

Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2008-10

**Un Modelo Macroeconómico de la Estructura
Temporal de Tasas de Interés en México**

Josué Fernando Cortés Espada
Banco de México

Manuel Ramos-Francia
Banco de México

Julio 2008

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Un Modelo Macroeconómico de la Estructura Temporal de Tasas de Interés en México*

Josué Fernando Cortés Espada[†]
Banco de México

Manuel Ramos-Francia[‡]
Banco de México

Resumen

En este artículo se investiga cómo afectan distintos choques macroeconómicos a la estructura temporal de tasas de interés en México. En particular, se desarrolla un modelo que combina una especificación de no-arbitraje de la estructura temporal de tasas con un modelo macroeconómico para una economía pequeña y abierta. Se encuentra que aquellos choques que tienen un efecto persistente sobre la inflación afectan el nivel de la curva de rendimientos. El efecto en los rendimientos de mediano y largo plazo es provocado por el incremento en las expectativas de tasas de interés futuras de corto plazo y por las primas de riesgo. Con respecto a los choques de demanda, se encuentra que un choque positivo provoca un incremento y un aplanamiento en la curva de rendimientos. El aplanamiento es explicado por la respuesta de la autoridad monetaria y por las primas de riesgo variables.

Palabras Clave: Estructura-Temporal, No-Arbitraje, Choques Macroeconómicos.

Abstract

This paper investigates how different macroeconomic shocks affect the term-structure of interest rates in Mexico. In particular, we develop a model that combines a no-arbitrage specification of the term structure with a macroeconomic model of a small open economy. We find that shocks that are perceived to have a persistent effect on inflation affect the level of the yield curve. The effect on medium and long-term yields results from the increase in expected future short rates and in risk premia. With respect to demand shocks, our results show that a positive shock leads to an upward flattening shift in the yield curve. The flattening of the curve is explained by both the monetary policy response and the time-varying term premia. Keywords: Term-Structure, No-Arbitrage, Macroeconomic Shocks.

Keywords: Term-Structure, No-Arbitrage, Macroeconomic Shocks.

JEL Classification: C13, E43, G12.

*Este documento se presentó en mayo de 2008 en el Taller de Economistas en Jefe, Centro de Estudios de Bancos Centrales (CCBS) del Banco de Inglaterra. Agradecemos a los participantes por sus comentarios. De igual manera agradecemos a Ana María Aguilar, Arturo Antón, Emilio Fernández-Corugedo y Alberto Torres por sus valiosos comentarios y sugerencias. Lorenza de Icaza, Jorge Mejía, Claudia Ramirez y Diego Villamil proporcionaron excelente ayuda en la investigación.

[†] Dirección General de Investigación Económica. Email: jfcortes@banxico.org.mx.

[‡] Dirección General de Investigación Económica. Email: mrfran@banxico.org.mx.

1. Introducción

En el presente documento se investigan los efectos de distintos choques macroeconómicos sobre la estructura temporal de tasas de interés en México. En particular, se desarrolla y estima un modelo que combina una especificación afín de no-arbitraje de la estructura temporal de tasas de interés, en el sentido de Ang y Piazzesi (2003), con un modelo macroeconómico de pequeña escala para una economía pequeña y abierta (SOE, por sus siglas en inglés). La especificación afín de no-arbitraje permite que las primas de riesgo cambien en el tiempo, mientras que el modelo macro introduce estructura en la dinámica de las variables macro, lo cual permite identificar el efecto de los choques estructurales sobre la economía (la literatura de no-arbitraje típicamente utiliza vectores autorregresivos para describir la dinámica de las variables de estado).

La descripción del comportamiento conjunto de la curva de rendimientos y las variables macroeconómicas es importante para la valuación de bonos, las decisiones de inversión y la política financiera y monetaria, entre otros. Las recientes investigaciones teóricas y empíricas en finanzas han mejorado el entendimiento de las propiedades dinámicas de la estructura temporal de tasas de interés. La mayoría de los modelos de estructura temporal utilizan factores latentes para explicar las fluctuaciones de la estructura temporal; por ejemplo, Duffie y Kan (1996), Dai y Singleton (2000), y Duffee (2002). Dichos modelos se desarrollan bajo el supuesto de no-arbitraje y pueden capturar algunas características relevantes de la curva de rendimientos utilizando factores latentes. Sin embargo, dichos modelos no explican que variables macroeconómicas afectan las variables latentes. Muchos estudios empíricos aplican un enfoque diferente utilizando Modelos de Vectores Autorregresivos (VAR, por sus siglas en inglés) para explicar el comportamiento conjunto de la estructura temporal de tasas de interés y las variables macroeconómicas. Por ejemplo, Campbell y Ammer (1993) utilizan un modelo VAR para analizar los rendimientos en exceso de bonos y de acciones de EE.UU. y encuentran que las noticias sobre los rendimientos en exceso de acciones en el futuro y la inflación determinan dichos rendimientos. Evans y Marshall (2001) también utilizan un modelo VAR para investigar los impactos de los choques monetarios y reales en varias tasas de interés y muestran que los choques a la política monetaria tienen un efecto pronunciado, pero transitorio, en las tasas de interés de corto plazo, y casi no afectan las tasas de interés de largo plazo. En contraste, los choques al empleo tienen un impacto de mayor duración sobre las tasas de interés a través de la curva de rendimientos. Los modelos VAR son útiles para analizar los impactos de los choques macroeconómicos sobre varias tasas de interés, utilizando funciones impulso-respuesta. Sin embargo, el uso de modelos VAR presenta varias desventajas cuando se analiza la estructura temporal de tasas de interés. Primero, solamente se pueden

analizar los efectos de las variables macroeconómicas sobre los rendimientos al vencimiento que están incluidos en el modelo. Los modelos VAR no explican cómo los rendimientos al vencimiento que no están incluidos en el modelo responderán a cambios en las variables macroeconómicas. Segundo, los cambios predichos de los rendimientos con fechas distintas de vencimiento del modelo VAR posiblemente no impiden el arbitraje, porque los modelos VAR no restringidos no requieren que los cambios de varias tasas de interés proporcionen oportunidades de no-arbitraje. En contraste, un modelo de estructura temporal sin arbitraje describe completamente cómo los rendimientos de todos los vencimientos responden a los choques de las variables de estado subyacentes.

En el presente documento se combina una especificación afín de no-arbitraje de estructura temporal de tasas de interés con un modelo macroeconómico estructural para una economía pequeña y abierta. Se incorporan variables macroeconómicas como factores en el modelo de estructura temporal utilizando una representación de factores para el kernel de precios, el cual fija los precios para todos los bonos en la economía. Mediante este método se puede modelar de manera directa y manejable el efecto de los factores macro en los precios de los bonos.

Nuestro artículo forma parte de una literatura cada vez más creciente que explora la relación entre la estructura temporal y la dinámica macroeconómica. Entre los investigadores que empezaron a incorporar factores macroeconómicos en un modelo de la estructura temporal se encuentran Kozicki y Tinsley (2001) y Ang y Piazzesi (2003). En contraste con estos documentos, en el presente artículo todas las variables macro obedecen a un conjunto de relaciones estructurales macroeconómicas que permiten una interpretación económica importante de la dinámica de la estructura temporal. Por ejemplo, se puede mostrar el impacto de choques macroeconómicos en la estructura temporal de tasas de interés. Además, las interacciones implícitas entre las variables macroeconómicas y la estructura temporal de tasas de interés son más generales en nuestro esquema que en los otros artículos mencionados.

Existen tres estudios relacionados, Rudebusch y Wu (2004), Hordahl, Tristani y Vestin (2006), y Bekaert, Cho y Moreno (2005), que también combinan un modelo de estructura temporal con un modelo macro neo-keynesiano. Estos documentos estudian la dinámica conjunta de los rendimientos de bonos y variables macroeconómicas en un marco económico cerrado.

Nuestro documento analiza la dinámica conjunta de los rendimientos de bonos y las variables macroeconómicas en un marco de una economía pequeña y abierta. La curva de rendimientos domésticos se modela en un marco afín de la estructura temporal, y el precio de riesgo depende de las variables macroeconómicas internas y externas.

Los resultados principales son los siguientes. Como se observa en mercados desarrollados

(Ang y Piazzesi, 2003), las estimaciones del modelo muestran que las primas de riesgo siguen un comportamiento contracíclico y aumentan de acuerdo con el nivel de la tasa de inflación. Adicionalmente, el modelo muestra una fuerte respuesta contemporánea de la estructura temporal ante varios choques macroeconómicos. Por ejemplo, los choques que perciben tener un efecto persistente sobre la inflación (es decir, un choque de tipo *cost-push* persistente) afectan el nivel de la curva de rendimientos. El efecto en los rendimientos de mediano y largo plazo es provocado por el incremento en las expectativas de tasas de interés futuras de corto plazo y por las primas de riesgo. Con respecto a los choques de demanda, se encuentra que un choque de demanda positivo provoca un incremento y un aplanamiento en la curva de rendimientos. El aplanamiento de la curva se explica por la respuesta de la autoridad monetaria (que incrementa la tasa de interés de corto plazo después del choque) y por las primas de riesgo que cambian en el tiempo.

El documento está estructurado de la siguiente manera: las Secciones 2 y 3 describen el modelo estructural macroeconómico, así como el modelo de la estructura temporal, respectivamente. La Sección 4 explica la metodología, mientras que en la Sección 5 se muestran y analizan los resultados. En la Sección 6 se exponen las conclusiones.

2. Modelo Macroeconómico

Se presenta un modelo neo-keynesiano de una economía pequeña y abierta que incluye una curva de Phillips, una curva IS y una regla de política monetaria con dos adiciones. Primero, se asume que la inflación general es el promedio ponderado de la inflación subyacente y no subyacente. Una curva de Phillips neo-keynesiana describe la dinámica de la inflación subyacente, mientras que la inflación no subyacente sigue un proceso AR(1). Segundo, dada la evidencia empírica en contra de la paridad descubierta de tasas de interés (UIRP, por sus siglas en inglés), el tipo de cambio real rezagado se incorpora en la ecuación de UIRP.

2.1. Oferta Agregada

La ecuación de oferta agregada (AS, por sus siglas en inglés) describe la dinámica de la inflación. En el presente modelo se utiliza una ecuación de oferta agregada como el tipo de curva de Phillips estimada por Svensson (1998). Se vincula la inflación con la inflación esperada en el futuro y la brecha de producto, utilizando la determinación de precios a la Calvo bajo competencia monopolística en el mercado de bienes intermedios. De esta manera se puede derivar una curva de Phillips que está direccionada hacia delante (*forward looking*). Suponiendo que algunos fijadores de precios no ajustan los precios óptimamente y los indexan

a la inflación pasada, se obtiene persistencia endógena en la ecuación de AS. Por lo tanto, resulta una curva de AS neo-keynesiana estándar que vincula la inflación subyacente con la brecha de producto:

$$\pi_t^c = a_1\pi_{t-1}^c + a_2E_t(\pi_{t+1}^c) + a_3x_t + \epsilon_t^{AS} \quad (1)$$

donde π_t^c es la inflación subyacente, x_t es la brecha de producto, y ϵ_t^{AS} es un choque de oferta exógeno. a_3 captura el intercambio (*trade-off*) entre la inflación y la brecha de producto en corto plazo, y a_1 caracteriza la persistencia endógena de la inflación, donde $a_1 + a_2 = 1$, ya que la curva de AS cumple con la característica de homogeneidad dinámica.

Nuestro modelo se diseña para una economía pequeña y abierta, por lo tanto, se requiere la incorporación de los efectos del tipo de cambio sobre la inflación. McCallum y Nelson (2001), y Gali y Monacelli (2005), entre otros, han desarrollado versiones de la ecuación de AS para una SOE:

$$\pi_t^c = a_1\pi_{t-1}^c + a_2E_t(\pi_{t+1}^c) + a_3x_t + a_4(\Delta e_t + \pi_t^{USA}) + \epsilon_t^{AS} \quad (2)$$

donde Δe_t denota los cambios en el tipo de cambio nominal, π_t^{USA} denota la inflación de EE.UU., y el parámetro a_4 representa el impacto del tipo de cambio nominal y de la inflación de EE.UU. sobre la inflación doméstica. Dado que la curva de AS satisface la característica de homogeneidad dinámica $a_1 + a_2 + a_4 = 1$.

El cambio en el tipo de cambio real se define de la siguiente manera:

$$\Delta q_t = \Delta e_t + \pi_t^{USA} - \pi_t \quad (3)$$

donde q_t denota el tipo de cambio real. Un mayor q_t significa una depreciación de la moneda de la SOE. π_t denota la inflación general y es igual a:

$$\pi_t = \omega\pi_t^c + (1 - \omega)\pi_t^{nc} \quad (4)$$

Se asume que la inflación no subyacente sigue un proceso AR(1):

$$\pi_{t+1}^{nc} = \delta_0 + \delta_1\pi_t^{nc} + \epsilon_{t+1}^{nc} \quad (5)$$

2.2. Demanda Agregada

En una economía cerrada, normalmente se deriva la ecuación de demanda agregada (AD, por sus siglas en inglés) de un modelo de equilibrio general para un agente representativo utilizando las condiciones de primer orden. Los enfoques tradicionales no logran incorporar

la persistencia en la brecha de producto. Por tal motivo, estudios recientes, por ejemplo, Fuhrer (2000), y Cho y Moreno (2005) derivan una alternativa de la ecuación de la curva IS considerando la maximización de la utilidad y la formación externa de hábitos:

$$x_t = b_1 x_{t-1} + b_2 E_t(x_{t+1}) + b_3 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \epsilon_t^{IS} \quad (6)$$

donde i_t es la tasa de interés de corto plazo. El residual ϵ_t^{IS} es un choque de demanda agregada. La especificación de la formación de hábitos genera persistencia endógena en la brecha de producto. Los parámetros b_1 y b_2 dependen del nivel de la persistencia de hábitos y del parámetro de la aversión al riesgo.

Basado en McCallum y Nelson (2001), y Gali y Monacelli (2005), en el presente estudio se especifica la dinámica de AD de la siguiente manera:

$$x_t = b_1 x_{t-1} + b_2 E_t(x_{t+1}) + b_3 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + b_4 x_t^{USA} + b_5 q_t + \epsilon_t^{IS} \quad (7)$$

La ecuación de la curva IS describe la dinámica de AD y está determinada por cambios en la tasa de interés real de corto plazo, el tipo de cambio real y la brecha de producto de EE.UU. El término de la ecuación que está direccionado hacia delante (*forward looking*) captura la preferencia de hogares a tener patrones de consumo estables a través del tiempo.

2.3. Regla de Política Monetaria

Se asume que la autoridad monetaria fija la tasa de interés de corto plazo de acuerdo con una regla de Taylor simple:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) [\bar{i}_t + d_1 (\pi_t - \pi_t^*) + d_2 x_t] + \epsilon_t^{MP} \quad (8)$$

El banco central interviene cuando la inflación es alta y/o la producción se desvía de su tendencia. El parámetro d_1 describe la respuesta del banco central a la inflación, mientras que d_2 denota la reacción a fluctuaciones en la brecha de producto. π_t^* es el objetivo de inflación que puede cambiar en el tiempo, y \bar{i}_t es el nivel deseado de la tasa de interés nominal que prevalecería si $\pi_t = \pi_t^*$ y $x_t = 0$. Se supone que π_t^* y \bar{i}_t son constantes. El parámetro ρ captura la tendencia de los bancos centrales a suavizar los cambios de la tasa de interés (ver Clarida, Gali y Gertler (1999)), y ϵ_t^{MP} es un choque de política monetaria exógeno.

2.4. Tipo de Cambio Real

Según la paridad descubierta de tasas de interés, las divisas con rendimientos altos deberían depreciarse. De igual manera, predice que el tipo de cambio real (RER, por sus siglas en inglés), *ceteris paribus*, debería apreciarse si la tasa de interés real aumenta. Sin embargo, existe fuerte evidencia empírica en contra de la UIRP. Por lo tanto, el tipo de cambio real rezagado se incluye en la ecuación de UIRP:

$$q_t = c_1 q_{t-1} + c_2 [E_t(q_{t+1}) + (i_t^{USA} - E_t \pi_{t+1}^{USA}) - (i_t - E_t \pi_{t+1})] + \epsilon_t^q \quad (9)$$

La UIRP se cumple, si $c_1 = 0$, y $c_2 = 1$. ϵ_t^q es un choque de tipo de cambio real exógeno.

2.5. Variables Exógenas

Se asume que las variables de EE.UU. π_t^{USA} , x_t^{USA} , i_t^{USA} son exógenas y siguen un proceso VAR(2). Además, se supone que los choques externos y domésticos son independientes e idénticamente distribuidos con varianzas homoscedásticas. El presente modelo macroeconómico se presenta en forma de matriz:

$$Q \begin{bmatrix} X_{1,t+1} \\ E_t X_{2,t+1} \end{bmatrix} = Z \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} + B i_t + \begin{bmatrix} \xi_{1,t+1} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (10)$$

donde $X_{1,t}$ es un vector de variables predeterminadas, $X_{2,t}$ es un vector de variables direccionadas hacia delante (*forward looking*), i_t es el instrumento de política y $\xi_{1,t+1}$ es un vector de choques independientes e idénticamente distribuidos. Además, se supone que $\xi_{1,t} \rightsquigarrow N(0, \Sigma)$, donde Σ es una matriz diagonal con varianzas constantes. La tasa de interés nominal de corto plazo se presenta en forma recursiva:

$$i_t = -F \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} \quad (11)$$

Los coeficientes de matrices Q , Z , B y F se definen a través de las ecuaciones estructurales de las variables macroeconómicas internas y externas. Bajo condiciones de regularidad, se puede solucionar el modelo numéricamente utilizando métodos estándar. El equilibrio con expectativas racionales se denota como un VAR de primer orden:

$$X_t = c + \Omega X_{t-1} + \Gamma \xi_t \quad (12)$$

donde $X_t = (\pi_t^c, x_t, i_t, q_t, \pi_t^{nc}, \pi_t^{USA}, x_t^{USA}, i_t^{USA})'$ y

$$\xi_t = \left(\epsilon_t^{AS}, \epsilon_t^{IS}, \epsilon_t^{MP}, \epsilon_t^q, \epsilon_t^{\pi^{nc}}, \epsilon_t^{\pi^{USA}}, \epsilon_t^{x^{USA}}, \epsilon_t^{i^{USA}} \right)'$$

Por lo tanto, el VAR describe la dinámica implicada por el modelo bajo varias restricciones no lineales. Por lo general, no se puede resolver Ω analíticamente. En nuestro modelo, primero se resuelve numéricamente para Ω utilizando el método QZ y posteriormente se resuelve para Γ y c .

Las reglas de movimiento de las variables de estado se obtuvieron endógenamente como funciones de los parámetros del modelo macroeconómico. En contraste, en los modelos afines estándar se obtienen las ecuaciones de la tasa de interés de corto plazo y las reglas de movimiento de las variables de estado de manera exógena.

3. Modelo Macro-financiero de la Estructura Temporal

La estructura temporal de tasas de interés puede ser representada mediante los modelos afines de la estructura temporal, los cuales se basan en una condición explícita de no-arbitraje en los mercados financieros. El supuesto de no-arbitraje parece adecuado para los rendimientos de los bonos. Debido a la alta liquidez que prevalece en la mayoría de los mercados de bonos, las oportunidades de arbitraje desaparecen inmediatamente a través de las negociaciones entre los arbitrajistas. Existe una gran variedad de modelos afines de la estructura temporal debido al número de factores latentes y la formulación explícita de procesos estocásticos. Sin embargo, estos modelos comparten una característica común: en el caso de sólo un factor, la tasa de interés de corto plazo es el único factor de riesgo; mientras que en los casos de múltiples factores, la tasa de interés de corto plazo representa múltiples factores de riesgo. Las reglas de política monetaria tienen la misma estructura, una vez que los factores de riesgo se interpretan como variables macroeconómicas. Por lo tanto, la tasa de interés de corto plazo representa un punto de intersección importante entre las perspectivas financieras y macroeconómicas. Desde la perspectiva financiera, la tasa de interés de corto plazo es un componente fundamental para las tasas con diferente vencimiento, ya que los rendimientos de largo plazo son promedios de tasas de interés de corto plazo esperadas en el futuro ajustados al riesgo. Desde la perspectiva macro, la tasa de interés de corto plazo es un instrumento clave de la política bajo el control directo del banco central, el cual la ajusta para lograr su objetivo de política monetaria, es decir, la estabilización económica. Para explicar los movimientos en la parte corta de la curva de rendimientos, según ambas perspectivas, es importante entender cómo los bancos centrales cambian la tasa de interés de corto plazo (la tasa de política monetaria) para responder a choques macroeconómicos. Dada la consistencia entre las tasas de interés de corto plazo y de largo plazo determinada

por el supuesto de no-arbitraje, los choques macroeconómicos también deberían explicar los cambios de los rendimientos de largo plazo. La combinación de ambas áreas de investigación podría mejorar el entendimiento acerca de la dinámica de la estructura temporal de la tasa de interés:

Los modelos dinámicos de la estructura temporal tienen tres componentes básicos:

1. Un conjunto de las variables de estado. Dichas variables pueden ser latentes u observables como variables macroeconómicas.
2. Una descripción de la dinámica de las variables de estado.
3. Un mapeo de las variables de estado y la estructura temporal de tasas de interés. El mapeo se puede construir basado en la teoría y sin oportunidades de arbitraje o fundamentado en las consideraciones empíricas.

El modelo de la estructura temporal se construye bajo varios supuestos; primero, el vector de estado, que influye la estructura temporal de tasas de interés, incluye solamente variables macroeconómicas, así que la estructura temporal de tasas de interés es una función de un conjunto de variables macroeconómicas:

$$y_t^n = F(X_t, n) \quad (13)$$

donde y_t^n son los rendimientos al vencimiento de un bono cupón cero de n -períodos, y X_t es el vector de variables macroeconómicas.

Debido a la alta liquidez que prevalece en el mercado de bonos gubernamentales de México, se asume que no existen oportunidades de arbitraje. Se utiliza dicho supuesto para desarrollar el mapeo entre las variables de estado y la estructura temporal de tasas de interés. Primero, se deriva la relación entre la tasa de política y la estructura temporal de tasas de interés. Segundo, se relaciona la estructura temporal con las variables macroeconómicas.

El supuesto de no-arbitraje es equivalente a la existencia de un kernel de precios o un factor de descuento estocástico que determina los valores de todos los instrumentos de renta fija. El kernel de precios se determina mediante las preferencias de los inversionistas por pagos dependientes del estado de la economía. Específicamente, el valor de un activo en el tiempo t es igual a $E_t [M_{t+1} D_{t+1}]$, donde M_{t+1} es el kernel de precios, y D_{t+1} es el valor del activo en $t + 1$ incluyendo cualquier dividendo o cupón pagado por el activo. El proceso de kernel de precios M_{t+1} fija los precios para todos los instrumentos de renta fija, tal que:

$$E_t [M_{t+1} R_{t+1}] = 1 \quad (14)$$

En particular, para un bono de n -períodos, $R_{t+1} = \frac{P_{t+1}^{n-1}}{P_t^n}$ donde P_t^n denota el precio en el tiempo t de un bono cupón cero de n -períodos. Si $M_{t+1} > 0$ para todo t , los rendimientos resultantes cumplen con la condición de no-arbitraje (Harrison y Kreps, 1979). En el presente modelo se considerarán los bonos cupón cero, por lo tanto, el pago de los bonos es simplemente su valor en el próximo período, cumpliendo así con la siguiente relación recursiva:

$$P_t^n = E_t [M_{t+1} P_{t+1}^{n-1}] \quad (15)$$

El kernel de precios fija los precios de bonos cupón cero bajo la condición de no-arbitraje (15). P_t^n representa el precio de un bono cupón cero de n -períodos, y el valor terminal del bono P_{t+n}^0 está normalizado a 1. Para derivar la dinámica de la estructura temporal se requiere la especificación del proceso de kernel de precios. Los modelos afines de la estructura temporal requieren que la dinámica de variables de estado sea lineal y un proceso afín de kernel de precios exponencial con choques condicionalmente normales. Con la finalidad de que la dinámica de las variables de estado implicada por el modelo neo-keynesiano en la ecuación (12) corresponda a la clase afín de modelos, se supone que los choques tienen una distribución condicionalmente normal, con la media cero y la matriz de varianza-covarianza igual a Σ . De acuerdo con la literatura sobre la estructura temporal dinámica estándar y de no-arbitraje, se asume que el kernel de precios es condicionalmente log-normal:

$$M_{t+1} = \exp \left(-i_t - \frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \lambda_t' \xi_{1,t+1} \right) \quad (16)$$

donde λ_t son los precios de riesgo de mercado que cambian en el tiempo, asociados con la fuente de incertidumbre $\xi_{1,t+1}$ en la economía. Por lo general, se supone que el precio de mercado de los parámetros de riesgo es constante en los modelos gaussianos o proporcional a las volatilidades de factores. Sin embargo, estudios recientes (por ejemplo, Dai y Singleton, 2000) han destacado las ventajas de una especificación de los precios de riesgo de mercado más flexible. Por lo tanto, en el presente modelo se asume que la compensación que el mercado requiere para asumir los riesgos puede variar con el estado de la economía. En particular, se suponen precios de riesgo afines para las variables de estado:

$$\lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t \quad (17)$$

donde X_t se define por (12). Los choques a las variables macro determinan la incertidumbre en el kernel de precios de una SOE. La ecuación (17) vincula los choques a las variables macroeconómicas subyacentes con el kernel de precios y, por lo tanto, determina el impacto de los choques a las variables macroeconómicas sobre la estructura temporal de tasas de

interés. En contraste, en un modelo micro (Bekaert, Cho y Moreno, 2005), el kernel de precios sería relacionado con las preferencias del consumidor en lugar de ser relacionado con las variables exógenas. En el presente modelo se prefiere la especificación exógena, dado que el kernel de precios postulado en ecuación (16) es más flexible ajustándose al comportamiento de la curva de rendimientos.

El parámetro de la prima de riesgo constante λ_0 es un vector columna, mientras que el parámetro de la prima de riesgo variable λ_1 es una matriz, es decir, se asume una matriz diagonal para reducir el número de parámetros a estimar.

La dinámica de estado (12), el kernel de precios (16), y los precios de riesgo de mercado (17) forman un modelo afín de factores en tiempo discreto. Este modelo pertenece al grupo afín de los modelos de la estructura temporal, ya que los precios de bonos son funciones afines exponenciales de las variables de estado, es decir, los precios de bonos se denotan de la siguiente forma:

$$P_t^n = \exp\left(\bar{A}_n + \bar{B}'_n X_t\right) \quad (18)$$

Utilizando las ecuaciones (12), (16), y (17), los coeficientes \bar{A}_n y \bar{B}_n se derivan, por inducción, de las restricciones de ecuaciones cruzadas implicadas por la condición de no-arbitraje (15). Las restricciones de ecuaciones cruzadas dependen de parámetros que describen la dinámica de estado y las primas de riesgo. El modelo es afín en el vector de estado, pero los coeficientes son funciones no lineales de los parámetros subyacentes. En particular, \bar{A}_n y \bar{B}_n siguen las ecuaciones en diferencias:

$$\bar{A}_{n+1} = \bar{A}_1 + \bar{A}_n + \bar{B}'_n (c - \Gamma \Sigma \lambda_0) + \frac{1}{2} \bar{B}'_n \Gamma \Sigma \Gamma' \bar{B}_n \quad (19)$$

$$\bar{B}'_{n+1} = \bar{B}'_n (\Omega - \Gamma \Sigma \lambda_1) + \bar{B}'_1 \quad (20)$$

Por lo tanto, los rendimientos de bonos y_t^n son funciones afines de las variables de estado:

$$y_t^n = -\frac{\log P_t^n}{n} = A_n + B'_n X_t \quad (21)$$

donde $A_n = -\frac{\bar{A}_n}{n}$, y $B_n = -\frac{\bar{B}_n}{n}$.

La ecuación de rendimientos muestra el impacto de las variables macroeconómicas sobre la estructura temporal de tasas de interés. Cada variable macroeconómica es un factor que describe la sección cruzada de la estructura temporal en un punto de tiempo específico. La curva de rendimientos de cupón cero se representa como una función afín de las variables macroeconómicas. Los precios de riesgo controlan la respuesta de los rendimientos de largo plazo relativa a la tasa de interés de corto plazo. El vector λ_0 afecta la media de los

rendimientos en el largo plazo debido a que este vector se encuentra en el término constante en la ecuación de rendimientos. La matriz λ_1 afecta los cambios de las primas de riesgo en el tiempo, dado su efecto en los coeficientes de pendiente en la ecuación de la curva de rendimientos.

Integrando todos los rendimientos en un vector Y_t , las ecuaciones anteriores se presentan en conjunto de la siguiente manera:

$$Y_t = A_y + B_y X_t \quad (22)$$

4. Método de Estimación

El modelo se estima utilizando los rendimientos mensuales de México, así como datos macroeconómicos de México y EE.UU. de julio de 2001 a junio de 2008.¹ Las variables macroeconómicas incluyen la inflación subyacente, la inflación no subyacente, la brecha de producto, la tasa de interés nominal, el tipo de cambio real, la tasa de inflación de EE.UU., la brecha de producto de EE.UU. y la tasa de interés nominal de EE.UU. Se utilizan las tasas de interés de las letras de tesoro de EE.UU. (*T-Bill*) a un mes como el instrumento de política monetaria en ambos países. Los datos de los rendimientos comprenden de julio de 2001 a junio de 2008, e incluyen los rendimientos cupón cero con tiempo al vencimiento de 3, 6, 12, 24, 36, 60, 84 y 120 meses.

Siguiendo Ang y Piazzesi (2003), en el presente trabajo el modelo se estima en dos pasos, debido a las dificultades implícitas en la estimación de un problema de maximización de alta dimensión. Primero, se aplica el método generalizado de momentos (GMM, por sus siglas en inglés) para estimar los parámetros estructurales macro utilizando los datos de EE.UU. y México. Resultan estimaciones de parámetros que minimizan la distancia entre el primer y el segundo momento del modelo y de los datos.² En el segundo paso, se fijan estos parámetros y estiman los parámetros de la prima de riesgo del modelo de la estructura temporal a través de la máxima verosimilitud con datos de rendimientos de México, y con datos macroeconómicos de México y de EE.UU. Dicha técnica de estimación asegura que el algoritmo de estimación, al intentar adaptarse a la sección cruzada de cupón cero, no distorsione los parámetros macro.

El presente modelo proporciona una forma particularmente conveniente para la dinámica conjunta de las variables macro y la estructura temporal de tasas de interés.

Sea $Z_t = [X_t', Y_t']'$, donde $Y_t = (y_t^3, y_t^6, y_t^{12}, y_t^{24}, y_t^{36}, y_t^{60}, y_t^{84}, y_t^{120})'$.

¹Chiquiar, Noriega y Ramos Francia (2007) encuentran que la inflación en México parece haber cambiado de un proceso no estacionario a un proceso estacionario alrededor de finales de 2000 o a principios de 2001.

²Sidaoui y Ramos-Francia (2008) aplican el GMM para estimar las ecuaciones Euler que caracterizan las condiciones de equilibrio de un modelo macro de pequeña escala para México utilizando muestras distintas.

En consecuencia, el modelo a estimar es el siguiente:

$$X_t = c + \Omega X_{t-1} + \Gamma \xi_t \quad (23)$$

$$Z_t = A_Z + B_Z X_t \quad (24)$$

donde $A_Z = \begin{bmatrix} 0_{n_1 \times 1} \\ A_y \end{bmatrix}$, $B_Z = \begin{bmatrix} I_{n_1 \times n_1} \\ B_y \end{bmatrix}$

donde n_1 es el número de variables de estado y

$$A_y = \begin{bmatrix} A_3 \\ A_6 \\ A_{12} \\ A_{24} \\ A_{36} \\ A_{60} \\ A_{84} \\ A_{120} \end{bmatrix}, B_y = \begin{bmatrix} B'_3 \\ B'_6 \\ B'_{12} \\ B'_{24} \\ B'_{36} \\ B'_{60} \\ B'_{84} \\ B'_{120} \end{bmatrix}$$

4.1. Estimación de Máxima Verosimilitud

En esta sección se describe el método general que se utiliza para estimar los procesos que determinan los parámetros de la prima de riesgo en λ_t con los datos descritos anteriormente.

4.1.1. Forma Estado-Espacio

Dado un conjunto de variables observables, el modelo se estima por máxima verosimilitud. Los rendimientos son funciones analíticas de las variables de estado X_t . Se utiliza un enfoque común en la literatura de finanzas, donde se asume el cálculo de los rendimientos con un error para prevenir la singularidad estocástica. Adicionalmente, se asume ortogonalidad entre los choques de errores de medición y los choques a las variables de estado. Utilizando $\tilde{X}_t = [X'_t, 1]'$, resulta:

$$\tilde{X}_{t+1} = A\tilde{X}_t + B\xi_{t+1} \quad (25)$$

$$Z_t = C\tilde{X}_t + w_t \quad (26)$$

$$w_t = Dw_{t-1} + \eta_t \quad (27)$$

donde

$$A = \begin{bmatrix} \Omega & c \\ 0_{1 \times n_1} & 1 \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} \Gamma \\ 0_{1 \times n_1} \end{bmatrix}$$

$$C = \begin{bmatrix} B_z & A_z \end{bmatrix}$$

w representa los errores de medición y los elementos de D son los parámetros que determinan la correlación serial del error de medición. Se asume que $E_t \eta_t \eta_t' = R$, y $E_t \epsilon_t \eta_s' = 0$ para todos los períodos t y s . Se define el proceso cuasi-diferenciado \bar{Z}_t como:

$$\bar{Z}_t = Z_{t+1} - DZ_t \quad (28)$$

El sistema se escribe como:

$$\tilde{X}_{t+1} = A\tilde{X}_t + B\xi_{t+1} \quad (29)$$

$$\bar{Z}_t = \bar{C}\tilde{X}_t + CB\xi_{t+1} + \eta_{t+1} \quad (30)$$

donde $\bar{C} = CA - DC$.

4.1.2. Función Logarítmica de Verosimilitud

$$\ln L(\Theta) = \sum_{t=0}^{T-1} \{ \ln \det(\Omega_t) + \text{traza}(\Omega_t^{-1} u_t u_t') \} \quad (31)$$

El vector Θ incluye los parámetros a estimar. El vector de innovaciones u_t y su covarianza Ω_t se definen de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} u_t &= \bar{Z}_t - E \left[\bar{Z}_t \mid \bar{Z}_{t-1}, \bar{Z}_{t-2}, \dots, \bar{Z}_0, \hat{X}_0 \right] \\ &= Z_{t+1} - E \left[Z_{t+1} \mid Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_0, \hat{X}_0 \right] \\ &= Z_{t+1} - DZ_t - \bar{C}\hat{X}_t \end{aligned}$$

que depende del estado pronosticado \hat{X}_t :

$$\hat{X}_t = E \left[\tilde{X}_t \mid Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_0, \hat{X}_0 \right]$$

$$\Omega_t = E u_t u_t' = \bar{C} \Sigma_t \bar{C}' + R + C B B' C'$$

La siguiente ecuación presenta la dinámica de las variables de estado pronosticadas:

$$\widehat{X}_{t+1} = A\widehat{X}_t + K_t u_t$$

donde K_t y Σ_t son la ganancia de Kalman y la covarianza de estado asociadas con el filtro de Kalman, respectivamente:

$$K_t = (BB'C' + A\Sigma_t\bar{C}')\Omega_t^{-1}$$

$$\Sigma_{t+1} = A\Sigma_t A' + BB' - (BB'C' + A\Sigma_t\bar{C}')\Omega_t^{-1}(\bar{C}\Sigma_t A' + CBB')$$

Una representación de innovaciones para el sistema es:

$$\widehat{X}_{t+1} = A\widehat{X}_t + K_t u_t \quad (32)$$

$$u_t = \bar{Z}_t - \bar{C}\widehat{X}_t \quad (33)$$

Para la estimación de máxima verosimilitud se fijan los parámetros estructurales macro y estiman los parámetros de estructura temporal.

5. Resultados

En la Sección 5.1. se interpretan los parámetros estimados del modelo macro-financiero de la estructura temporal. En la Sección 5.2. se examinan las funciones impulso-respuesta de las variables macro y de los rendimientos ante los choques macro subyacentes, a fin de determinar el efecto de integrar factores macro en el modelo de estructura temporal.

5.1. Parámetros Estimados

Por lo general, los parámetros estructurales macroeconómicos coinciden con la evidencia existente basada en los datos (mensuales) de México. Por lo tanto, el presente documento no analiza dichos parámetros.³ En cambio, se enfoca en los parámetros de la estructura temporal. Los Cuadros 1 y 2 presentan los parámetros estimados de los precios de riesgo de mercado y sus errores estándar. La dinámica de la estructura temporal de tasas de interés depende de la tasa de interés de corto plazo y de los parámetros de las primas de riesgo λ_0 y λ_1 . Un vector distinto a cero λ_0 afecta la media de los rendimientos de largo plazo, ya que dicho parámetro se encuentra en el término constante en la ecuación de rendimientos (21). El Cuadro 1 muestra los parámetros estimados de las primas de riesgo constantes λ_0 con los

³Las estimaciones de estos parámetros se presentan en el Apéndice 2.

errores estándar en paréntesis. La medida generada por los datos y la medida neutral al riesgo coinciden si $\lambda_t = 0$ para todos t , lo que se denomina la “Hipótesis de Expectativas”. Los modelos macro típicamente utilizan la Hipótesis de Expectativas para inferir la dinámica de los rendimientos en largo plazo a través de las tasas de interés de corto plazo. En el modelo de Vasicek (1977), λ_0 es distinto a cero y λ_1 es cero, lo que resulta en una pendiente positiva de la curva de los rendimientos promedio, sin embargo, esto no permite que las primas de riesgo sean variables. Los parámetros negativos en el vector estimado λ_0 provocan que la media incondicional de la tasa de interés en corto plazo sea mayor cuando se aplica la medida neutral al riesgo en lugar de la medida generada por los datos. Dado que se determinan los precios de bonos bajo la medida neutral al riesgo, los parámetros negativos en λ_0 implican que los rendimientos en largo plazo son en promedio mayores que los rendimientos en corto plazo y la curva de rendimientos promedio tiene una pendiente positiva.

La variación en el tiempo en las primas de riesgo depende de los parámetros en λ_1 , dado que dichos parámetros afectan los coeficientes de la pendiente en la ecuación de rendimientos (21). Los rendimientos de largo plazo muestran cifras positivas más altas, como respuesta a los choques positivos de factores, si los términos en λ_1 muestran valores negativos más bajos. El Cuadro 2 presenta los parámetros de la prima de riesgo que cambia en el tiempo, bajo la restricción que el parámetro de matriz λ_1 sea diagonal. El Cuadro 2 muestra que todos los elementos diagonales de λ_1 son estadísticamente significativos. Los parámetros estimados indican que las primas de riesgo cambian considerablemente a través del tiempo. Como se observa en mercados desarrollados, los resultados de la estimación del modelo muestran primas de riesgo contracíclicas y crecientes de acuerdo con el nivel de la tasa de inflación. El parámetro λ_{1x} es positivo, implicando que los choques de demanda positivos disminuyen la prima de riesgo. Al parecer, los inversionistas están más dispuestos a mantener bonos de largo plazo durante un auge económico, mientras que durante una recesión requieren una prima más alta para mantener dichos bonos. El parámetro $\lambda_{1\pi^c}$ es negativo, lo que significa que la prima de inflación aumenta de acuerdo con el nivel de inflación. Un mayor nivel de inflación aumenta el riesgo de mantener bonos en el largo plazo, así como la prima que los inversionistas requieren para mantener dichos bonos.

Cuadro 1

Parámetros estimados con errores estándar

Parámetros	Estimación	Error Estándar
λ_{0,π^c}	-0.16	(0.003)
$\lambda_{0,i}$	-1.10	(0.12)
$\lambda_{0,q}$	0.23	(0.003)
$\lambda_{0,x}$	0.94	(0.45)
$\lambda_{0,i^{USA}}$	1.45	(0.48)
$\lambda_{0,\pi^{USA}}$	-2.23	(0.84)
$\lambda_{0,\pi^{nc}}$	-0.16	(0.003)
$\lambda_{0,x^{USA}}$	0.06	(0.004)

Cuadro 2

Parámetros estimados con errores estándar

Parámetros	Estimación	Error Estándar
λ_{1,π^c}	-0.04	(0.008)
$\lambda_{1,i}$	-0.25	(0.01)
$\lambda_{1,q}$	0.03	(0.001)
$\lambda_{1,x}$	0.08	(0.005)
$\lambda_{1,i^{USA}}$	1.24	(0.003)
$\lambda_{1,\pi^{USA}}$	-0.36	(0.13)
$\lambda_{1,\pi^{nc}}$	-0.04	(0.008)
$\lambda_{1,x^{USA}}$	1.92	(0.001)

5.2. Funciones Impulso-Respuesta

Nuestro modelo estructural permite generar las funciones impulso-respuesta para las variables macro y los rendimientos ante los choques macro subyacentes. En esta sección se caracteriza la dinámica implicada por el modelo de la estructura temporal utilizando funciones impulso-respuesta estándar. Las siguientes gráficas muestran las funciones impulso-respuesta a los choques de la política monetaria, los choques de tipo *cost-push* y los choques de demanda.

Se muestran las respuestas de las variables macroeconómicas, así como las respuestas de los rendimientos a los choques macro subyacentes. La Gráfica 1 presenta las funciones impulso-respuesta ante el choque de política monetaria, el cual refleja desplazamientos hacia la tasa de interés de corto plazo, que no se explican por la brecha de producto, ni por la brecha de inflación. Un choque contractivo de política monetaria causa una respuesta fuerte de la producción cíclica y la inflación. La tasa de interés se incrementa posteriormente del choque de política monetaria, pero después de algunos períodos queda por debajo de su nivel de estado estacionario, que está relacionado con la disminución endógena de la producción cíclica y la inflación debido al choque de política monetaria. La respuesta de la curva de los rendimientos decrece de acuerdo con el vencimiento de los rendimientos. Acorde con lo esperado, el choque inicial del incremento de la tasa de interés de corto plazo por 1% desaparece gradualmente a lo largo de la curva de rendimientos. Por lo tanto, un choque de política monetaria tiende a causar un aplanamiento en la curva de rendimientos. La Gráfica 2 muestra la respuesta contemporánea de la curva de rendimientos a un choque de política monetaria. Dicho choque aumenta todos los rendimientos, pero la respuesta inicial es mayor para los rendimientos de corto plazo, mientras que los rendimientos de mediano y largo plazo responden menos. Derivado de lo anterior, la pendiente de la curva de rendimientos disminuye posteriormente de un choque de política monetaria.

La Gráfica 3 muestra las funciones impulso-respuesta ante el choque de tipo *cost-push*. Las autoridades monetarias aumentan la tasa de interés de corto plazo después de un choque de tipo *cost-push*. La tasa de interés cambia lentamente debido al coeficiente de suavización de la tasa de interés, el cual se estimó alto en la regla de política. La tasa de interés real disminuye inicialmente, pero después del choque se incrementa por arriba de su nivel de estado estacionario por varios períodos. Al inicio, la producción aumenta pero exhibe una disminución de forma de joroba después del choque por varios períodos. Un choque de tipo *cost-push* aumenta el nivel de todos los rendimientos. El aumento de rendimientos es mayor para los vencimientos de mediano plazo, alrededor de 2 años. Los rendimientos al vencimiento muy cercano se mueven lentamente debido al coeficiente de suavización de la tasa de interés en la regla de política. Los choques de tipo *cost-push* causan un desplazamiento hacia arriba muy persistente que empina la curva de rendimientos.

El tratamiento conjunto de la macroeconomía y de la dinámica de la estructura temporal tiene la ventaja que se puede analizar el comportamiento de las primas del riesgo. En el presente modelo la prima de riesgo cambia en el tiempo y aumenta o disminuye como función de las variables de estado. La prima de riesgo de los bonos nominales es una función afín de las variables de estado. Si la inflación es procíclica, por ejemplo, cuando la macroeconomía sigue una curva de Phillips estable, los bonos nominales son contracíclicos y presentan coberturas

deseables contra el riesgo del ciclo económico. Si la inflación es contracíclica, por ejemplo, cuando un choque de tipo *cost-push* afecta a la economía y desplaza la curva de Phillips, los rendimientos de bonos nominales son procíclicos. La Gráfica 4 muestra las funciones impulso-respuesta para las primas de riesgo variables (TVRP, por sus siglas en inglés) y para las primas de riesgo constantes (CRP, por sus siglas en inglés) ante un choque de tipo *cost-push*. Las primas de riesgo aumentan después de un choque de tipo *cost-push*, lo que significa que los rendimientos aumentan más si las primas de riesgo cambian en el tiempo. El incremento de la prima de rendimientos es muy importante desde la perspectiva económica, dado el impacto significativo sobre la formación de las respuestas de los rendimientos, como muestra el caso de las primas de riesgo variables. La Gráfica 5 muestra la respuesta contemporánea de la curva de rendimientos a un choque de tipo *cost-push* para los casos de TVRP y CRP. La curva de rendimientos aumenta más en el caso de TVRP, porque las primas de riesgo se incrementan posteriormente de un choque de tipo *cost-push* positivo. Un mayor nivel de inflación aumenta el riesgo de mantener bonos en el largo plazo, así como la prima que los inversionistas requieren para mantener dichos bonos.

La Gráfica 6 muestra las funciones impulso-respuesta para un choque de demanda, (también denominado un choque de preferencia). El choque de demanda aumenta la producción y la inflación, y las autoridades monetarias aumentan la tasa de interés de corto plazo posteriormente del choque. Además, se incrementan todos los rendimientos después de un choque de demanda, aunque con menor efecto para los rendimientos de largo plazo. Un choque de demanda causa un incremento y aplanamiento en la curva de rendimientos. Debido a la repuesta de política, la curva de rendimientos aumenta más en los vencimientos de corto y mediano plazo, y cambia menos en el largo plazo. Por lo tanto, la curva se aplanada después de un choque de demanda inesperado.

La Gráfica 7 muestra la respuesta contemporánea de la curva de rendimientos ante un choque de demanda. Los choques de demanda positivos causan un incremento y aplanamiento de la curva de rendimientos. El aplanamiento de la curva se explica tanto por la respuesta de política monetaria y su efecto en las expectativas inflacionarias, como por las primas de riesgos variables.

6. Conclusiones

En el presente documento se ha desarrollado y estimado un modelo que combina una especificación afín de no-arbitraje de estructura temporal con un modelo macroeconómico de una economía pequeña y abierta para analizar el efecto de distintos choques macroeconómicos en la estructura temporal de tasas de interés en México. Las conclusiones principales son las

siguientes. Las primas de riesgo de los bonos gubernamentales de México cambian en el tiempo. Los resultados del modelo muestran que las primas de riesgo son contracíclicas, y se incrementan con el nivel de inflación. Adicionalmente, nuestro modelo proporciona una fuerte respuesta contemporánea de toda la estructura temporal a diferentes choques macroeconómicos. Por ejemplo, los choques que perciben tener un efecto persistente sobre la inflación afectan el nivel de la curva de rendimientos. El efecto en los rendimientos de mediano y largo plazo es provocado por el incremento en las expectativas de tasas de interés futuras de corto plazo y por las primas de riesgo. Con respecto a los choques de demanda, se encuentra que un choque positivo provoca un incremento y un aplanamiento en la curva de rendimientos. El aplanamiento se explica por la respuesta de la autoridad monetaria y por las primas de riesgo variables.

Los autores del presente documento no tienen conocimiento de un modelo que combine las perspectivas financieras y macroeconómicas de la estructura temporal de tasas de interés de una economía pequeña y abierta. Los resultados muestran que la combinación de estos dos tipos de investigación mejora el entendimiento de los determinantes macroeconómicos de la estructura temporal de tasas de interés. El marco de no-arbitraje proporciona una descripción completa de cómo responden los rendimientos de todos los vencimientos a los choques de las variables de estado subyacentes, y el modelo macro introduce una estructura a la dinámica de las variables macro. Por lo tanto, permite la identificación del efecto de choques estructurales sobre la economía.

7. Referencias

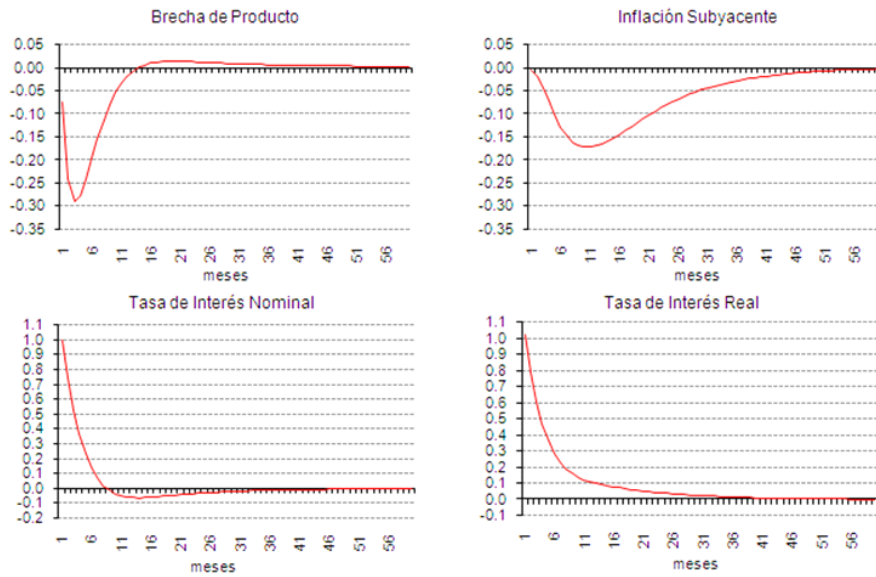
1. Alemán, J. y J. Treviño. (2006), “Monetary Policy in Mexico: A Yield Curve Analysis Approach”, mimeo, Banco de México.
2. Ang, A. y M. Piazzesi. (2003), “A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables”, *Journal of Monetary Economics*, 50, 745-787.
3. Ang, A., S. Dong y M. Piazzesi. (2007), “No-Arbitrage Taylor Rules”, NBER Working paper 13448.
4. Ang, A., M. Piazzesi y M. Wei. (2003), “What does the Yield Curve tell us about GDP Growth?”, Próximo a publicarse en *Journal of Econometrics*.
5. Bekaert, G., S. Cho y A. Moreno. (2003), “New-Keynesian Macroeconomics and the Term Structure”, mimeo, Columbia University.
6. Campbell, J. (1995), “Some Lessons from the Yield Curve”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol 9, No 3, 129-152.
7. Campbell, J. y R. Shiller. (1991), “Yield spreads and interest rate movements: A bird’s eye view”, *Review of Economic Studies* 58, 495-514.
8. Cochrane, J.H. (2001), “Asset Pricing, Princeton University Press”.
9. Cox, J., J. Ingersoll y S. Ross. (1985), “A Theory of the Term Structure of Interest Rates”, *Econometrica* 53.
10. Chen, N. y A. Scott. (1993), “Pricing Interest Rate Futures Options with Futures-Style Margining”, *Journal of Futures Markets*, Vol 13, No 1, 15-22.
11. Chiquiar, D., A. Noriega y M. Ramos-Francia. (2007), “A Time Series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience”, Banco de México Documento de Investigación 2007-01. Próximo a publicarse en *Applied Economics*.
12. Cortés, J., M. Ramos-Francia y A. Torres. (2008), “An Empirical Analysis of the Mexican Term Structure of Interest Rates”, Banco de México Documento de Investigación 2008-07.
13. Cortés, J., y M. Ramos-Francia (2008), “An Affine Model of the Term Structure of Interest Rates in Mexico”, Banco de México Documento de Investigación 2008-09

14. Dai, Q. y K. Singleton. (2000), "Specification Analysis of Affine Term Structure Models", *Journal of Finance*, Vol. LV, No. 5.
15. Fama, E. y R. Bliss. (1987), "The information in long-maturity forward rates", *American Economic Review* 77, pp. 680-92.
16. Hordahl, P., O. Tristani, y D. Vestin (2006), "A joint econometric model of macroeconomic and term structure dynamics", *Journal of Econometrics*, Vol 131, Issues 1-2, March-April 2006, 405-444.
17. Litterman, R. y J. Scheinkman. (1991), "Common Factors Affecting Bond Returns", *Journal of Fixed Income* 1, pp. 54-61.
18. Rudebusch, G. y T. Wu, (2004), "A Macro-Finance Model of the Term Structure", *Monetary Policy, and the Economy*", Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2003-17.
19. Sidaoui, J. y M. Ramos-Francia (2008), "The Monetary Transmission Mechanism in Mexico: Recent Developments", *BIS Papers* No 35, 363-394.
20. Vasicek, O. (1977), "An Equilibrium Characterization of the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 177-188.

8. Apéndice 1

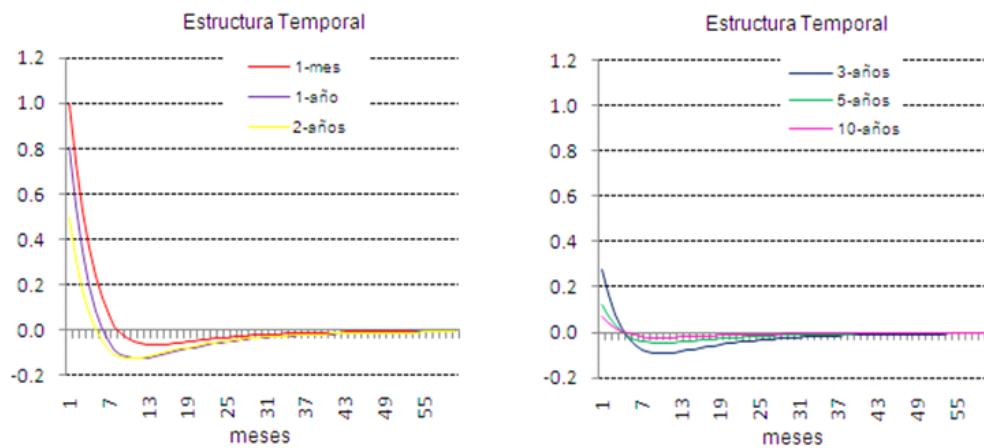
Gráfica 1

Funciones impulso-respuesta ante un choque de política monetaria



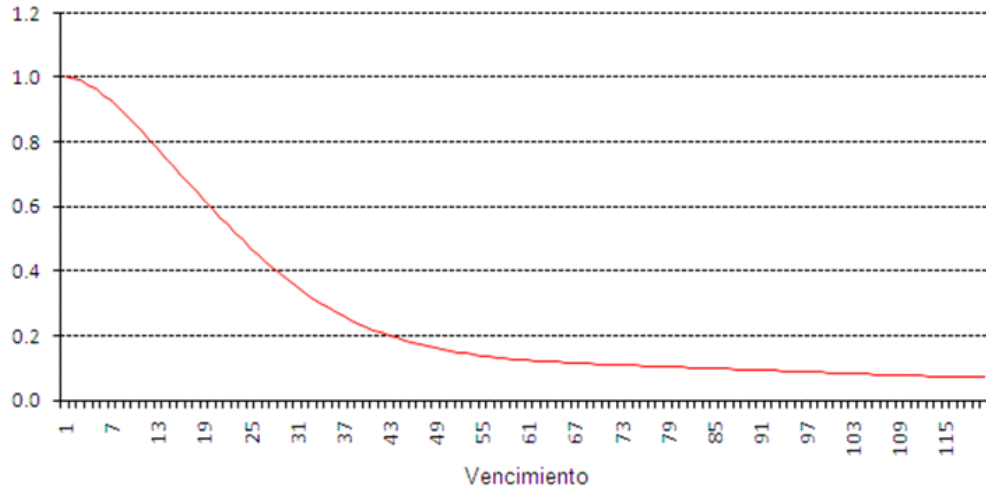
Gráfica 1 (cont.)

Funciones impulso-respuesta ante un choque de política monetaria



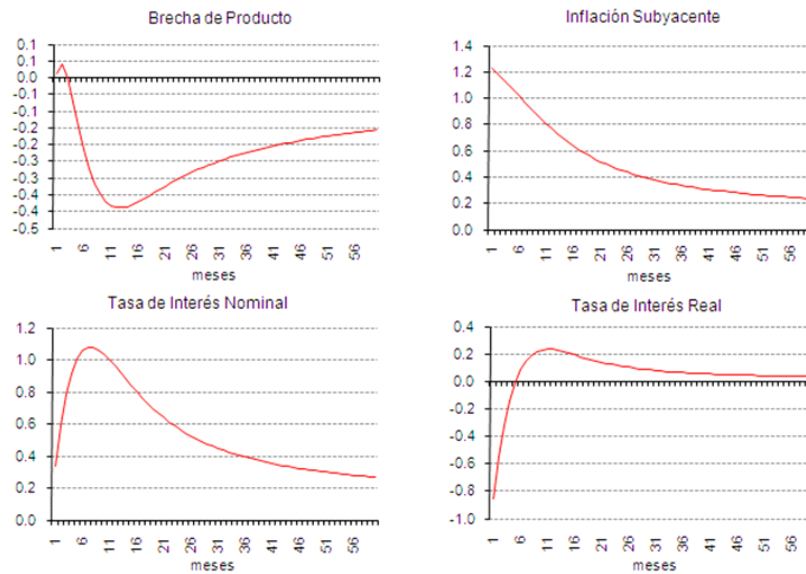
Gráfica 2

Función impulso-respuesta contemporánea de la curva de rendimientos ante un choque de política monetaria



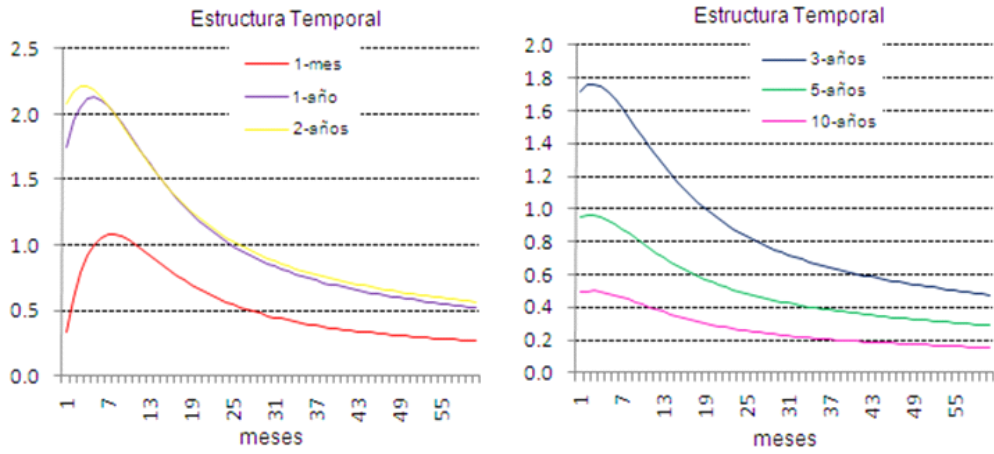
Gráfica 3

Funciones impulso-respuesta ante un choque de tipo *cost-push*



Gráfica 3 (cont.)

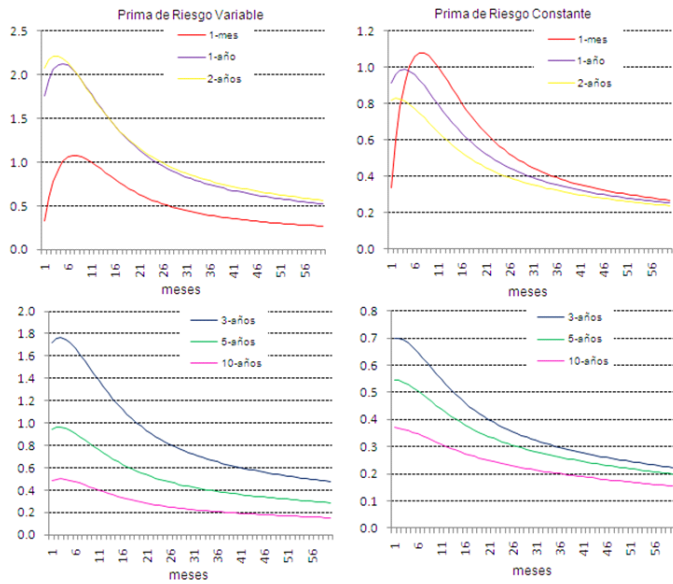
Funciones impulso-respuesta ante un choque de tipo *cost-push*



Gráfica 4

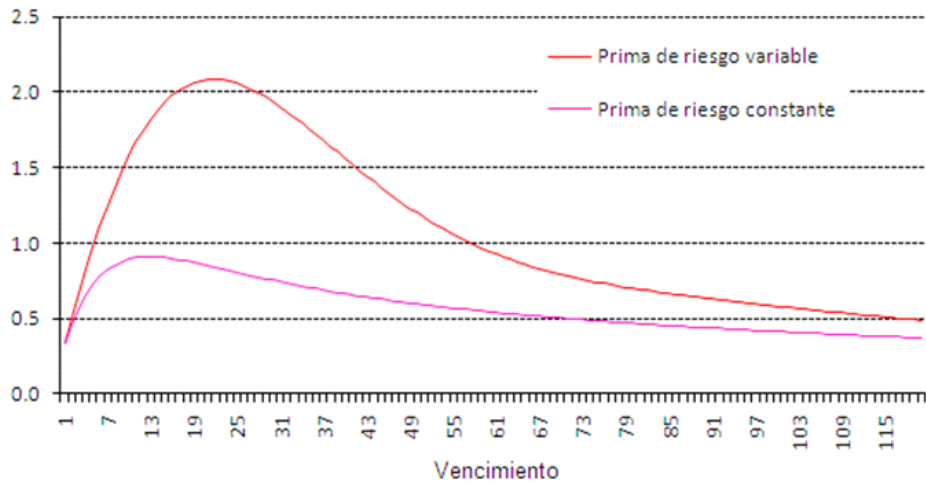
Funciones impulso-respuesta ante un choque de tipo *cost-push*.

Primas de riesgo variables y constantes



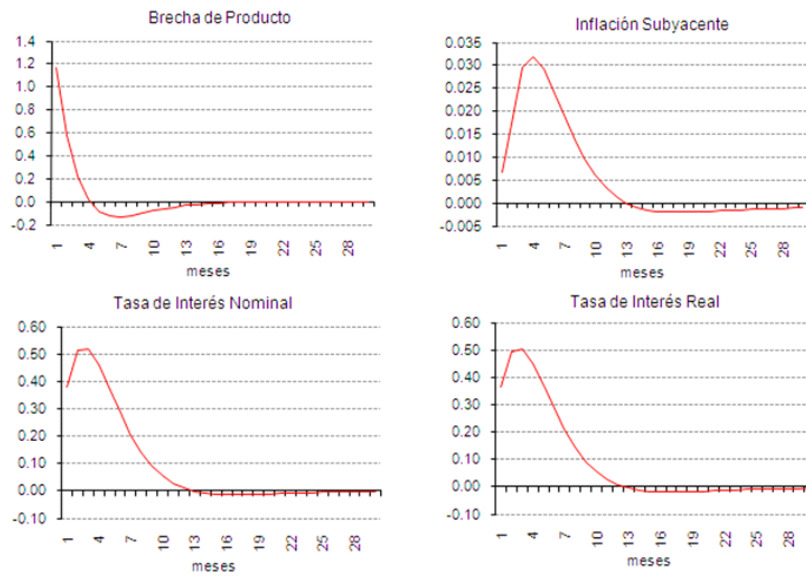
Gráfica 5

Función impulso-respuesta contemporánea de la curva de rendimientos ante un choque de tipo *cost-push*



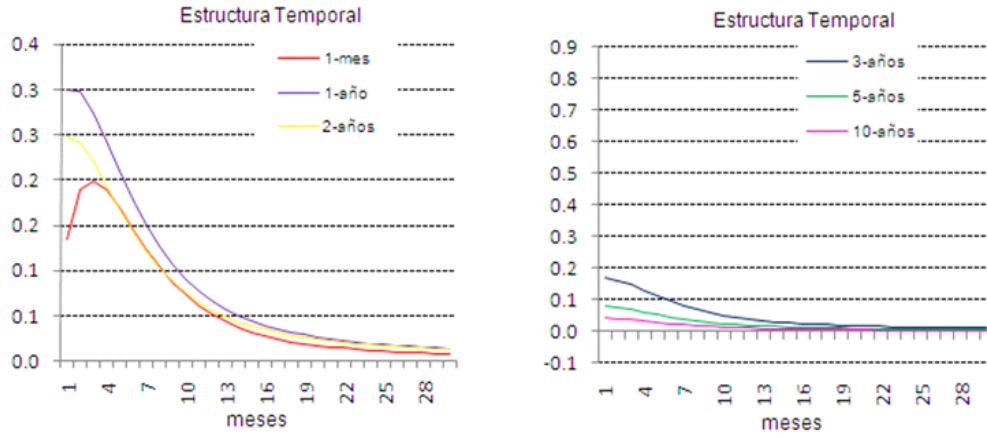
Gráfica 6

Funciones impulso-respuesta ante un choque de demanda



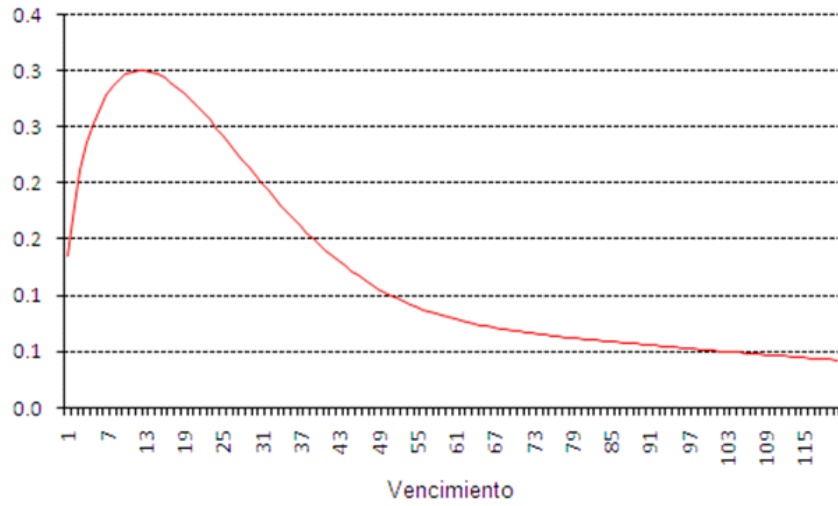
Gráfica 6 (cont.)

Funciones impulso-respuesta ante un choque de demanda



Gráfica 7

Función impulso-respuesta contemporánea de la curva de rendimientos ante un choque de demanda



9. Apéndice 2

En este apéndice se presentan las estimaciones de los parámetros macroeconómicos. Las ecuaciones que caracterizan el equilibrio de una economía pequeña y abierta son las siguientes:

- | | |
|---------------------------|---|
| (i) Curva de Phillips | $\pi_t^c = a_1\pi_{t-1}^c + a_2E_t[\pi_{t+1}^c] + a_3x_t + a_4(\Delta e_t + \pi_t^{USA}) + \epsilon_t^{AS}$ |
| (ii) Curva IS | $x_t = b_1x_{t-1} + b_2E_t[x_{t+1}] + b_3(i_t - E_t\pi_{t+1}) + b_4x_t^{USA} + b_5q_t + \epsilon_t^{IS}$ |
| (iii) Tipo de Cambio Real | $q_t = c_1(q_{t-1}) + c_2(E_t[q_{t+1}]) + (i_t^{USA} - E_t\pi_t^{USA}) - (i_t - E_t\pi_t) + \epsilon_t^q$ |
| (iv) Regla de Taylor | $i_t = (1 - \rho)(d_1(\pi_t - \pi_t^*) + d_2x_t) + \rho i_{t-1} + \epsilon_t^{MP}$ |
| (v) Inflación | $\pi_t \equiv \omega\pi_t^c + (1 - \omega)\pi_t^{nc}$ |

π_t denota la tasa de inflación general, π_t^c la tasa de inflación subyacente, π_t^{nc} la tasa de inflación no subyacente, π_t^* el objetivo de inflación, x_t la brecha de producto, q_t el tipo de cambio real, e_t el tipo de cambio nominal, i_t la tasa de interés nominal, y i_t^{USA} , π_t^{USA} y x_t^{USA} denotan la tasa de interés nominal de EE.UU., la inflación mensual de EE.UU. y la brecha de producto de EE.UU., respectivamente. La tasa de la inflación general se define utilizando las ponderaciones de los subíndices de precios subyacentes y no subyacentes del INPC que implica que ω es igual a 0.69.

Los siguientes cuadros presentan los parámetros estimados.

Cuadro 3
Curva de Phillips

	a₁	a₂	a₃	a₄
Coeficiente	0.46	0.52	0.04	0.02
Error estándar	(0.0007)	(0.0008)	(0.0000)	(0.0002)

Cuadro 4
Ecuación IS

	b₁	b₂	b₃	b₄	b₅
Coeficiente	0.47	0.30	-0.1	0.16	1.03
Error estándar	(0.067)	(0.07)	(0.02)	(0.02)	(0.2)

Cuadro 5
Ecuación de Tipo de Cambio Real

	c_1	c_2
Coeficiente	0.53	0.47
Error estándar	(0.0049)	(0.003)

Cuadro 6
Regla de Taylor

	d_1	d_2	ρ
Coeficiente	1.32	2.48	0.87
Error estándar	(0.25)	(0.28)	(0.07)