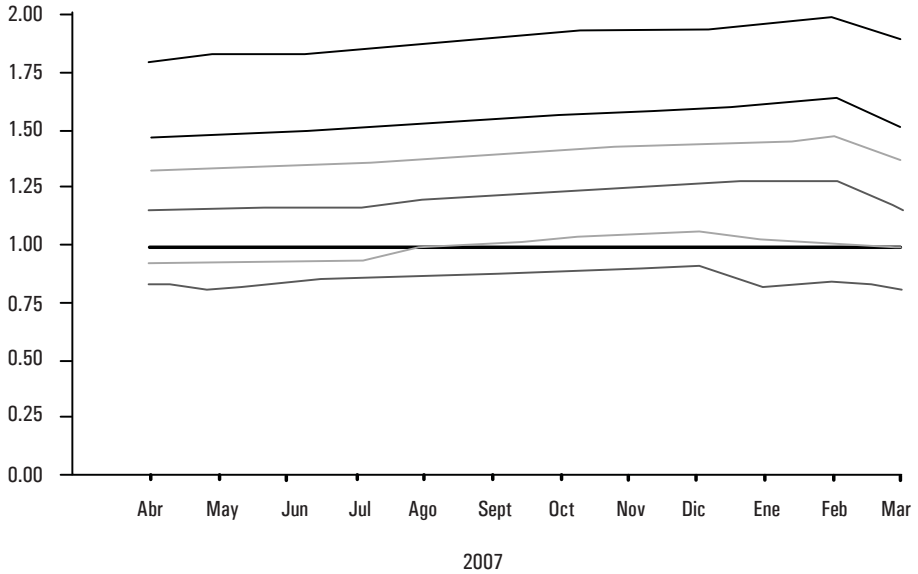
Las dos pruebas de estabilidad del rango de cointegración indican que en el rango 5, hay estabilidad; asimismo, la prueba de estabilidad del espacio de cointegración también indica que es estable.

De esta manera, podemos validar el comportamiento de largo plazo entre las variables del modelo, el cual es el punto de partida para la estructuralización del modelo como primera aproximación.

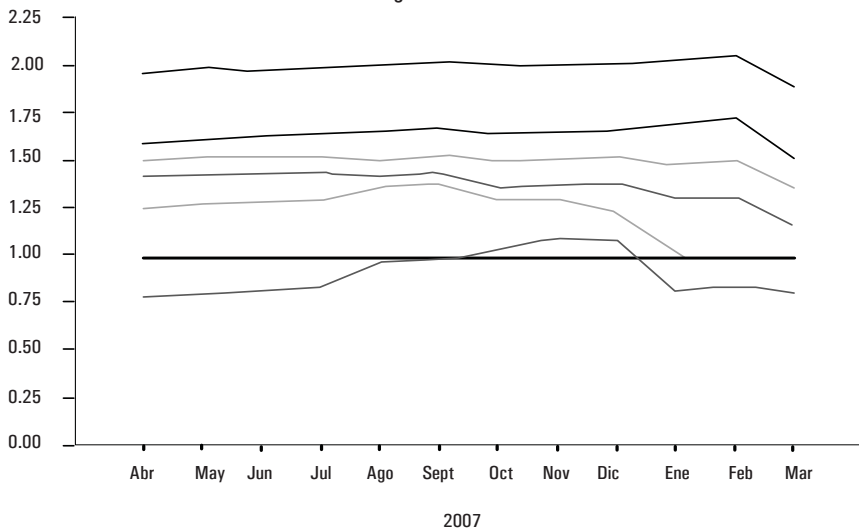
Para poder inferir las relaciones de corto plazo entre las variables, se estimaron las interacciones contemporáneas de interés, asociadas con el mecanismo propuesto inicialmente. Los coeficientes obtenidos están asociados a las restricciones de las matrices A y B, en función a la estructuralización de las ecuaciones que determinan cada parte del mecanismo de transmisión de las tasas de interés.

Se utilizó una estructura sobreidentificada en relación con el planteamiento del mecanismo de transmisión para la descomposición de la matriz de varianzas-covarianzas de los choques estimados por el VAR. Finalmente, se valida la prueba de las restricciones impuestas mediante una prueba LR (véase el cuadro 5).

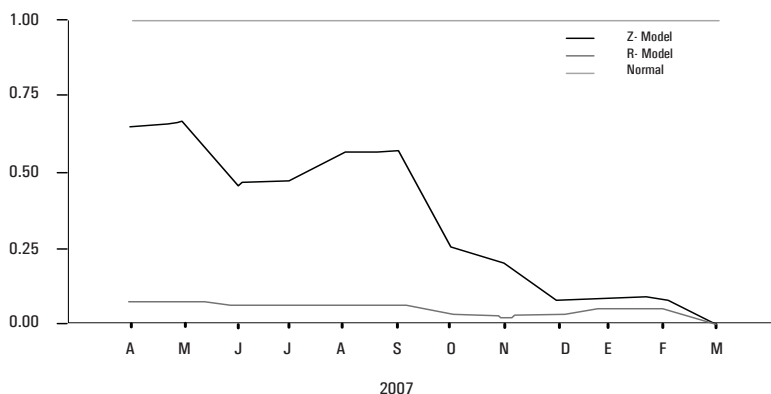
Gráfica 3
Estabilidad del rango de cointegración: modelo-R
Nivel de significancia = 95%



Gráfica 4
Estabilidad del rango de cointegración: modelo-Z
Nivel de significancia = 95%



Gráfica 5
Estabilidad de $Sp(h)$
Nivel de significancia = 95%



Los resultados confirman nuestros supuestos *a priori* acerca de las conexiones de corto plazo entre las tasas de interés, donde el efecto entre las tasas es positivo, según el mecanismo propuesto. El impacto de la tasa de fondeo es positivo respecto a la tasa interbancaria; a su vez, la tasa interbancaria afecta positivamente la tasa de los CETES y ésta a la tasa de los UNIBONOS. Por otro lado, la tasa interbancaria mueve positivamente también a las tasas bancarias, la activa y la pasiva.

La respuesta de LTIB ante un efecto de la LTFB, podemos observar que inicialmente es positiva, y cae en el primer mes, luego decrece rápidamente hasta el tercer mes y una vez más cae a partir del quinto mes. El efecto se diluye en el mes 16, completamente (véase la gráfica 7).

El efecto de la LTIB sobre LCETES28, como podemos observar en la gráfica 8, es positivo en el corto plazo; cae rápidamente desde el primer mes hasta el quinto. Después permanece relativamente estable hasta el mes once. A partir del mes catorce se comienza a diluir el efecto.

La respuesta de LTA ante un choque de LTIB es positiva en el corto plazo; posteriormente crece hasta el cuarto mes, donde empieza a decrecer hasta el mes 20. Como se esperaba, una modificación en la tasa interbancaria tiene efecto positivo en la tasa de préstamo, debido a la diferencia en el riesgo de contraparte y a la diferencia en el plazo (véase la gráfica 9).

El choque de LTIB a LTP es positivo en el corto plazo; en el primer periodo crece, pero posteriormente cae en los meses subsecuentes. El comportamiento es irregular, pero siempre con pendiente negativa. Este efecto menor de la tasa interbancaria sobre la pasiva está relacionado con la relativa inelasticidad de los

Cuadro 5
Coefficientes del SVAR

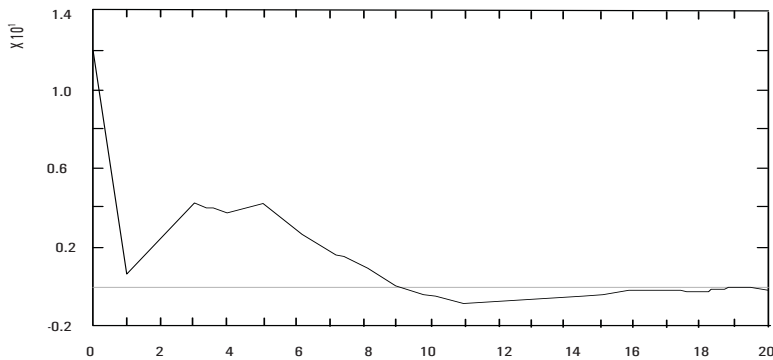
<i>Parámetro</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error Est.</i>	<i>T-VALOR</i>	<i>Nivel sig.</i>
A (2, 1)	-0.7591	0.0269	0.3553	0.0519*
A (3, 2)	-1.2090	0.0306	0.3679	0.0225
A (4, 3)	-0.2285	0.0841	0.1083	0.0039
A (5, 2)	-0.0379	0.0210	0.0115	0.0007
A (6, 2)	-0.6866	0.0250	0.2116	0.0129
A (6, 5)	-0.2291	0.1161	0.0111	0.0027
B (1, 1)	0.0684	0.0048	0.4680	0.0684*
B (2, 2)	0.0186	0.0013	0.3043	0.0186
B (3, 3)	0.0170	0.0012	0.4738	0.0170
B (4, 4)	0.0584	0.0041	0.3662	0.0584*
B (5, 5)	0.0117	0.0008	0.0141	0.0117
B (6, 6)	0.0137	0.0010	0.1666	0.0137

depósitos y el presunto oligopsonio bancario en México (Levy y Mántey, 2004). Véase la gráfica 10.

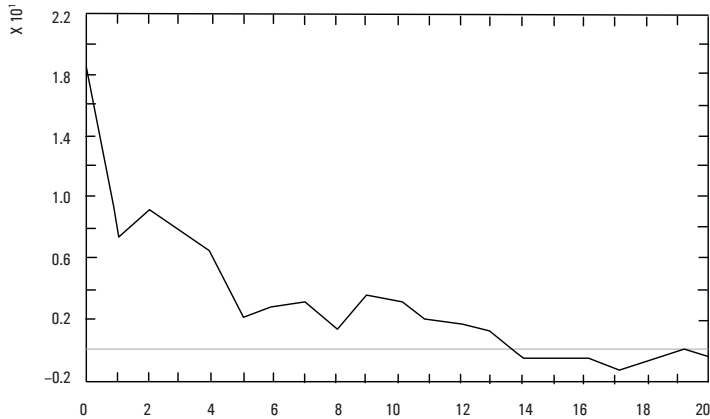
Adicionalmente, hay un efecto de LTP respecto a LTA; éste es positivo a lo largo de seis meses. A partir del séptimo mes el efecto es decreciente y negativo hasta el décimo mes, donde crece, pero con un efecto negativo (véase la gráfica 11).

La respuesta de LUNIBONOS es positiva en el corto plazo frente a un choque de LCETES28; posteriormente disminuye en los siguientes tres meses, para recu-

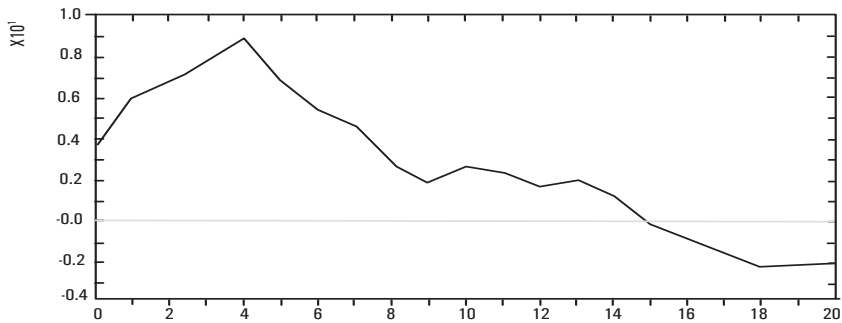
Gráfica 6
Impulsos-respuesta
Resp. of LTIB to LTFB



Gráfica 7
Resp. of LCETES28 to LTIB



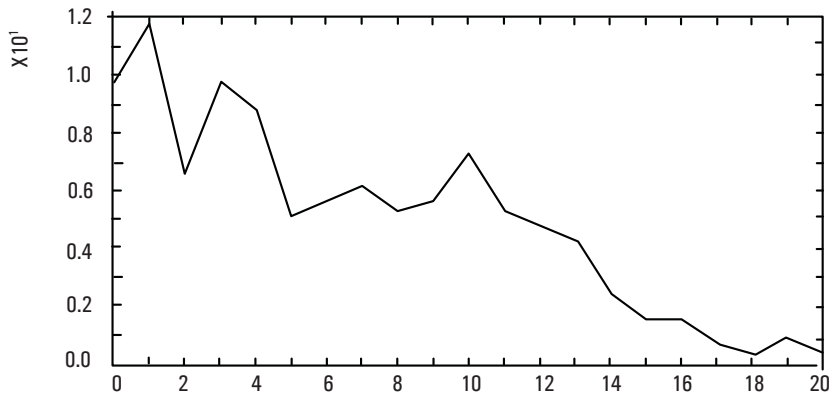
Gráfica 8
Resp. of LTA to LTIB



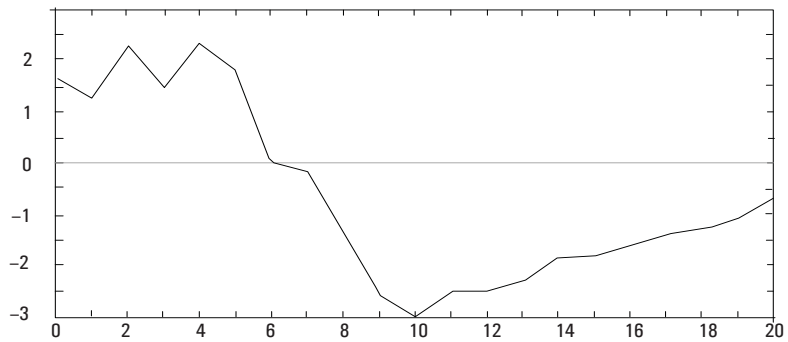
perarse en el sexto mes hasta alcanzar su cima en el decimoprimer mes. Cae ligeramente en los meses subsecuentes. Por esto se encuentra lógica la transmisión de una tasa de corto plazo a otra de plazo superior.

En resumen, la transmisión de la política monetaria entre instrumentos y plazos responde al esquema convencional mencionado en el trabajo, pero cabe resaltar las relaciones de la tasa interbancaria, que afecta el rendimiento de los CETES y de manera diferenciada a las tasas bancarias de captación y colocación.

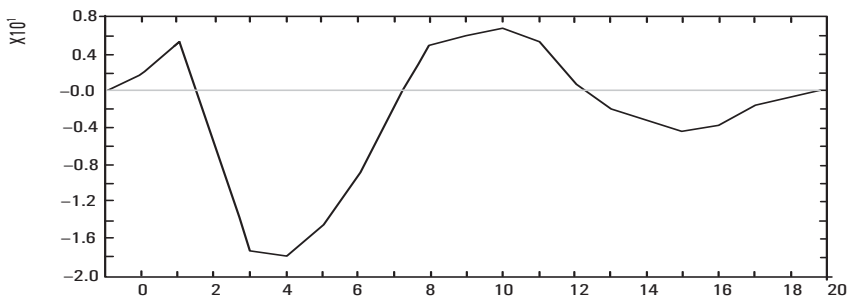
Gráfica 9
Resp. of LTP to LTIB



Gráfica 10
Resp. of LTA to LTP



Gráfica 11
Resp. of LUNIBONOS to LCETES28



CONCLUSIONES

El mecanismo propuesto para analizar el traspaso entre tasas de interés, a partir de la tasa de política monetaria, se cumple en términos generales.

Con base en los resultados de los impulso-respuesta conviene destacar:

- El movimiento en la tasa en la que incide el banco central, con su postura de política monetaria, sí afecta en el sentido buscado la tasa interbancaria de mayor plazo.
- En la relación de la TIB con el rendimiento del CETES, el efecto es amplio, inmediato y duradero. Puede estar asociado al papel de los intermediarios financieros en la adquisición de esos valores gubernamentales.
- El diferente efecto de la TIB en las tasas activa y pasiva de la banca comercial. La respuesta de la tasa pasiva es primero, debido posiblemente a que los pasivos suelen ser de menor plazo y, por lo tanto, más rápido su ajuste.
- Resulta interesante que la tasa interbancaria tenga un efecto positivo sobre el rendimiento del principal papel gubernamental; no obstante, esto puede estar asociado con el papel prácticamente monopolístico que desempeñan las instituciones de crédito en la adquisición primaria de las colocaciones de títulos gubernamentales (Levy y Mántey, 2004).
- El efecto sobre la tasa activa es un poco menor; logra el máximo con cierto rezago, pero se diluye antes, lo cual sugiere que hay activos con tasas variables que se ajustan rápidamente, y activos con tasa fija que se ajustan después.
- Además, la tasa pasiva afecta sustancialmente a la activa durante cinco periodos, lo que puede indicar una estrategia de determinación de precios con base en costos de captación. Aquí se presenta evidencia que apoya la hipótesis del oligopsonio, ya que la tasa de préstamo no sólo se ve afectada por la interbancaria, sino por la tasa pasiva de la banca, lo cual sugiere que ésta determina su tasas de préstamo para maximizar su beneficio, dependiendo del nivel de las tasas de captación que, a su vez, parecen menos sensibles a la política monetaria. El hecho de que la tasa bancaria activa se vea afectada por la interbancaria y la pasiva de los bancos también puede relacionarse con el canal de transmisión del crédito, pues el problema de información asimétrica que enfrenta la banca conduce a efectos más amplios sobre su tasa activa.
- Por último, hay una relación entre el instrumento de deuda gubernamental de corto plazo y el de largo plazo (a tasa real); no obstante, el efecto no tiene un patrón definido.

ANEXO ESTADÍSTICO

Cuadro 1
Pruebas de raíces unitarias

<i>Variables</i>	<i>Modelo</i>	<i>ADF</i>	<i>CV 5%</i>	<i>PP</i>	<i>CV 5%</i>	<i>KPSS</i>	<i>CV 5%</i>
LTF	C	-2.20286	-2.88893	-2.27522	-2.88893	0.52132	0.46300
	C y T	-1.80865	-3.45276	-1.97404	-3.45276	0.21859	0.14600
	Nada	-1.09510	-1.94388	-1.04573	-1.94388		
LTIB	C	-2.38548	-2.88893	-2.39737	-2.88893	0.64438	0.46300
	C y T	-1.75063	-3.45276	-1.88758	-3.45276	0.22909	0.14600
	Nada	-1.41852	-1.94388	-1.29037	-1.94388		
LCETES28	C	-2.32957	-2.88893	-2.36819	-2.88893	0.53311	0.46300
	C y T	-1.88136	-3.45276	-1.99385	-3.45276	0.21459	0.14600
	Nada	-1.17025	-1.94388	-1.13890	-1.94388		
LUNIBONOS	C	-1.70818	-2.88893	-1.66755	-2.88893	1.07435	0.46300
	C y T	-2.87172	-3.45276	-3.15130	-3.45276	0.08113	0.14600
	Nada	-1.14583	-1.94388	-1.29014	-1.94388		
LTP	C	-2.27510	-2.88920	-2.39271	-2.88893	0.61746	0.46300
	C y T	-1.68346	-3.45318	-1.63895	-3.45276	0.24645	0.14600
	Nada	-1.39450	-1.94391	-1.63444	-1.94388		
LTA	C	-2.27510	-2.88920	-2.39271	-2.88893	0.61746	0.46300
	C y T	-1.68346	-3.45318	-1.63895	-3.45276	0.24645	0.14600
	Nada	-1.39450	-1.94391	-1.63444	-1.94388		
LLIBOR	C	-1.57338	-2.88920	-1.45228	-2.88893	0.23037	0.46300
	C y T	-1.61097	-3.45318	-1.46327	-3.45276	0.22549	0.14600
	Nada	-1.13726	-1.94391	-1.17077	-1.94388		

Cuadro 2

Pruebas de rezagos óptimos.

Prueba de la determinación del orden de rezagos AK = criterio de Akaike

Rezagos	LOG L	LR(k/k-1)	GL	p-val.	LR(k/k-1)COR	GL	p-val.	AKAIKE
1	2288.266	NA	42	NA	NA	42	NA	-42.201
2	2384.229	191.926	42	0.0000	136.105	42	0.0000	-43.259
3	2422.450	76.441	42	0.0010	48.962	42	0.2140	-43.185
4	2466.242	87.585	42	0.0000	50.089	42	0.1830	-43.220
5	2530.218	127.952	42	0.0000	64.394	42	0.0150	-43.651

Cuadro 3

Significancia de los rezagos.

Prueba de Godfrey Portmanteau

Rezagos	Godfrey	GL	Nivel de sig.	Godfreycorr	GL	Nivel de Si.
1	494.76	180	0	235.253	180	0.004
2	381.551	180	0	155.239	180	0.909
3	392.617	180	0	132.797	180	0.997
4	601.051	180	0	162.048	180	0.827
5	762.657	180	0	153.279	180	0.926

Nota: la prueba de hipótesis es H_0 : significativo, H_1 : no significativo.

Cuadro 4

Pruebas de diagnóstico.

Pruebas individuales del VAR

Ecuaciones	Prueba de normalidad		Prueba AR-LM		Heterocedasticidad (ARCH)	
	F-estadístico	Prob.	F-estadístico	Prob.	F-estadístico	Prob.
LTF	4.5941	[0.1006]	1.7188	[0.1365]	0.23333	[0.9633]
LTIB	0.89982	[0.6377]	1.4473	[0.2161]	0.11065	[0.9947]
LCETES28	3.2757	[0.1944]	2.037	[0.0783]	0.22971	[0.9647]
LUNIBONOS	5.4359	[0.0660]	1.1226	[0.3632]	0.16031	[0.9858]
LTA	2.6601	[0.2645]	1.7783	[0.1231]	0.2804	[0.9431]
LTP	3.0453	[0.2181]	1.0167	[0.4256]	0.24607	[0.9583]

Cuadro 5

Pruebas conjuntas del modelo

Supuesto	Prueba	Estadístico	Prob.
Normalidad	Normality test	24.807	0.0158*
No autocorrelación	AR-LM test	1.3743	0.0417*
Heteroscedasticidad	hetero test	1391.2	0.0424*

* El nivel de significancia está al 10%. El modelo VAR estimado incluye cinco rezagos VAR(5)

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amisano, G., y C. Giannini (1997), *Topics in structural VAR econometrics*, Heidelberg, Springer-Verlag Berlin.
- , M. Cesura, C. Giannini y M. Seghelini (1997), “The transmission mechanism among italian interest rates”, *Statistica*, 53, 4, pp. 465-497.
- Bernanke, B., y A. Blinder (1992), “The federal funds rate and the channels of money transmission”, *American Economic Review*, 82, 4, pp. 901-921.
- Capraro, S. e I. Perrotini (2012), “Intervenciones cambiarias esterilizadas, teoría y evidencia: el caso de México”, *Contaduría y Administración. Revista Internacional*. En prensa.
- Cecchetti, S.G. (1999), “Legal structure, financial structure, and the monetary policy transmission mechanism”, *NBER Working Paper* núm. 7151, Cambridge, MA, junio. Disponible en <http://www.nber.org/papers/w7151>.
- Gerlach, S., y F. Smets (1995), “The monetary transmission mechanism: Evidence from the G-7 countries”, *BIS Working Paper* núm. 6, Basilea, Suiza.
- Godfrey, L. (1992), *Misspecification test in econometrics*, Oxford, Cambridge University Press.
- Hansen, H., y S. Johansen (1993), “Recursive estimation in cointegrated VAR models”, *University of Copenhagen*, Institute of Mathematical Statistics, 92, 13.
- Johansen, S. (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- , (1991), “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models”, *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- (1992), “Determination of the cointegration rank in the presence of a linear trend”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 383-97.
- (1995), *Likelihood based inference on cointegration in the vector autoregressive model*, Oxford, Oxford University Press.
- (1995), “Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration”, *Journal of Econometrics*, 69, pp. 111-132.
- , y K. Juselius (1990), “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2, pp. 169-210.
- , y K. Juselius (1994), “Identification of the long-run and short-run structure. an application to the ISLM model”, *Journal of Econometrics*, 63, pp. 7-36.
- Levy, Noemí, y Guadalupe Mántey (2004), “Mark-up determinants and effectiveness of open market operations in an oligopolistic banking sector: the

- Mexican case”, ponencia presentada en el Eighth Post-Keynesian Workshop, Kansas City, mayo.
- Lütkepohl, H. (1990), “Asymptotic distribution of impulse response functions and forecasting error variance decompositions of vector regressive models”, *The Review of Economics and Statistics*, 72, pp. 116-125.
- (2007), *Introduction to multiple time series analysis*, Nueva York, Springer Verlag.
- MacKinnon, J. (1983), “Model specification test against non-nested alternatives”, *Econometric Reviews*, 2, pp. 85-157.
- Perron, P., y P. Phillips (1988), “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, 75, pp. 335-348.
- Schmidt, P., y P. Phillips (1992), “Testing for a unit root in the presence of deterministic trends”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 257-287.
- Stock, J., y M. Watson (1988), “Testing for common trends”, *Journal of the American Statistical Association*, 83, pp. 1097-1107.
- Weber, A. A., R. Gerke y A. Worms (2009), “Has the monetary transmission process in the Euro area changed? Evidence from VAR estimates”, *BIS Working Papers* núm. 276, Basilea, Suiza.
- White, H. (1982), “Maximum likelihood estimation of misspecified models”, *Econometrica*, 50, pp. 1-26.