

PRINCIPALES DETERMINANTES EN LAS DECISIONES DE POLÍTICA MONETARIA DE MÉXICO: UN ANÁLISIS ECONOMETRICO*

Isela Elizabeth Téllez León

Francisco Venegas Martínez

Instituto Politécnico Nacional

Resumen: Se identifican los determinantes que influyen en la probabilidad de que se presenten desviaciones de la tasa de interés objetivo (tasa de fondeo bancario a un día) del Banco de México, a través del desarrollo de varios modelos *probit* binarios. Entre los determinantes de las decisiones de política monetaria de Banxico se identifican diversas variables macroeconómicas de México y Estados Unidos y, particularmente, algunos nodos de la curva de rendimientos de CETES. La conjunción de estas variables proporciona una especificación adecuada con base en los criterios estándar de información del análisis econométrico.

Abstract: This paper identifies the determinants that affect the probability of deviations from the target interest rate (overnight interbank rate) of Bank of Mexico, through the development of several binary probit models. Among, the determinants of monetary policy decisions of Bank of Mexico several macroeconomic variables are identified in Mexico and the United States and, particularly, some nodes of the Treasury Certificates yield curve. The combination of these variables provides an adequate specification based on standard information criteria from econometric analysis.

Clasificación JEL/JEL Classification: C18, E52, E44

Palabras clave/keywords: Modelos *probit* binarios, política monetaria, variables macroeconómicas, curva de rendimientos, binary probit models, monetary policy, macroeconomic variables, yield curve.

Fecha de recepción: 20 II 2012

Fecha de aceptación: 01 III 2013

* tellezelizabeth2015@yahoo.com, fvenegas1111@yahoo.com.mx

1. Introducción

La presente investigación trata de determinar las principales variables, macroeconómicas y/o financieras, que afectan la probabilidad de que el Banco Central cambie su tasa de interés objetivo. Se desea, particularmente, investigar si la inclusión de algunos de los nodos (plazos) de la curva de rendimientos de CETES proporciona una mejor especificación de un modelo *probit* binario, para el caso de México. Asimismo, se estima la especificación que permite calcular la probabilidad de saltos en la tasa objetivo de Banxico considerando la política de inercia (movimientos pasados de la tasa objetivo).¹

Muchas investigaciones sobre el modelado del comportamiento de la tasa de interés, por ejemplo, Chan *et al.* (1992), Hørdahl, Tristani y Vestin (2006) y Hull y White (1990, 1993), utilizan modelos financieros, mientras que Gürkaynak, Sack y Swanson (2003), Cox, Ingersoll y Ross (1985) y Constantinides (1992) emplean modelos macroeconómicos. Las anteriores investigaciones incluyen sólo información financiera o sólo macroeconómica. Uno podría esperar, tal y como lo sugiere Piazzesi (2001), que la consideración conjunta tanto de la información financiera como de la macroeconómica podría generar mejores modelos para explicar el comportamiento del Banco Central.

Las ventajas de emplear información conjunta de variables macroeconómicas y financieras compensan las desventajas de emplearlas por separado. Ya que, en la literatura financiera, se observa que los modelos con información sobre la naturaleza de los choques que conducen los rendimientos y afectan las decisiones de política monetaria es muy limitada, porque los modelos financieros contienen pocas variables de estado no observables o factores latentes, en un intento de obtener soluciones cerradas. Por otra parte, desde la literatura macroeconómica, los choques a las tasas de interés se estudian a través de vectores autorregresivos (VAR);² sin embargo, la mayoría de varia-

¹ Esto significa que la política de inercia surge no sólo de un mecanismo de ajuste parcial, como en Judd y Rudebusch (1998), sino también, posiblemente, del hecho de la discreción y los cambios en la tasa objetivo. De acuerdo con Dueker (1999) se emplea un modelo *probit* ordenado para la estimación de la regla de política y se supone que hay un nivel latente continuo de la tasa objetivo, el cual es función lineal de algunos rezagos de las variables explicativas y un término de error.

² La información de los mercados financieros generalmente no es incluida por los autores que trabajan el tema con modelos VAR (véase Christiano, Eichenbaum y Evans (2000) para una encuesta), presumiblemente debido al esquema habitual

bles de estado o factores latentes en estos modelos son esencialmente de naturaleza macro y dejan de lado a los mercados financieros.

Los resultados encontrados en las estimaciones de los modelos *probit* binarios aportan evidencia empírica a favor de incluir conjuntamente variables macroeconómicas y financieras, lo cual es consistente con otras investigaciones realizadas para el caso de la economía estadounidense, como la de Piazzesi (2001).

Para la economía mexicana se mostrará que la consideración de variables macroeconómicas como el indicador global de la actividad económica, IGAE, el tipo de cambio nominal, los componentes del INPC y la curva de rendimientos (a 1 y 91 días), así como el índice de precios al consumidor, el gasto en construcción y la producción industrial para la economía estadounidense, determinan un mejor especificación de un modelo *probit* bajo los diferentes criterios de información. Además, la sensibilidad del modelo, es decir, el número de observaciones que son explicadas es mayor cuando se emplean conjuntamente variables macroeconómicas y financieras de México.

Uno de los principales resultados de nuestra investigación es que Banxico responde en mayor medida a las expectativas de inflación, generadas tras las expectativas de cambios en la demanda de liquidez, las cuales se originan por movimientos en los indicadores de la actividad económica real (IGAE y la inversión fija bruta de México, así como el gasto en construcción y la producción industrial en Estados Unidos), ya que, en caso de que la autoridad monetaria considerará en mayor medida los cambios rezagados en la inflación como determinante de los movimientos en la tasa objetivo, posiblemente existiría un retraso temporal considerable que terminaría por afectar la efectividad de la política monetaria, lo que no sucede en México, ya que se observa como la política monetaria ha sido efectiva en su afán de cumplir con su objetivo principal.

El análisis está organizado en siete secciones: la primera corresponde a la introducción, en la segunda se lleva a cabo una breve revisión de la literatura sobre el tema, en la sección tres se presenta la metodología y la importancia de emplear modelos binarios en elecciones discretas; en la cuatro se describen brevemente los instrumentos y procedimientos operativos de la política monetaria de Banxico, para contextualizar las decisiones discretas en la política monetaria, en la quinta sección se presenta el modelo *probit* binario para el estudio de la política monetaria en México a través del modelado de la tasa de interés de corto plazo; en la sexta se efectúa un análisis empírico de los

de identificación recursiva.

modelos *probit* binario aplicados a la política monetaria de México, la sección siete comprende las conclusiones. Al final del documento se presentan varios apéndices que muestran los resultados analíticos y empíricos sobre la presente investigación.

2. Revisión de la literatura

La presente investigación modela la probabilidad de movimientos en la tasa de interés objetivo de Banxico con base en información de variables macroeconómicas y financieras. Para modelar dicha probabilidad se emplean especificaciones binarias del modelo de elección discreta “probit”, ya que en la literatura especializada los modelos de elección discreta son más *ad-hoc* para modelar la actuación de las autoridades monetarias, sobre la forma en que se toma una decisión de política monetaria, porque la elección de la tasa objetivo no es continua. Una especificación discreta parece más realista como concluyeron Hu y Phillips (2004) y Piazzesi (2001).

A través de la revisión de la literatura encontramos que uno de los trabajos representativos que contrastan los modelos para estudiar la decisión de política monetaria de un Banco Central es el de Piazzesi (2001), trabajo que modeló la tasa de interés como variable continua y como variable de elección discreta. La autora encontró, en sintonía con otros autores, que el modelo de elección discreta captura mejor la actuación de las autoridades monetarias de Estados Unidos. Es importante señalar que dicha autora motiva la incorporación de información conjunta de variables macroeconómicas y rendimientos en sus modelos para mejorar el ajuste de los mismos.

Es importante destacar el trabajo de Cuevas (2003) para el caso de México, en donde se estimó un modelo *probit* binario para identificar los determinantes de las decisiones de aumentar la restricción monetaria a través del “corto” cuando la política monetaria se orientaba a través del Régimen de Saldo Diarios. Al respecto, Cuevas (2003) encuentra que la política monetaria contractiva fue aumentando su frecuencia de mayo de 1996 a marzo de 2003, y que dicha política restrictiva es más probable que ocurra cuando se incrementan la brecha de inflación y las presiones de la demanda cambiaria.

Con base en el modelo de “elección discreta” implícito en Piazzesi (2001) y Cuevas (2003) se estiman tres especificaciones del modelo *probit* binario para el caso de México, esto con la finalidad de investigar si la incorporación conjunta de información macroeconómica y financiera mejora el ajuste del modelo.

3. Metodología y modelado

Para examinar cómo la política monetaria reacciona ante la información de algunas variables macroeconómicas y financieras en México se desarrolla un modelo *probit* binario, el cual permite identificar las variables macroeconómicas y nodos de la curva de rendimientos que influyen en la decisión de política monetaria de Banxico. Con ello se evidencia si para el caso de México la información que contienen los rendimientos, junto con la información macroeconómica, aportan una mejor especificación del modelo bajo los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn.

Este objetivo tiene su origen en la relevancia de considerar la información que contiene la curva de rendimientos, como las percepciones de los participantes en el mercado de deuda gubernamental y el ritmo de la actividad económica; esto en congruencia con la literatura empírica para la economía estadounidense, en la que se observa hay evidencia a favor de que la estimación con información macroeconómica y financiera, en forma conjunta, mejora el ajuste de los modelos en cuestión. Particularmente, se obtiene evidencia sobre si la inclusión de algunos nodos de la curva de rendimientos aporta mayor información para un mejor ajuste del modelo.

Para conformar la base de datos que se empleará en la estimación de los modelos *probit* binarios se requiere conocer a partir de qué periodo la política monetaria condujo directamente a la tasa de interés de corto plazo, así como investigar cuáles son las variables macroeconómicas que influyen en las decisiones de política de Banco de México.

En este sentido, la dirección de la tasa de interés de corto plazo se obtuvo de una investigación a través de los comunicados de política monetaria, misma que se detalla en la sección cuatro, los cuales apuntan a iniciar este estudio a partir de abril de 2004, cuando la tasa de interés de fondeo bancario muestra una dirección directa. Mientras que, para incluir las variables macroeconómicas en nuestros modelos, se analizó que el Banco de México tiene como objetivo principal mantener el poder adquisitivo, por lo que es consiste incluir como variables macroeconómicas a los determinantes de la inflación (el tipo de cambio, indicadores del mercado laboral, la oferta y la demanda agregada, entre otros).

Los datos se obtuvieron de las estadísticas presentadas por Banco de México con periodicidad mensual de abril de 2004 a junio de 2011, con excepción de las series de rendimientos que se obtuvieron de la empresa Valuación Operativa y Referencias de Mercado S.A. de C.V, VALMER, del Grupo de la Bolsa Mexicana de Valores.

El modelo *probit* binario que se estima para identificar algunas de las variables que determinan los movimientos de la política monetaria, a través de la tasa de interés, presenta tres especificaciones:

- 1) Variables macroeconómicas de la economía mexicana,
- 2) Indicadores macroeconómicos de las economías mexicana y estadounidense y
- 3) Series macroeconómicas tanto de México como de Estados Unidos y algunos nodos de la curva de rendimientos.

La anterior división se realiza con la finalidad de encontrar cuál es la mejor especificación del modelo bajo los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn. Los resultados de tales estimaciones se discuten más adelante y se presentan en el apéndice B.

En el referido modelo *probit* binario la variable dependiente considera que el evento $Y_t = 1$ ocurre cuando la tasa de interés de corto plazo mantiene su nivel o disminuye y $Y_t = 0$ si la tasa de interés se incrementa en el mes t . Las variables independientes son: los rendimientos a 1 y 91 días, el IGAE por sectores, el INPC por componentes, el tipo de cambio nominal, indicadores de establecimientos comerciales, el índice de precios al consumidor y el gasto en construcción total (las dos últimas de Estados Unidos), entre otras variables macroeconómicas.

La estimación de los parámetros de los modelos *probit* binarios se obtiene al emplear el método de máxima verosimilitud, porque al estimar modelos con variable latente ya no es posible estimar con mínimos cuadrados ordinarios. Es importante señalar que las condiciones de primer orden no son lineales, por lo tanto, la obtención de los estimadores requirió emplear un método numérico para encontrar el valor de los estimadores que maximizan la función de verosimilitud, en esta investigación se empleó el método *Quadratic Hill Climbing*.

4. Algunas regularidades empíricas de la política monetaria en México

Con base en el comunicado de Banxico sobre el “Régimen de Política Monetaria” se observa que, con el fin de incrementar la efectividad y transparencia, la política monetaria ha convergido de forma gradual

hacia el esquema de objetivos de inflación,³ el cual fue empleado por primera vez en Nueva Zelandia, desde entonces tanto países desarrollados como emergentes han transitado hacia éste.⁴

Los informes de política monetaria en México (2000 - 2011) señalan que en un marco de tipo de cambio flexible, para contribuir a su objetivo prioritario, Banxico establece un régimen de metas de inflación (IT, por sus siglas en inglés *Inflation Targeting*) en 1999 y oficialmente en el año 2001.

Si analizamos el comportamiento de la política monetaria se observa que ésta podría considerarse como neutral o contractiva a partir de julio de 2001, excepto de enero-agosto de 2009 (cuando disminuyó la tasa objetivo 0.5%, en promedio).

Posteriormente, México en 2004 tenía una inflación moderada con respecto a la de Estados Unidos, como se observa en la gráfica 1, después de que Banxico anunciará oficialmente su objetivo de metas de inflación.⁵ Consecuentemente, las expectativas de los agentes económicos contribuyeron de manera significativa a la realización de la meta. Aunque la política monetaria ha ejercido diversos instrumentos, éstos siempre afectan las tasas de interés, lo cual se observa en la gráfica 2.

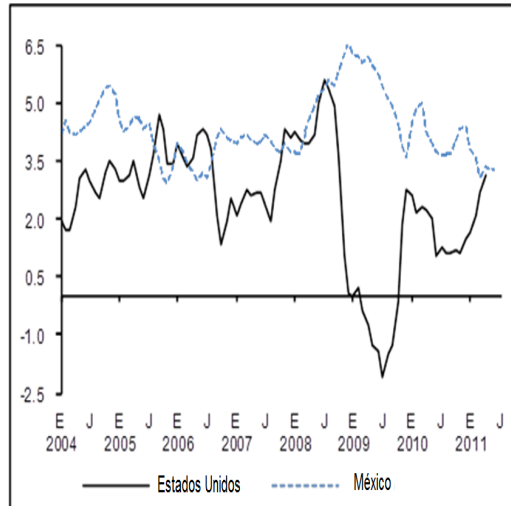
Los instrumentos de la política monetaria para cumplir con su objetivo son: las operaciones de mercado abierto (tasas de interés de corto plazo) y las facilidades de liquidez (al influir en las cuentas de los bancos comerciales en el Banco Central), ya que el Banco de México no puede influir directamente sobre los precios de todos los bienes y servicios de la economía.

³ En enero de 1999 la Junta de Gobierno del Banco de México fijó como objetivo de inflación de mediano plazo para el año 2003 alcanzar un nivel similar al de Estados Unidos y Canadá (un techo de 3% anual). Sin embargo, en 2000 se fijaron metas intermedias de inflación anual para 2001 (en 6.5%) y para 2002 (4.5%). En 2002 Banxico se propuso alcanzar en los años siguientes el objetivo de inflación anual de 3% que puede moverse en un intervalo de más menos 1%, esta meta permite el ajuste de los precios relativos en la economía en consonancia con los cambios en la demanda y la oferta de bienes y servicios.

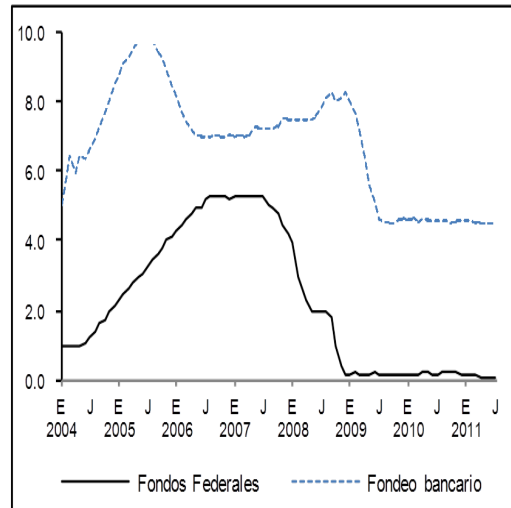
⁴ Entre los países desarrollados que han adoptado este enfoque se encuentran, en orden alfabético, Australia, Canadá, Inglaterra, Islandia, Noruega, Suecia y Suiza. Los países emergentes que se hallan en este régimen son: Brasil, Chile, Colombia, Corea, Filipinas, Hungría, Israel, Perú, Polonia, República Checa, Sudáfrica y Tailandia.

⁵ El régimen de metas de inflación se adoptó oficialmente en el programa monetario para 2001.

Gráfica 1
Inflación anual de 2004-2011 (%)



Gráfica 2
Tasa de interés de 2004-2011 (%)



Fuente: Elaboración propia con base en Banco de México y la Reserva Federal.

Así, la dirección de la tasa de interés de corto plazo se observa desde el comunicado del 27 de abril de 2004: “Se ha observado una marcada reducción de la tasa de fondeo de corto plazo (...). En vista de ello, el Banco de México ha decidido incrementar el “corto”, a partir de hoy, a 37 millones de pesos” (Banxico, 2004:1). El 26 de agosto de 2005 se empezó a señalar explícitamente en los comunicados el nivel de las tasas de interés que Banxico consideraba congruente con el nivel de “corto” prevaleciente, la cita hasta el boletín del 21 de abril de 2006 fue: “relajamiento no mayor a 25 puntos base”. No se dio otra cita sobre la tasa de interés hasta el 27 de abril y el 26 de octubre de 2007: “se restringe en 25 puntos base” (Banxico, 2007:1).

El 21 de enero de 2008 el objetivo operacional de saldos diarios fue sustituido por un objetivo sobre las tasas de fondeo bancario a un día, con lo cual Banxico inyecta o retira directamente la liquidez faltante o sobrante del sistema a través de operaciones de mercado abierto.⁶

Con base en la revisión de esta sección se estiman los modelos de abril de 2004 a junio de 2011, porque se observa que Banxico conduce el comportamiento de la tasa aproximadamente a partir de abril de 2004, aunque dicha actividad se presentó explícitamente en los comunicados de Banxico a partir del 26 de agosto de 2005 y el 21 de enero de 2008, cuando se establece oficialmente la tasa de fondeo bancario a un día como instrumento directo de política monetaria. El periodo de estudio también se fundamenta por la evidencia empírica obtenida en Benavides y Capistrán (2009), ellos encuentran que la volatilidad diaria de la tasa de interés de corto plazo en México disminuyó sustancialmente en abril de 2004.

Consideramos los datos de la tasa de fondeo bancario a partir de abril de 2004 para estimar los modelos y modelamos el evento $Y_t = 1$ cuando la tasa de interés de corto plazo se mantiene o disminuye y en el caso de que la tasa objetivo se incremente toma el valor $Y_t = 0$.

5. El modelo *PROBIT* binario de la política monetaria en México

Esta investigación pretende identificar las variables macroeconómicas y los nodos de los rendimientos que determinan la probabilidad

⁶ Las tasas a las que se remuneran excedentes en las cuentas corrientes o se cobran los sobregiros son de cero y de dos veces la tasa objetivo para el fondeo bancario a plazo de un día, respectivamente.

de movimiento en la tasa de interés de corto plazo, instrumento de política monetaria de Banxico, a través de modelos de elección discreta.

Los modelos *probit* y *logit* cualitativamente producen resultados similares; no obstante, se tiende a emplear más el primero que el segundo por las propiedades de la distribución normal estándar en el término de error de la regresión *probit*. En las siguientes secciones se especifica el modelo *probit* binario que se empleará.

5.1. Especificación del modelo *probit* binario

A continuación se realiza una breve revisión del modelo *probit*, el cual supone que hay una variable latente no observada y_t^* de $(T \times 1)$ que se relaciona linealmente con x_t a través de una matriz de $(l \times T)$ de regresores estacionarios de la forma:

$$y_t^* = x_t' \beta + u_t, \quad (1)$$

donde: β es un vector de parámetros $(l \times 1)$ y u_t es un vector de perturbaciones aleatorias de $(T \times 1)$ con función de distribución acumulada de una variable normal estándar:

$$\Phi(x' \beta) = \int_{-\infty}^{x' \beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{(-u^2/2)} du \quad (2)$$

En un modelo *probit* binario se parte de (1) donde la variable dependiente observada está determinada por:

$$y_t^* = \begin{cases} 0 & \text{si } y_t^* > 0 \\ 1 & \text{si } y_t^* \leq 0 \end{cases}$$

El evento de un incremento en la tasa objetivo toma el valor $y_t = 0$, en tanto que $y_t = 1$ ocurre cuando se mantiene o disminuye la tasa de interés de corto plazo en el mes t .

$$\Pr(y_t = 1|x_t, \beta) = \Pr(y_t^* \leq 0) = \Pr(x_t' \beta + u_t \leq 0) = \Phi(-x_t' \beta) \quad (4)$$

Entonces, la probabilidad de cada evento se puede expresar como una probabilidad cuya distribución está dada por la normal estándar como sigue:

$$\Pr(y_t = 0|x_t, \beta) = 1 - \Phi(-x_t' \beta) = \Phi(x_t' \beta) \quad (5)$$

y

$$\Pr(y_t = 1|x_t, \beta) = \Phi(-x_t' \beta) = 1 - \Phi(x_t' \beta) \quad (6)$$

donde: Φ es una función estrictamente creciente y continua, definida en los números reales y devuelve un valor que va de cero a uno.

Supóngase que se tienen n observaciones independientemente e idénticas en distribución que siguen el modelo

$$P_t = \Pr(y_t = 1|x_t, \beta) = 1 - \Phi(x_t' \beta).$$

Para obtener el estimador de máxima verosimilitud (MLE, por sus siglas en inglés)⁷ condicionado a las variables explicativas se utiliza la función:

$$L(\beta) = \prod_{y_t=1} P_t \prod_{y_t=0} (1 - P_t) = \prod_{t=1}^T \left[1 - \Phi(x_t' \beta) \right]^{y_t} \Phi(x_t' \beta)^{(1-y_t)} \quad (7)$$

El logaritmo de la función de verosimilitud está dado por:

$$l(\beta) = \ln L(\beta) = \sum_{t=1}^T \left[y_t \ln \left(1 - \Phi(x_t' \beta) \right) + (1 - y_t) \ln \Phi(x_t' \beta) \right] \quad (8)$$

⁷ Cuando la variable dependiente es dicotómica el valor $E(Y|X)$ no es lineal en los parámetros β , se tendrán que emplear métodos no lineales para estimar los parámetros; por ejemplo, el método de máxima verosimilitud (MLE, *Maximum Likelihood Estimator*).

Dada esta especificación se pueden estimar los parámetros con el método MLE. Las condiciones de primer orden no son lineales, por lo que la obtención de estimadores requiere métodos iterativos. Se empleó el método *Quadratic Hill Climbing*.⁸ La idea en este método es que cuando se está lejos del máximo, la aproximación cuadrática local para la función puede ser no factible, por lo que puede ser mejor seguir el gradiente o añadir una matriz de corrección para la matriz *hessiana*.⁹

El código cero-uno como una variable tiene ventajas ya que el valor esperado de y_t es simplemente la probabilidad de que $y_t = 1$. En efecto,

$$\begin{aligned} E(y_t | x_t, \beta) &= 1 \cdot \Pr(y_t = 1 | x_t, \beta) + 0 \cdot \Pr(y_t = 0 | x_t, \beta) \\ &= \Pr(y_t = 1 | x_t, \beta) \end{aligned} \quad (9)$$

En la siguiente sección se presenta un análisis de la base de datos que se formó para la estimación del modelo.

5.2. Datos utilizados

Se elaboró una base de datos mensuales que contiene variables macro-económicas de México y Estados Unidos. Los datos se obtuvieron de las estadísticas presentadas por Banco de México, la periodicidad es mensual de abril de 2004 a junio de 2011,¹⁰ con excepción de las series de rendimientos que se obtuvieron de VALMER.

⁸ El método *Quadratic Hill Climbing* es una variación directa de *Newton-Raphson* (que se atribuye a Goldfeld y Quandt). El método empleado en esta investigación modifica el algoritmo de *Newton-Raphson* mediante la adición de una matriz de corrección para la matriz *hessiana*, lo cual puede converger en menos iteraciones a la solución.

⁹ Es importante estimar el modelo *probit* mediante métodos numéricos para encontrar el valor de los estimadores que maximizan el logaritmo de la función de verosimilitud. No se emplea el método de mínimos cuadrados cuando Y es dicótoma, porque presenta problemas como: no normalidad del término de error (de hecho seguiría una distribución binomial), heteroscedásticidad (el término de error no tiene varianza constante) y predicciones fuera del rango (no se garantiza que el valor predicho de Y estará entre 0 y 1).

¹⁰ El periodo de análisis se eligió porque a partir de abril de 2004 se observó que Banxico guía directamente la tasa de fondeo bancario a un día, variable dependiente de los modelos estimados, para un mayor detalle del tema véase la sección 4.

Las variables de México que contiene la base son: IGAE por sectores, tasa de fondeo bancario, tasa objetivo de Banxico (de enero de 2008 a junio de 2011), INPC por componentes, inversión fija bruta, tipo de cambio nominal, exportaciones y los indicadores de establecimientos comerciales, entre otras que resultaron no significativas para los modelos estimados. Los rendimientos de los bonos cupón (CETES) cero que contiene la base son a plazo de: 1, 28, 91, 182, 364, 728, 1092 1820, 2548 y 3600 días.

Los indicadores macroeconómicos de Estados Unidos en la base construida son: índice de precios al consumidor, producción industrial, gasto en construcción total, entre otras que no fueron significativas en los modelos estimados. La notación empleada para las variables se encuentra en el apéndice A.

Respecto a la variable dependiente limitada, la metodología para la construcción de dicha variable dependiente del modelo binario considera que: el evento $Y_t = 1$ ocurre cuando la tasa de interés de corto plazo se mantiene o disminuye, y si la tasa de fondeo bancario se incrementa toma el valor $Y_t = 0$.

Una vez descritos los datos, se analizan los resultados de las estimaciones del modelo presentado en el apartado 5.1. y se identifican algunas de las variables macroeconómicas y rendimientos que potencialmente influyen en la decisión de política monetaria en México, a través de la tasa de interés de corto plazo.

6. Análisis empírico de los modelos *probit* binario aplicados a la política monetaria de México

En esta parte se analizan los resultados del modelo *probit* binario. Además, se presenta una posible explicación sobre el comportamiento de algunas variables macroeconómicas y rendimientos que influyen en la decisión de política monetaria de Banxico.

6.1. Resultados de la estimación del modelo *probit* binario

Debido a que la literatura sobre el estudio de las tasas de interés sugiere que la información conjunta de variables macroeconómicas y rendimientos mejora el ajuste de los modelos, se estimaron tres especificaciones del modelo *probit* binario. La primera considera sólo variables macroeconómicas de la economía mexicana (modelo 1), la segunda incluye indicadores macroeconómicos de Estados Unidos (modelo 2) y la última contiene series macroeconómicas tanto de México

como de Estados Unidos y rendimientos (modelo 3). Los resultados de las estimaciones se presentan en el apéndice B.

En general, se observa que los movimientos en las variables que representan la actividad económica real (como los componentes del IGAE, la inversión fija bruta de México, el gasto en construcción de Estados Unidos) reflejan presiones sobre los cambios en la demanda de liquidez futura, esto podría generar expectativas futuras de variaciones en la inflación, razón por la cual el Banco Central reaccionaría con movimientos en su tasa objetivo acordes con la estabilidad de precios, dependiendo de la parte del ciclo económico en la que se encuentre la economía.¹¹

En este contexto, en el modelo *probit* 1 estimado se observa que si la tasa de crecimiento promedio del IGAE industrial aumenta 1%, la probabilidad de que incremente la tasa objetivo es de 56.6%, por los mencionados cambios que se considera que el Banco Central prevé en la demanda de liquidez futura. Otras variables que también resultaron significativas corresponden a las tasas de crecimiento del: índice de precios de las mercancías en $t - 1$, índice de precios de productos agropecuarios en $t - 1$, número de empresas que realizaron revisiones salariales en $t - 1$, IGAE agropecuario, tipo de cambio nominal, de la inversión fija bruta, de las exportaciones en $t - 2$ y de los indicadores de establecimientos comerciales (en $t - 1$ de las ventas netas al menudeo y en $t - 2$ en las de mayoreo).

La bondad del ajuste a través de *Hosmer-Lemeshow* (H-L) (ver apéndice C) compara el valor esperado ajustado y el valor actual por

¹¹ Recuérdese que para interpretar los resultados del modelo *probit* binomial es importante tener presentes los tipos de efectos marginales, pueden presentarse dos de ellos, el efecto marginal índice y el efecto marginal de probabilidad. Los tipos de efectos marginales en modelos *probit* se definen como sigue: para el caso en el que X_j es continua el efecto marginal índice de X_j es

$$\frac{\partial E(Y_i^* | x_i^T)}{\partial X_{ij}} = \frac{\partial x_i^T \beta}{\partial X_{ij}} = \beta_j.$$

Mientras que el efecto marginal de probabilidad para el caso en el que X_j es continua, es

$$\frac{\partial Pr(Y_i=1)}{\partial X_{ij}} = \frac{\partial \Phi(x_i^T \beta)}{\partial X_{ij}} = \phi(x_i^T \beta) \frac{\partial x_i^T \beta}{\partial X_{ij}}$$

Sin embargo, el efecto marginal índice presenta limitaciones para interpretarse cuando se tiene una variable dependiente latente. En este contexto, esta investigación presenta la interpretación del efecto marginal de probabilidad que considera la relación entre las variables explicativas. El cual se obtuvo al utilizar el resultado de las pendientes β' s y el valor de la normal estándar en $x_i^T \beta$.

grupo de series, si el valor esperado y el actual difieren en más de 50%, se rechaza el modelo porque no se ajusta a los datos. La evaluación de la bondad de ajuste para este modelo muestra que la diferencia entre el valor esperado y el actual no es grande (0.2738), además el estadístico H-L muestra que a 95% de confianza el modelo se ajusta a los datos, ya que no se rechaza la hipótesis nula.

En la literatura sobre el tema la tabla de pronóstico-expectativa se refiere a la tabla de clasificación que muestra la sensibilidad y especificidad del modelo (véase el apéndice D). La fracción asociada a $Y_t = 1$, que corresponde a observaciones que son pronosticadas correctamente, determina la sensibilidad, mientras que la fracción asociada a $Y_t = 0$, que corresponde a observaciones que son correctas, es conocida como la especificidad, las dos fracciones se representan en porcentajes.

El modelo 1 está pronosticando correctamente 89.47% de las observaciones cuando $Y_t = 0$ y 93.85% de las observaciones cuando $Y_t = 1$, el total del pronóstico correcto es de 92.86 por ciento. Con estos resultados se puede decir que el modelo 1 es bueno en especificidad y sensibilidad. Además, el indicador de ganancia nos provee de una medida predictiva del modelo que es aceptable (68.42 por ciento).

El modelo *probit* 2 estimado muestra que si la tasa de crecimiento promedio de la producción industrial de Estados Unidos aumenta 1%, la probabilidad de que aumente la tasa objetivo es de 62.8 por ciento. Otras variables que también resultaron significativas corresponden a las tasas de crecimiento del: índice de precios de las mercancías en $t - 1$, índice de precios de productos agropecuarios en $t - 1$, IGAE agropecuario, índice de las ventas netas al por mayor en $t - 2$ y de las exportaciones en $t - 2$, para el caso de los indicadores de México. Respecto a las variables significativas de Estados Unidos se tiene: el crecimiento del gasto en construcción total, la inflación de las materias primas y de los servicios (véase apéndice B).

La bondad de ajuste del modelo 2 se lleva a cabo mediante la prueba de *Hosmer-Lemeshow* (en el apéndice C se presentan los resultados). La evaluación de la bondad de ajuste a través de H-L para este modelo muestra que la diferencia entre el valor esperado y el actual es mayor que la del modelo 1 en 0.1021. El estadístico muestra que a 95% de confianza el modelo se ajusta a los datos.

El modelo 2 está pronosticando correctamente 84.21% de las observaciones cuando $Y_t = 0$ y 93.75% cuando $Y_t = 1$, en total pronostica correctamente 91.57%, con estos resultados se puede decir que el modelo 2 es bueno en especificidad y sensibilidad (véase apéndice D).

En el modelo *probit* 3 estimado se observa que si el primer rezago

de la tasa de crecimiento promedio del IGAE industrial aumenta 1%, la probabilidad de que se incremente la tasa objetivo es de 55.7%. Otras variables que también resultaron significativas corresponden a las tasas de crecimiento promedio del: índice de precios de productos agropecuarios en $t - 1$, índice de las ventas netas al por mayor en $t - 2$, tipo de cambio nominal en $t - 1$ y de las exportaciones de otros productos petroleros que excluyen las de crudo, para el caso de las variables de México. También resultaron significativas la inflación de las materias primas para el caso de las variables de Estados Unidos y la tasa de crecimiento del gasto en construcción total (véase apéndice B). Los rendimientos a un día (rezagado un periodo) y 91 días en promedio explican considerablemente la probabilidad de un movimiento en la tasa objetivo del Banco de México.

La evaluación de la bondad de ajuste para el modelo 3, a través de H-L, señala que la diferencia entre el valor esperado y el actual es 1.1647. El estadístico muestra que a 95% de confianza el modelo se ajusta a los datos porque no se rechaza la hipótesis nula (véase apéndice C). El modelo 3 pronostica en total 94.05% correctamente, en específico se observa que éste pronostica correctamente 84.21% de las observaciones cuando $Y_t = 0$ y 96.92% de las observaciones cuando $Y_t = 1$, con estos resultados se observa que el modelo 3 es el de mejor sensibilidad respecto de las otras especificaciones del modelo *probit* binario estimadas. La ganancia del modelo 3 es 77.96%, la cual es mejor respecto a las otras especificaciones estimadas (véase apéndice D).

El análisis anterior de los resultados muestra que incluir variables macroeconómicas y financieras (series de rendimientos) conjuntamente mejora la sensibilidad del modelo. Además, con base en los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn la mejor especificación del modelo *probit* binario es la que corresponde a la incorporación de variables macroeconómicas y financieras (véase apéndice B).

7. Conclusiones

Los modelos de elección discreta proporcionan un mejor acercamiento al modelado de las decisiones de política monetaria porque la autoridad monetaria no toma sus decisiones en forma continua, esto se observa en el contenido de las minutas tanto de los Bancos Centrales de México como de Estados Unidos.¹² Por tal razón la literatura sobre el

¹² Minuta del 27-IV-2011 con información del Comité Federal de Mercado

tema está empezando a modelar las decisiones de política monetaria mediante modelos de elección discreta.

En este sentido, las estimaciones de los modelos *probit* binarios presentados en esta investigación, para el periodo abril de 2004 a junio de 2011, arrojan resultados que son consistentes con la evidencia empírica y con estudios como el de Piazzesi (2001) respecto a que la inclusión conjunta de información macroeconómica y financiera mejora el ajuste del modelo.

En respuesta a la pregunta planteada en esta investigación sobre cuáles son las principales variables macroeconómicas y rendimientos que determinan la decisión de política monetaria en pro de la estabilidad de precios, se encontró que Banxico responde en mayor medida a las expectativas de inflación, generadas tras expectativas de cambios en la demanda de liquidez; dichas expectativas de cambios en la demanda de liquidez se originan porque se considera que las autoridades monetarias analizan el comportamiento de los indicadores de la actividad económica real (IGAE, inversión fija bruta de México, así como indicadores de la actividad real de Estados Unidos, como el gasto en construcción y la producción industrial, entre otras).

Si la autoridad monetaria sólo considerará los cambios en $t - 1$ de la inflación como principal determinante de los movimientos en la tasa objetivo, por los retardos de efecto de la política monetaria, no se tendría el efecto de política monetaria sobre la inflación en el periodo requerido. Así, los resultados encontrados son congruentes con la evidencia empírica de una eficiente conducción de la política monetaria en pro de la estabilidad de precios.

En resumen, se encuentra evidencia empírica que señala conjunción de las variables macroeconómicas con algunos nodos de la curva de rendimientos para obtener una mejor especificación del modelo, con base en los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn (véase apéndice B). Específicamente se mejora la sensibilidad del modelo *probit* binario 3 (véase apéndice C). En futuras investigaciones podría extenderse la literatura existente en el tratamiento de los modelos *probit*, de una especificación binaria a la especificación multinomial para el caso de México.

Abierto, que se reunió en marzo de 2011: “El Comité anunció que continuará monitoreando el panorama económico y las condiciones en los mercados financieros. Y está dispuesto a proporcionar ayuda adicional, si es necesario, con la finalidad de promover la recuperación económica y la estabilidad de precios, para obtener niveles consistentes con su mandato” (traducción propia, FED, 2011:1); véase también la minuta del Banco de México publicada el 29-IV-2011.

Apéndice

A. Notación

<i>Notación</i>	<i>Variable</i>	<i>Unidades</i>
<i>Objetivo</i>	<i>Tasa de interés objetivo del modelo probit binario</i>	<i>Categorías</i>
Δ IMER	Inflación de mercancías	%
Δ ISERV	Inflación de servicios	%
Δ IAGRO	Inflación de agropecuarios	%
Δ ISUB	Inflación subyacente	%
Δ INOSUB	Inflación no subyacente	%
Δ IGAE	Crecimiento del IGAE	%
Δ IGAEA	Crecimiento del IGAE agropecuario	%
Δ IGAEI	Crecimiento del IGAE industrial	%
Δ IGAES	Crecimiento del IGAE servicios	%
Δ W	Crecimiento mensual del número de empresas que realizaron revisiones salariales	%
Δ IFB	Crecimiento de la inversión fija bruta	%
Δ EX	Crecimiento de las exportaciones totales	%
Δ EXOTRAS	Crecimiento de las exportaciones petroleras que excluyen las de crudo	%
Δ TCN	Depreciación del tipo de cambio	%
Δ IVNMAYOR	Tasa de crecimiento de las ventas netas en términos reales, al por mayor	%
Δ IVNMENOR	Tasa de crecimiento de las ventas netas en términos reales, al por menor	%
Δ PI	Crecimiento de la producción industrial (variable de Estados Unidos)	%
Δ CONS	Crecimiento del gasto en construcción total (variable de Estados Unidos)	%
Δ IPCCOM	Inflación de las materias primas (variable de Estados Unidos)	%
Δ IPCSERV	Inflación en servicios (variable de Estados Unidos)	%

(continuación)

<i>Notación</i>	<i>Variable</i>	<i>Unidades</i>
<i>Objetivo</i>	<i>Tasa de interés objetivo del modelo probit binario</i>	<i>Categorías</i>
REND1	Rendimiento de los bonos cupón cero a 1 día	%
REND28	Rendimiento de los bonos cupón cero a 28 días	%
REND91	Rendimiento de los bonos cupón cero a 91 días	%

B. Estimadores de los modelos probit binarios

Modelo 1
Variables macroeconómicas de México (pendientes)

Objetivo(-1)	7.47133*	Δ IGAEA	-19.34231**	Δ TCN	-25.95541***
	(2.16522)		(8.67561)		(15.60517)
Δ IMER(-1)	-3.38651***	Δ IGAEI(-1)	86.81657***	Δ TCN(-1)	-14.51244
	(1.94269)		(49.82339)		(15.51404)
Δ ISERV(-1)	-2.21937	Δ IGAES	-5.46348	Δ IVNMAYOR(-2)	-20.07178*
	(1.79991)		(58.39532)		(7.73716)
Δ IAGRO(-1)	0.28474***	Δ IFB	-43.17945***	Δ IVNMENOR(-1)	11.89056**
	(0.15940)		(24.28070)		(5.42243)
Δ W(-1)	4.17831**	Δ EX(-2)	-65.17351*		
	(1.91749)		(22.74355)		

Notas: A un nivel de significancia de 1%(*), 5%(**) y 10%(***), errores estándar entre paréntesis. Factor de ajuste: 3.4005835723.

Modelo 2
*Variables macroeconómicas de México
 y Estados Unidos (pendientes)*

Objetivo(-1)	6.14122*	Δ W(-1)	2.83391	Δ EX(-2)	-33.30632**
	(1.74541)		(1.86022)		(16.55012)
Δ IMER(-1)	-5.91537*	Δ IGAEA	13.85994***	Δ PI	74.58116
	(2.54669)		(7.75669)		(59.11417)
Δ ISERV(-1)	-2.69137	Δ IGAEI	-32.09329	Δ CONS	-97.18937*
	(1.98074)		(37.03466)		(36.78560)
Δ IAGRO(-1)	0.41854**	Δ IVNMAYOR(-2)	-19.48100*	Δ IPCCOM	-0.91328**
	(0.21144)		(7.67190)		(0.47460)
				Δ IPCSERV	2.88090**
					(1.28113)

Notas: A un nivel de significancia de 1%(*), 5%(**) y 10%(***), errores estándar entre paréntesis. Factor de ajuste: 2.5891375557902.

Modelo 3
Variables macroeconómicas y rendimientos
(pendientes)

OBJETIVO(-1)	6.55682*	Δ IGAEA(-1)	11.04059	Δ TCN(-1)	-55.09519***	Δ REND1(-1)	14.33377**
	(2.44000)		(8.20133)		(30.36291)		(6.38619)
Δ ISERV(-1)	2.49950	Δ IGAEI(-1)	88.86646***	Δ EXOTRAS	6.80744**	Δ REND91	-14.41659**
	(2.48835)		(54.05526)		(3.53210)		(6.40152)
Δ IAGRO(-1)	0.57218**	Δ IGAES(-1)	-0.90754	Δ CONS(-1)	-86.25369**		
	(0.29749)		(78.31507)		(44.65559)		
Δ INOSUB(-1)	-0.48150	Δ IVNMAYOR(-2)	-23.33823*	Δ IPCCOM	-2.89242*		
	(0.31968)		(9.67617)		(1.14754)		

Notas: Nivel de significancia de 1%(*), 5%(**) y 10%(***), errores estándar entre paréntesis. Factor de ajuste: 3.040463044147.

<i>Criterios</i>	<i>Modelo</i>		
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
Log verosimilitud	-14.1343	-13.0745	-10.1964
Criterio de información de: Akaike	0.6699	0.6283	0.5761

(continuación)

<i>Criterios</i>	<i>Modelo</i>		
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
Schwarz	1.0750	1.0072	0.9812
Hannan-Quinn	0.8327	0.7805	0.7390

C. Pruebas de bondad de ajuste de los modelos probit binarios

Evaluación de la bondad de ajuste para la especificación del modelo probit binario/*

<i>Cuantiles</i>	<i>Y=0</i>		<i>Y=1</i>		<i>Total observaciones</i>	<i>H-L valor</i>
	<i>Actual</i>	<i>Esperado</i>	<i>Actual</i>	<i>Esperado</i>		
<i>Modelo 1</i>						
1	14	14.1433	2	1.8567	16	0.0125
2	5	5.0273	12	11.9727	17	0.0002
3	0	0.2572	17	16.7428	17	0.2611
4	0	0.0000	17	17.0000	17	0.0000
5	0	0.0000	17	17.0000	17	0.0000
Total	19	19.4278	65	64.5722	84	0.2738

(continuación)

Cuantiles	Y=0		Y=1		Total observaciones	H-L valor
	Actual	Esperado	Actual	Esperado		
<i>Modelo 2</i>						
1	15	14.8784	1	1.1216	16	0.0142
2	4	4.4951	13	12.5049	17	0.0741
3	0	0.2817	16	15.7183	16	0.2867
4	0	0.0008	17	16.9992	17	0.0008
5	0	0.0000	17	17.0000	17	0.0000
Total	19	19.6560	64	63.3440	83	0.3759
<i>Modelo 3</i>						
1	16	15.3920	0	0.6080	16	0.6320
2	3	4.0677	14	12.9323	17	0.3684
3	0	0.1627	17	16.8373	17	0.1643
4	0	0.0000	17	17.0000	17	0.0000
5	0	0.0000	17	17.0000	17	0.0000
Total	19	19.6225	65	64.3775	84	1.1647

Nota: */Agrupación basada en el riesgo previsto.

Prueba de Hosmer-Lemeshow

	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>
Estadístico H-L	0.2738	0.3759	1.1647
Probabilidad χ^2	0.9649	0.9452	0.7615

Nota: H_0 : El modelo se ajusta a los datos.

D. Evaluación de pronóstico-expectativa de los modelos probit binarios

Evaluación de pronóstico-expectativa del modelo binario

	<i>Ecuación estimada</i>			<i>Probabilidad constante</i>		
	<i>Y=0</i>	<i>Y=1</i>	<i>Total</i>	<i>Y=0</i>	<i>Y=1</i>	<i>Total</i>
<i>Modelo 1</i>						
$P(Y=1) \leq C$	17	4	21	0	0	0
$P(Y=1) > C$	2	61	63	19	65	84
Total	19	65	84	19	65	84
% correcto	89.47	93.85	92.86	0.00	100.00	77.38
% incorrecto	10.53	6.15	7.14	100.00	0.00	22.62
Total de ganancia*	89.47	-6.15	15.48			
Porcentaje de ganancia**	89.47		68.42			

(continuación)

	<i>Ecuación estimada</i>			<i>Probabilidad constante</i>		
	<i>Y=0</i>	<i>Y=1</i>	<i>Total</i>	<i>Y=0</i>	<i>Y=1</i>	<i>Total</i>
E(# de Y=0)	14.84	4.59	19.43	4.30	14.70	19.00
E(# de Y=1)	4.16	60.41	64.57	14.70	50.30	65.00
Total	19	65	84	19	65	84
Correcto	14.84	60.41	75.24	4.30	50.30	54.60
% correcto	78.09	92.94	89.58	22.62	77.38	64.99
% incorrecto	21.91	7.06	10.42	77.38	22.62	35.01
Total de ganancia*	55.47	15.56	24.58			
Porcentaje de ganancia**	71.68	68.77	70.22			
<i>Modelo 2</i>						
$P(Y=1) \leq C$	16	4	20	0	0	0
$P(Y=1) > C$	3	60	63	19	64	83
Total	19	64	83	19	64	83
Correcto	16	60	76	0	64	64
% correcto	84.21	93.75	91.57	0.00	100.00	77.11
% incorrecto	15.79	6.25	8.43	100.00	0.00	22.89
Total de ganancia*	84.21	-6.25	14.46			
Porcentaje de ganancia**	84.21		63.16			
E(# de Y=0)	15.24	4.42	19.66	4.35	14.65	19.00
E(# de Y=1)	3.76	59.58	63.34	14.65	49.35	64.00
Total	19	64	83	19	64	83

(continuación)

	<i>Ecuación estimada</i>			<i>Probabilidad constante</i>		
	<i>Y=0</i>	<i>Y=1</i>	<i>Total</i>	<i>Y=0</i>	<i>Y=1</i>	<i>Total</i>
Correcto	15.24	59.58	74.82	4.35	49.35	53.70
% correcto	80.19	93.09	90.14	22.89	77.11	64.70
% incorrecto	19.81	6.91	9.86	77.11	22.89	35.30
Total de ganancia*	57.30	15.99	25.44			
Porcentaje de ganancia**	74.31	69.84	72.07			
<i>Modelo 3</i>						
$P(Y=1) \leq C$	16	2	18	0	0	0
$P(Y=1) > C$	3	63	66	19	65	84
Total	19	65	84	19	65	84
Correcto	16	63	79	0	65	65
% correcto	84.21	96.92	94.05	0.00	100.00	77.38
% incorrecto	15.79	3.08	5.95	100.00	0.00	22.62
Total de ganancia*	84.21	-3.08	16.67			
Porcentaje de ganancia**	84.21		73.68			
E(# de $Y=0$)	16.07	3.55	19.62	4.30	14.70	19.00
E(# de $Y=1$)	2.93	61.45	64.38	14.70	50.30	65.00
Total	19	65	84	19	65	84
Correcto	16.07	61.45	77.52	4.30	50.30	54.60
% correcto	84.58	94.54	92.29	22.62	77.38	64.99
% incorrecto	15.42	5.46	7.71	77.38	22.62	35.01

(continuación)

	<i>Ecuación estimada</i>			<i>Probabilidad constante</i>		
	<i>Y=0</i>	<i>Y=1</i>	<i>Total</i>	<i>Y=0</i>	<i>Y=1</i>	<i>Total</i>
Total de ganancia*	61.97	17.16	27.29			
Porcentaje de ganancia**	80.08	75.84	77.96			

Notas: *cambio en “% correcto” de quiebra (prob. constante); **porcentaje de incorrecta (quiebra) predicción corregida por ecuación.

Referencias

- Benavides G. y C. Capistrán. 2009. Una nota sobre las volatilidades de la tasa de interés y del tipo de cambio según diferentes instrumentos de política monetaria: México, 1998-2008, *Monetaria*, 32(39): 391-412.
- Banco de México. 2000-2011. *Informe de política monetaria*, varios años, México.
- . 2004. Anuncio de las decisiones de política monetaria, comunicado del 27 de abril, México.
- . 2005. Anuncio de las decisiones de política monetaria, comunicados del 26 de agosto, 23 de septiembre, 28 de octubre, 25 de noviembre y 9 de diciembre, México.
- . 2006. Anuncio de las decisiones de política monetaria, comunicados del 27 de enero, 24 de febrero, 24 de marzo y 21 de abril, México.
- . 2007. Anuncio de las decisiones de política monetaria, comunicados del 27 de abril y 26 de octubre, México.
- Chan, K.C., G.A. Karolyi, F.A. Longstaff y A.B. Sanders. 1992. An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate, *Journal of Finance*, 47(3): 1209-1227.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum y C.L. Evans. 2000. Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? en J.B. Taylor y M. Woodford (comps.) *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, vol. 1, cap. 2, pp. 65-148.
- Constantinides, G. 1992. A Theory of the Nominal Term Structure of Interest Rates, *Review of Financial Studies*, 5(4): 531-552.
- Cox, J.C., J.E. Ingersoll y S.A. Ross. 1985. A Theory of the Term Structure of Interest Rates, *Econometrica*, 53(2): 385-407.
- Cuevas, A. 2003. Los determinantes de la decisión de aumentar la restricción monetaria en México, Banco de México, <www.cemla.org/old/pdf/redviii/mexico_cuevas.pdf>.
- Dueker, M. 1999. Measuring Monetary Policy Inertia in Target Fed Funds Rate Changes, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, September/October: 3-10.
- Federal Reserve System (FED). 2011. *Press Release*, minuta del 27 de abril, <www.federalreserve.gov/newsevents/press/monetary/20110427a.htm>.
- Gürkaynak, R.S., B. Sack, y E. Swanson. 2003. The Excess Sensitivity of Long-Term Interest Rates: Evidence and Implications for Macroeconomic Models, Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series, núm. 2003-50.
- Hördahl, P., O. Tristani y D. Vestin. 2006. A Joint Econometric Model of Macroeconomic and Term-Structure Dynamics, *Journal of Econometrics*, 131(1-2): 405-444.
- Hu, Ling y P.C.B. Phillips. 2004. Dynamics of the Federal Funds Target Rate: A Nonstationary Discrete Choice, *Journal of Applied Econometrics*, 19(17): 851-867.
- Hull, J. y A. White. 1990. Pricing Interest Rate Derivative Securities, *Review of Financial Studies*, 3(4): 573-592.

- . 1993. One Factor Interest Rate Models and The Valuation of Interest Rate Derivative Securities, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28(2): 235-254.
- Judd, J.P. y G.D. Rudebusch. 1998. Taylors Rule and the Fed: 1970-1997, Federal Reserve Bank of San Francisco *Economic Review*, 3: 3-16, <www.frbsf.org/econsrch/econrev/98-3/3-16.pdf>.
- Piazzesi, M. 2001. An Econometric Model of the Yield Curve with Macroeconomic Jump Effects, *NBER, Working Paper Series*, núm 8246.
- VALMER. (s/f). Grupo Bolsa Mexicana de Valores, México, <www.valmer.com.mx/es/>.