



**CENTRO DE
ESTUDIOS
MONETARIOS
LATINOAMERICANOS**

Asociación Regional de Bancos Centrales

MONETARIA

Volumen XXXII, número 3
julio-septiembre de 2009



CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*)

Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2009-2011

Presidente:

Banco de la República (Colombia)

Miembros:

Banco Central de la República Argentina

Banco Central do Brasil

Banco de México

Banco Central de Nicaragua

Central Bank of Trinidad and Tobago

Banco Central de Venezuela

COMITÉ EDITORIAL

Kenneth Coates

Director General

Fernando Sánchez Cuadros

Reuniones Técnicas de Banca Central

Ana-Laura Sibaja Jiménez

Servicios de Información

MONETARIA es una publicación trimestral del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango n° 54, México, D. F., 06700. Impresa en los talleres de Alejandro Duplancher, Av. Coyoacán n° 1012-2, México, D. F., 03100. 380 ejemplares. ISSN 0185-1136.

MONETARIA

VOLUMEN XXXII, NÚMERO 3, JULIO-SEPTIEMBRE DE 2009

Mario Reyna Cerecero
Diana Salazar Cavazos
Héctor Salgado Banda

297 La curva de rendimiento y su relación con la actividad económica: una aplicación para México

Pablo Mendieta
Sergio Cerezo
Javier Cossio

359 ¿La inflación está de vuelta en Sudamérica?: choques exógenos, expectativas y credibilidad de la política monetaria

Guillermo Benavides
Carlos Capistrán

391 Una nota sobre las volatilidades de la tasa de interés y del tipo de cambio según diferentes instrumentos de política monetaria: México, 1998-2008

Javier Pereda

413 Estimación de la curva de rendimiento para el Perú y su uso para el análisis monetario

MONETARIA difunde estudios de investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras instituciones; incluye temas especializados en economía y banca central, con un enfoque teórico o cuantitativo. Se publica en forma impresa y electrónica (www.cemla.org). Consultas dirigirse a: publicaciones@cemla.org. (Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el punto de vista del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.)

Mario Reyna Cerecero
Diana Salazar Cavazos
Héctor Salgado Banda

La curva de rendimiento y su relación con la actividad económica: una aplicación para México

I. INTRODUCCIÓN

Desde finales de la década de los ochenta, diversos estudios han encontrado que la pendiente de la curva de rendimiento –el diferencial entre la tasa de interés de largo plazo y la de corto plazo– tiene cierto poder predictivo sobre la evolución tanto de la actividad económica como de la inflación, en particular, para Estados Unidos y economías desarrolladas, principalmente las europeas. Entre los primeros trabajos en esta área se encuentran Harvey (1988), Stock y Watson (1989),

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de M. Reyna Cerecero, D. Salazar Cavazos y H. Salgado Banda, presentado en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en el CEMLA, en la ciudad de México, el 5, 6 y 7 de noviembre de 2008, Los autores son funcionarios de la Dirección General de Investigación Económica, del Banco de México. Jonathan Puigvert Angulo brindó una excepcional asistencia de investigación. Asimismo, agradecen su colaboración a Claudia Sánchez Armengol. Cualquier error u omisión es responsabilidad de los autores. Las ideas expresadas en este documento no necesariamente reflejan la opinión de Banco de México. Cualquier comentario dirigirlo a: {mreyna@banxico.org.mx} o {hsalgado@banxico.org.mx}.

Estrella y Hardouvelis (1991). En general, se puede afirmar que este tipo de análisis ha encontrado que el diferencial de tasas sí tiene un poder predictivo sobre la evolución de la economía, si bien dicha relación no es de igual proporción en todos los países.

En años recientes, ciertos estudios sobre la curva de rendimientos se han enfocado en descomponer dicha curva en distintos factores para identificar mejor el mecanismo a través del cual la curva predice la tendencia de la actividad económica. Por ejemplo, Ang *et al.* (2006), Diebold *et al.* (2006), Favero *et al.* (2005) y Hamilton y Kim (2002). Sobre este aspecto, cabe destacar que en el presente documento también se considera la metodología propuesta por Hamilton y Kim (2002) la cual, a grandes rasgos, consiste en descomponer el diferencial de tasas en dos efectos: *i*) el de expectativas, y *ii*) el de la prima de tasas o *term premium*.¹

Si bien existe una amplia gama de estudios sobre este tema, la poca disponibilidad de datos en economías emergentes ha generado que dichos estudios se hayan enfocado principalmente en economías desarrolladas. Lo anterior va ligado a que en este tipo de análisis se requiere que los mercados financieros se encuentren lo suficientemente desarrollados para que la curva de rendimiento refleje, lo mejor posible, las condiciones tanto de las expectativas de mercado como del riesgo asociado con cada economía. Algunas excepciones son trabajos para economías emergentes como Fernández (2000) para Chile, Castellanos y Camero (2003) y González *et al.* (2000) para México,² Arango *et al.* (2005) para Colombia y Mehl (2006) para varias economías en desarrollo, México entre ellos. En particular, debe destacarse el trabajo realizado por Mehl (2006), tanto por la cantidad de países emergentes que analiza, como por su resultado: el poder predictivo del diferencial de las tasas sobre la actividad económica no es estable ni robusto en economías emergentes.

El objetivo de este trabajo consiste en realizar un análisis del poder predictivo de la curva de rendimiento sobre el crecimiento de la actividad económica en México. Existen varias contribuciones con respecto a estudios previos, entre las que

¹ Más detalles se mencionarán en la sección III.

² Estos trabajos se comentarán con mayor detalle en la siguiente sección.

destacan las siguientes tres. Primera, se utilizan tres indicadores de la actividad económica: *i*) el Indicador Global de Actividad Económica sin sector agropecuario (IGAE), *ii*) IGAE de servicios (SERV), y *iii*) el Índice de Producción Industrial (IPI); tanto en series originales como desestacionalizadas; por lo tanto, se cuenta con seis variables en total.³ Segunda, se aprovecha la parte más larga de la curva al utilizar la información contenida en los bonos de 10 años, los cuales se emiten desde julio de 2001. Tercera, se utilizan metodologías más recientes para verificar la significancia del diferencial de tasas en los pronósticos.

Este documento no pretende llevar a cabo una revisión exhaustiva de la literatura, para tal efecto, se sugiere ver Stock y Watson (2003). Con respecto a algún modelo que sustente la evidencia empírica, ver Estrella (2005b), quien asigna un papel importante a la política monetaria en cuanto a su relación con el grado de poder de predicción que pueda tener el diferencial.⁴ Por lo tanto, el principal propósito del presente estudio es reexaminar, para el caso mexicano, el poder predictivo que pueda tener la curva de rendimiento sobre la actividad económica.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. La sección II presenta una breve revisión de literatura, con énfasis en los estudios aplicados para México. La sección III describe los datos y la metodología. La sección IV presenta los resultados más relevantes. La sección V concluye con un resumen y menciona algunas limitaciones y posibles extensiones.

II. TEORÍA Y ESTUDIOS PREVIOS

1. Teoría

Si bien, como se verá más adelante, diversos estudios han

³ Únicamente el IPI es utilizado en los estudios de Castellanos y Camero (2003), González *et al.* (2000) y Mehl (2006).

⁴ Estrella (2005b) menciona que los resultados empíricos para Estados Unidos, tienden a confirmar las predicciones de su modelo. En particular, comenta que el periodo a partir de 1987 parece ser empíricamente consistente con las implicaciones de un esquema estricto de objetivos de inflación en su modelo teórico.

encontrado una relación positiva estadísticamente significativa entre la pendiente de la curva de rendimiento y el crecimiento económico, no existe una teoría única aceptada de manera general, que explique los fundamentos económicos de dicha relación. La teoría más básica sobre el poder explicativo del diferencial radica en la hipótesis de expectativas de la estructura de tasas. Dicha teoría establece que, bajos ciertos supuestos, para cualquier periodo en el que se van a mantener bonos, la ganancia esperada debe ser la misma para cualquier combinación de bonos con diferente maduración pero con el mismo grado de riesgo (por ejemplo, bonos del mismo emisor). Es decir, la ganancia de mantener un bono de seis meses debe ser igual a la de mantener un bono de tres meses por dos periodos consecutivos. Lo anterior implica que si el bono de una maduración de seis meses tiene una tasa de 9% y el bono de tres meses tiene una tasa de 8%, para que esta teoría se mantenga, el mercado espera que dentro de tres meses la tasa de un bono con maduración de tres meses sea de 10%. Así, la tasa de interés de un bono de largo plazo se puede expresar como el promedio de las tasas de corto plazo que serán vigentes durante el periodo de maduración de dicho bono. Es decir:

$$(1) \quad C_t^l = \frac{C_t^n + \sum_{j=1}^{j=n-1} E_t(C_{t+j}^n)}{n},$$

donde C_t^l es la tasa de largo plazo y C_t^c es la tasa de corto plazo. De esta forma, una pendiente positiva de la curva de rendimiento, una tasa mayor esperada de rendimiento a largo plazo que la tasa actual de corto plazo sugiere, a su vez, que el mercado anticipa un incremento futuro en la tasa de interés a corto plazo. Lo anterior refleja la percepción de que la política monetaria contemporánea es relativamente más laxa que la esperada por el mercado para el futuro. Asimismo, puede reflejar el hecho de que la parte corta de la curva de rendimiento tiene una mayor respuesta a acciones de política monetaria que la parte larga de la curva. De acuerdo con este argumento, una pendiente positiva de la curva de rendimiento sugiere que la tasa de interés contemporánea es relativamente baja (por ejemplo, una política monetaria laxa, lo que tendría como consecuencia una expansión futura de la actividad

real). De esta manera se obtiene una relación positiva entre la pendiente de la curva de rendimientos y el crecimiento económico. Esta es la llamada explicación de un *factor común*, es decir, que tanto la pendiente de la curva de rendimiento, como la actividad económica futura reflejan la política monetaria contemporánea. (Estrella y Mishkin, 1997.)

Una extensión de esta hipótesis es agregar a la ecuación 1 un término de riesgo o de prima por liquidez, de tal forma que dicha ecuación se convierte en

$$(2) \quad C_t^l = \frac{C_t^n + \sum_{j=1}^{j=n-1} E_t(C_{t+j}^n)}{n} + P_t,$$

donde P_t , es la prima que se agrega al valor del bono ya sea por liquidez o riesgo, y que normalmente aumenta conforme el plazo de vencimiento del bono sea mayor. Así, una pendiente positiva de la curva de rendimientos implica una mayor tasa de rendimiento a largo plazo. Esta representación es congruente con la explicación anterior si se asume que la prima de liquidez no fluctúa en el tiempo.

Según la ecuación (2), la parte larga de la curva de rendimiento refleja la trayectoria de la tasa de interés de corto plazo esperada por el mercado. De esta forma, si el mercado prevé que un aumento en la actividad económica generará un incremento en el ingreso real, entonces es probable que las empresas emitan bonos para financiar sus proyectos de inversión que aprovecharían dicho incremento en la actividad económica. Al emitir los bonos se aumenta su oferta, lo cual provocaría una disminución en su precio y un aumento en su tasa de rendimiento. Lo anterior, generaría que la parte larga de la curva se eleve en relación con la parte corta, obteniendo así, una relación positiva entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura (Bonser-Neal y Morley, 1997).

Existen otros modelos teóricos que han tratado este tema. Por ejemplo, Harvey (1988) liga el aumento en la tasa de interés real que paga un instrumento, con el aumento en el ingreso disponible y esto, en consecuencia, produce un incremento en el ritmo de consumo. Estrella (2005b), desarrolla un modelo con características inerciales a partir del modelo de Svensson (1997), así como con características de modelos

que incorporan expectativas futuras, como Clarida *et al.* (1999), y una función de respuesta de la política monetaria proveniente de una maximización de la función objetivo de la autoridad monetaria. Estrella (2005b) concluye que, en el caso de un banco central que reacciona únicamente a desviaciones de la actividad económica y a cambios en la tasa de interés (y no en su nivel), la pendiente de la curva de rendimientos será un excelente predictor de la economía real. Por otro lado, Estrella (2005b) también concluye que si la autoridad monetaria reacciona a desviaciones tanto en la inflación, como en la actividad real, entonces dicha pendiente perderá poder de pronóstico.

2. Estudios empíricos previos

Como se mencionó, existe una amplia literatura que estudia el poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimiento sobre la inflación así como sobre la producción. Esta sección únicamente pretende proporcionar una síntesis de dicho análisis. En efecto, si bien la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y los ciclos económicos se detectó desde Kessel (1965), no fue hasta la parte final de los ochenta que esta relación se empezó a analizar de una manera sistemática. Entre los primeros trabajos se encuentran los de Fama (1990) y Harvey (1988), quienes encuentran que la curva de rendimiento tiene capacidad para predecir el crecimiento futuro de los Estados Unidos. Posteriormente, Stock y Watson (1989) incluyen la diferencia entre las tasas de 10 años y un año de los bonos del Tesoro en un índice de indicadores muy relacionados con la economía de los Estados Unidos. Asimismo, Estrella y Hardouvelis (1991) realizaron un estudio para la economía de los Estados Unidos para el periodo 1955-1988, dónde encuentran que la diferencia entre las tasas de los bonos de 10 años y de tres meses de dicho país, ayuda a predecir cambios acumulados en el crecimiento del PIB para un horizonte de cuatro años. Es importante mencionar que, con el fin de evitar sesgos en las tasas de interés, este último trabajo utilizó promedios trimestrales de dichas tasas.

A partir de estos trabajos, relaciones similares han sido objeto de numerosos estudios, especialmente para economías con mercados financieros desarrollados, donde destaca

Estados Unidos. En particular, se ha analizado la relación de la pendiente de la curva de rendimiento con el crecimiento de la producción, (Estrella y Hardouvelis, 1991; Haubrich y Dombrosky, 1996; y Estrella, 2005b), así como con la probabilidad de una recesión (Dueker, 1997; Estrella y Mishkin, 1998; y, Chauvet y Potter, 2005). Asimismo, varios trabajos se han llevado a cabo en países industrializados distintos a los Estados Unidos (Plosser y Rouwenhorst, 1994; Bonser-Neal y Morley, 1997; Estrella y Mishkin, 1997; Kozicki, 1997; y, Estrella, Rodrigues y Schich, 2003). Los resultados de las investigaciones mencionadas se pueden resumir de la siguiente manera. Existe una relación positiva entre la pendiente de la curva de rendimiento y el desempeño del sector real. Si bien esta relación ha perdido su capacidad predictiva sobre las tasas de crecimiento, la pendiente de la curva ha conservado, de manera más estable, su poder predictivo sobre el ciclo económico.

La literatura reciente sobre este tema ha sido ampliada para tratar de comprender los factores que generan tal relación positiva. En particular, se busca determinar la capacidad de las expectativas contenidas en el diferencial de tasas para predecir la evolución de la actividad económica. En dicha vertiente destacan Hamilton y Kim (2002), quienes encuentran que ambos factores son útiles para predecir el crecimiento del PIB de los Estados Unidos. Dichos autores también utilizan la metodología de factores afines para determinar que la volatilidad de la tasa de interés al final de una expansión podría explicar la razón por la cual, tanto el diferencial de tasas como la prima de tasas disminuyen, generando así una relación positiva entre el diferencial y el ciclo económico. Otros autores han continuado con esta línea de investigación, entre ellos se encuentran Ang *et al.* (2006) y Favero *et al.* (2005). En particular, Ang *et al.* (2006), utiliza componentes principales del nivel y la pendiente de la curva de rendimiento y un factor macroeconómico (el crecimiento trimestral del PIB), para estimar un VAR en la muestra completa y así proyectar los valores esperados de la tasa de corto plazo. Dichos autores encuentran que el término de expectativas es el único responsable del poder predictivo del diferencial. Por otro lado, Favero *et al.* (2005) en lugar de utilizar la información de la muestra completa estima una serie de VAR, a partir de una submuestra inicial agregando en cada iteración una observación más –es

decir, estimación recursiva— para pronosticar las tasas esperadas de corto plazo. Con esta metodología, una vez que se incluye la postura de la política monetaria y la inflación, es el término de la prima de tasas el que genera el poder de pronóstico del diferencial.

No obstante, existen pocos estudios enfocados en el análisis de economías emergentes. Ello puede deberse a la falta de desarrollo de sus mercados financieros. Entre ellos se encuentra Kikut *et al.* (1996) para Costa Rica, Arango *et al.* (2005) para Colombia, y Mehl (2006) para varias economías emergentes. En particular, Mehl (2006) investiga la manera en que la pendiente de la curva de rendimiento ayuda a predecir la inflación y el crecimiento del producto en catorce economías emergentes, incluyendo a México. Asimismo, utiliza la pendiente de la curva de rendimiento de Estados Unidos y Europa para predecir el crecimiento y la inflación de los países objeto de estudio. La evidencia que encuentra varía a través del espectro de los países analizados. Para México, Mehl utiliza la tasa de los bonos a tres años y de los certificados de la Tesorería (CETES)⁵ a 91 días para el periodo 1995-2005; encuentra que la curva de rendimiento doméstica contiene información en la muestra utilizada en horizontes tanto de corto como de largo plazo. Además, obtiene que en México la información proporcionada por la curva de rendimiento no es estable para predecir el crecimiento de la actividad industrial ya que los coeficientes estimados cambian de signo a través de los horizontes. Por otro lado, para el crecimiento de la producción industrial, los resultados sugieren que la incorporación de la pendiente de la curva de rendimiento a un proceso autorregresivo simple sí mejora el pronóstico fuera de muestra. Con respecto a la relación de la curva de rendimiento de Estados Unidos, ésta explica gran parte de la variación de la pendiente de la curva de México. Finalmente, comprueba para el caso mexicano que en efecto la pendiente de la curva de rendimiento doméstica tiene cierto poder de predicción sobre la inflación y la producción, tanto para el corto plazo como para horizontes más largos. Sin embargo, los periodos de alta volatilidad inflacionaria y las crisis económicas perturban el poder de predicción de la misma.

⁵ Bonos del gobierno en pesos mexicanos.

Otras investigaciones sobre México son las de González *et al.* (2000) y Castellanos y Camero (2003). González *et al.* (2000), siguiendo la metodología de Engsted (1996), estima con datos mensuales de 1991 a 1997 la relación entre el diferencial de tasas de interés y la actividad económica, la inflación, el tipo de cambio nominal y las importaciones. Para la producción industrial encuentra que dicha relación sólo es significativa en el periodo comprendido de enero de 1995 a diciembre de 1997.

Por su parte, el análisis que presentan Castellanos y Camero (2003), para el periodo entre 1985 y 2000, muestra que el diferencial es significativo en horizontes de hasta 18 meses en adelante, aunque el poder de predicción es mejor en horizontes menores a seis meses. Dichos autores emplean el IPI para medir la tasa de crecimiento de la actividad económica, mientras que para el diferencial de las tasas utilizan los CETES de vencimiento a 28, 91, 182 y 364 días. Cabe mencionar que en el caso de los CETES se toma la primera observación disponible o la que exista en cada mes. Sobre los efectos de diferentes grados de liberalización de los mercados financieros y regímenes cambiarios durante el periodo de análisis, verifican a través de pruebas de Chow y de coeficientes recursivos, obteniendo dos submuestras de estudio 1985-1994 y 1996-2000, que mejoran significativamente los resultados respecto a la muestra completa.

Posteriormente, en el mismo documento, Castellanos y Camero (2003), utilizan como referencia un modelo autorregresivo para probar si la estructura de tasas provee información adicional sobre el crecimiento de la actividad económica futura, a la contenida en los rezagos de ésta. Se observa que la significancia de los coeficientes asociados a la estructura de tasas, al incluir los rezagos, se mantiene o se incrementa. Es así como concluyen que los diferenciales de tasas de interés proveen señales útiles del desempeño de la economía hasta 18 meses adelante, aunque el poder de predicción es mejor en horizontes menores a seis meses.

Por último, otra vertiente de la literatura trata sobre la capacidad de la pendiente de la curva de rendimiento para estimar la probabilidad de una recesión futura. Este es el caso de Estrella y Hardouvelis (1991), Estrella y Mishkin (1998), Estrella *et al.* (2003) y Chauvet y Potter (2005) para economías

en desarrollo, y Castellanos y Camero (2003) para México. En general, se ha encontrado que utilizar la curva de rendimiento para anticipar eventos recesivos tiene un mayor poder de pronóstico que cuando se utiliza para realizar una estimación de crecimientos puntuales de la actividad económica (Estrella *et al.* 2003). Lo anterior podría sugerir que, aún cuando el poder predictivo de la curva de rendimiento ha disminuido su capacidad de prever tasas de crecimiento puntuales, este instrumento puede ser útil para estimar movimientos importantes en la evolución de la actividad económica real.

III. DATOS Y METODOLOGÍA

1. Datos

Para establecer el poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimiento sobre la actividad económica real de México, se considera muy de cerca los trabajos de Hamilton y Kim (2002) y, de Stock y Watson (2003). En sí, se busca encontrar una relación entre el nivel actual de la diferencia en los extremos de la curva de rendimiento con el crecimiento de la actividad económica aproximado por tres indicadores: IGAE, SERV y el IPI. Se utilizan dichos indicadores debido a que tienen una frecuencia mensual, lo cual permite tener un horizonte más amplio para las estimaciones econométricas.⁶ Es importante destacar que en 2007 el IGAE representó alrededor de 79.6% del PIB, por lo que es un muy buen reflejo de la actividad económica del país. De acuerdo con el INEGI, para la elaboración de este indicador se dispone de datos estadísticos provenientes de la producción industrial (IPI), el cual representó alrededor de 26.9% del PIB en 2006, y de algunos conceptos del sector *servicios* (SERV), el cual para ese año registró una participación de 56.1% del PIB. Cabe destacar que el IPI, a su vez, está compuesto por el volumen real de la producción obtenida de los sectores minero, manufacturero, de la construcción, y de la generación de electricidad, gas y agua. Por su parte, SERV comprende algunos rubros de los sectores comercio, restaurantes y hoteles; transporte, almacenaje y

⁶ El producto interno bruto (PIB) tiene una frecuencia trimestral.

comunicaciones; financieros, seguros, actividades inmobiliarias y de alquiler; y comunales, sociales y personales. Es importante mencionar que la serie del IGAE comenzó a ser publicada en enero de 1993, por lo que el periodo de estudio es a partir de esa fecha hasta junio de 2007.

Se construyen cinco diferentes horizontes de tasas de crecimiento de los indicadores de actividad económica.

Los coeficientes de correlación de las tasas de crecimiento anual de los tres indicadores considerados (tomando su promedio en el trimestre) con las del PIB durante el periodo de estudio son: *i*) IGAE, 98.5%, *ii*) SERV, 89.9%, y *iii*) IPI, 3.9%.

Al igual que otros estudios, se utiliza el rendimiento de más largo plazo y que contenga el mayor número de observaciones. Dicho rendimiento proviene de la subasta primaria de los CETES a 364 días.⁷ De esta manera, se construyó una serie del diferencial de las tasas del rendimiento de los CETES a 364 días y del rendimiento de los CETES a 91 días. Asimismo, se incluye otra pendiente de la curva, entre el rendimiento de CETES a 10 años (considerado por la mayor parte de la literatura relacionada en las economías desarrolladas) disponible desde julio de 2001 y el rendimiento de CETES a 91 días.⁸ También se usa el nivel de CETES a 28 días.

Si bien sería aventurado establecer que la tasa de un año describe contundentemente las expectativas del mercado para el largo plazo, este diferencial es el único disponible para la totalidad de la muestra que comprende el estudio, 1993:01-2007:06. Por lo tanto, dicho diferencial es el que se utiliza en estudios previos para México. De esta manera, para fines de comparación con dichos trabajos, se emplea inicialmente el diferencial entre la tasa de un año con la tasa de tres meses. Sin embargo, como se ha mencionado, a partir de julio de 2001, México observó la estabilidad financiera necesaria para emitir bonos de 10 años. De esta forma, es con esa fecha que México cuenta con una curva de rendimiento que puede caracterizar el largo plazo de manera más completa.

⁷ Esta serie contiene nueve meses donde no se cotizó dicho plazo de vencimiento. Tales meses son de abril a junio de 1995, de noviembre a diciembre de 1995 y de septiembre a diciembre de 1998.

⁸ Hay información de bonos a 20 años a partir de octubre del 2003 y de bonos a 30 años desde octubre del 2006.

Además de las series originales, se llevó a cabo un ajuste estacional con el fin de considerar cambios bruscos en las series originales generados por procesos temporales inherentes en las series (por ejemplo, el efecto de la semana santa que en ocasiones se celebra en un mes distinto al mes en que se celebró el año previo).

En México, durante los periodos de elevada inestabilidad financiera en algunos meses de 1995 y 1998, no se realizaron subastas de los valores de CETES a un año. Por ello, la serie del diferencial no está completa. Para solventar dichos aspectos se consideraron varias alternativas. Primero, se extrapoló en forma lineal el último dato observado previo al valor faltante del CETE una vez que se había reanudado la subasta de los CETES a un año. Segundo, se intentó realizar el ejercicio anterior para rellenar los datos faltantes del diferencial mismo. Finalmente, se intentó completar de forma geométrica los datos faltantes. Tales formas de obtener los datos faltantes no producen resultados cualitativamente distintos a los obtenidos con la serie no completa. Así, en el análisis que se presenta, las series con datos faltantes se completan mediante una extrapolación lineal.

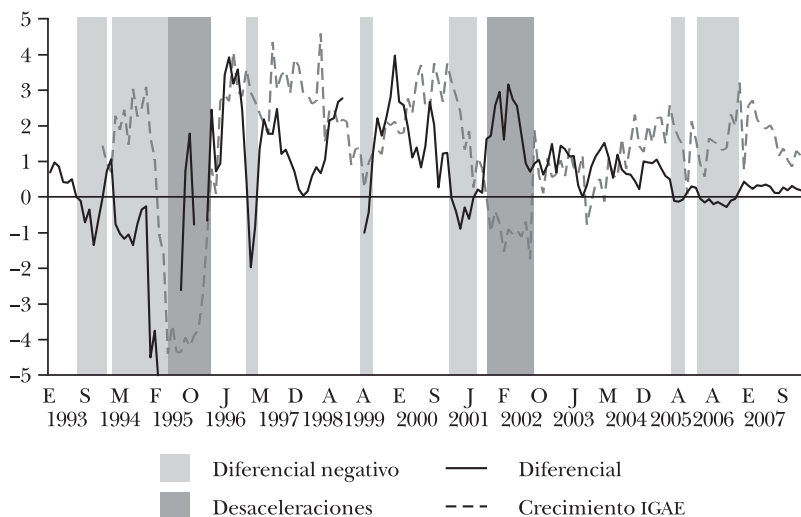
Finalmente, considerando la evidencia de que, a partir de la entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio (TLC) con los Estados Unidos y Canadá, la economía de México se ha integrado cada vez más a la economía de los Estados Unidos (Torres y Vela, 2002), se utiliza información de ese país que podría ayudar a predecir la evolución de la actividad económica de México. En particular, se consideran los diferenciales de tasas de fondos federales para los mismos plazos que los de México (un año-tres meses y 10 años-tres meses).

Con el fin de obtener diferenciales congruentes entre sí, todas las tasas de los bonos e instrumentos de corto plazo son cupón cero. Además, con el fin de utilizar una tasa que refleje las condiciones económicas ocurridas en la totalidad del mes, los rendimientos de los diferentes plazos se obtienen del promedio mensual de las colocaciones de la subasta primaria, a diferencia de Castellanos y Camero (2003), quienes consideran la primera observación del mes.⁹

⁹ Existen estudios que también consideran datos de final de mes; por ejemplo, Rudebusch y Wu (2003).

Antes de pasar a la siguiente sección, para dar un poco más de contexto e intuición al tema, se presentan tres gráficas. En la gráfica I, se muestra el crecimiento anual del IGAE y el diferencial entre CETES de un año y de tres meses para el periodo de enero de 1993 a junio del 2007, en la cual se somborean dos áreas.¹⁰ La primera en gris claro, denota periodos en el que el diferencial es negativo; la segunda en gris oscuro, denota dos periodos de recesión: *i*) febrero de 1995 a enero de 1996, y *ii*) junio del 2001 a marzo del 2002.¹¹ De la gráfica I se desprende lo siguiente. Primero, en la crisis de 1995 es evidente la relación entre el diferencial y el crecimiento del IGAE, es decir, la recesión se da después de que se observó por casi veinte meses (a partir de agosto de 1993) un diferencial negativo. Segundo, iniciando en septiembre del 2000, hay un periodo de seis meses con diferencial negativo que, un trimestre después, se ve seguido de la más reciente recesión. Tercero, de diciembre del 2004 a febrero del 2006, se aprecia una etapa con diferencial negativo (excepto de marzo a mayo del 2005

GRÁFICA I. IGAE Y DIFERENCIAL UN AÑO-TRES MESES, 1993-2007



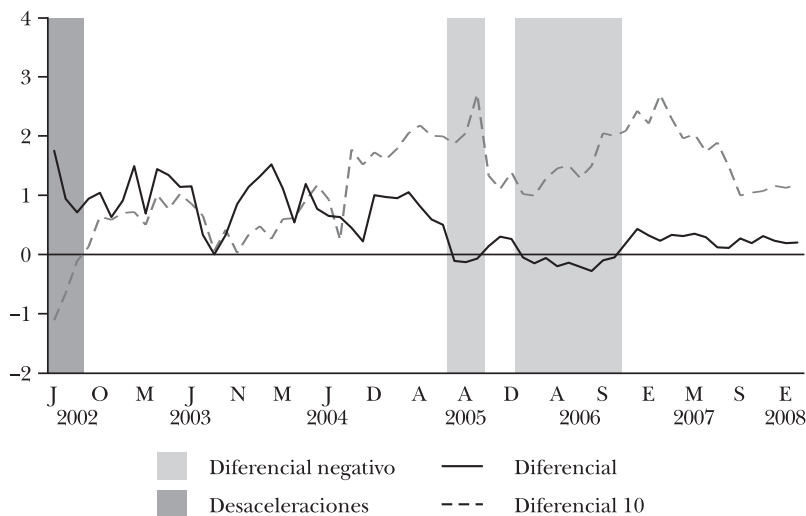
¹⁰ Por supuesto, se pueden considerar tasas de crecimiento alternativas (por ejemplo, trimestrales, semestrales, anuales); sin embargo, el mensaje no cambia sustancialmente con las que se presentan.

¹¹ Con respecto al PIB y de manera trimestral: *i*) del primer trimestre al cuarto trimestre de 1995, y *ii*) del tercer trimestre del 2001 al primer trimestre del 2002.

y no mayor a 0.30%) y, sin embargo, no se produce una recesión a pesar de ser un periodo más largo con diferencial negativo que el ocurrido anteriormente. Por último, se aprecia que la variabilidad del diferencial parece disminuir después de los primeros años de los 2000. Este proceso puede estar asociado a la utilización, a partir de abril del 2004, de la tasa de interés como instrumento de política monetaria.

Precisamente, con la intención de explorar más de cerca la evolución del diferencial después del establecimiento formal de un esquema de objetivos de inflación por parte de Banco de México, se presenta la gráfica II para el periodo de enero del 2001 a junio del 2007. En esta gráfica se aprecia cómo el diferencial ha pasado, aproximadamente, de estar en un rango de 1 y 2% (hasta agosto del 2004) a un rango de entre -0.3 a 0.5% (desde noviembre del 2004). Además, es importante destacar que, tal y como se indica en la gráfica II con una flecha de pendiente negativa de 45 grados, después del largo periodo donde se ha tenido un diferencial negativo (o muy bajo) la actividad económica ciertamente se ha venido des-acelerado.

GRÁFICA II. IGAE Y DIFERENCIAL UN AÑO-TRES MESES, 2002-2008



Las gráficas anteriores son ciertamente sugestivas y parecerían indicar alguna causalidad o relación inherente entre las tendencias del diferencial y del crecimiento de la actividad

económica. No obstante, para probar lo anterior de manera formal, se llevan a cabo pruebas de acuerdo a la metodología propuesta por Clark y West (2007) para determinar si fuera de la muestra, el diferencial tiene algún poder predictivo sobre la actividad económica.

Finalmente, se llevan a cabo pruebas de raíz unitaria sobre las series utilizadas. Se informan las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (1979), Phillips-Perron (1988), Ng-Perron (2001), Perron-Qu (2007) y Kapetanios (2005).¹² Es importante destacar que el objetivo de este trabajo no es analizar exhaustivamente las propiedades estadísticas de las series consideradas. No obstante, se asegura que las series tengan las propiedades estadísticas necesarias para poder analizar el poder predictivo que pueda tener la pendiente de la curva sobre el crecimiento de la actividad económica.

Estudios previos han asumido, de manera explícita o implícita, que el diferencial de las tasas debe ser caracterizado como un proceso estacionario y en niveles (Mehl, 2006; Estrella, 2005a). Para México, Castellanos y Camero (2003), encontraron, utilizando las pruebas ADF y PP, que el diferencial y el crecimiento del IPI son estacionarios para el periodo 1995-2000.

2. Metodología

La presente sección sigue, básicamente, la estructura delineada en Hamilton y Kim (2002) y Stock y Watson (2003). Se define el diferencial de tasas en tiempo t como:

$$(3) \quad SMX_t^l = C_t^l - C_t^c,$$

donde C_t^l es la tasa de largo plazo, que puede ser el CETE de 10 años, o bien, el CETE a un año, y C_t^c es la tasa de corto plazo, en este caso, el CETE de tres meses.

En principio, se define al crecimiento de la actividad económica, y_t , como la tasa de crecimiento del mes subsecuente, esto es:

$$(4) \quad y_t^l = 1200 \ln \left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t} \right),$$

¹² Las pruebas que se incluyen en el apéndice son para el periodo 1996-2007, excepto, el diferencial de 10 años-tres meses.

donde y es cualquiera de los tres indicadores mencionados y 1,200 convierte las unidades a tasas de crecimiento porcentual anual.

De esta forma podemos definir la tasa de crecimiento, en términos anuales, para k meses adelante como:

$$(5) \quad y_t^k = \frac{1200}{k} \ln \left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t} \right).$$

a) Medidas de poder predictivo dentro de la muestra

Siguiendo la metodología estándar en la literatura, se estima la siguiente ecuación:

$$(6) \quad y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t + u_t.$$

De acuerdo con la teoría, si el diferencial tiene poder predictivo, se espera que α_1 observe un coeficiente estadísticamente distinto de cero y con signo positivo. De esta forma, un incremento en el diferencial causado por una pendiente más elevada de la curva de rendimiento, estaría indicando un mayor crecimiento de la economía. Una extensión de esta estructura es saber si el diferencial contiene información sobre la evolución futura de la economía más allá de la contenida en el desempeño contemporáneo y pasado de la actividad económica. Así, de acuerdo con Estrella y Hardouvelis (1991), se incluye el crecimiento contemporáneo de la variable dependiente:

$$y_{t-k} = \frac{1200}{k} \ln \left(\frac{Y_t}{Y_{t-k}} \right).$$

Generalizando para k periodos adelante tenemos que:

$$(7) \quad y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^l + \alpha_2 y_{t-k} + u_t.$$

Es importante notar que por la forma en que se construye la variable y_t^k para la estimación, se utilizan periodos que se traslapan, por tanto, se considera el método Newey-West para obtener errores estándar robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (HAC).¹³

¹³ Asimismo, en el tipo de análisis aquí considerado, existe una poten-

Algunos autores han argumentado que, además del diferencial pueden existir otras variables que expliquen la actividad económica, como son las tasas de interés (Ang *et al.*, 2006) o los nexos financieros con otros países (Mehl, 2006). Con este fin se puede generalizar la ecuación (7) con la siguiente ecuación:

$$(8) \quad y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^l + \alpha_2 y_{t-k} + \delta' \mathbf{X}_t + u_t,$$

donde \mathbf{X}_t representa un vector de variables de control. Esta variable contendrá, inicialmente, el nivel de la tasa de CETES a 28 días, para así controlar la postura de la política monetaria contemporánea. La tasa se expresa en términos reales *ex ante* para corregir dicho problema. Como variable sustituta de la inflación esperada en tiempo t se utiliza el promedio de la inflación anual de los periodos de $t-1$ a $t-12$ (Kozicki, 1997). Posteriormente, se incluirá el diferencial de los Estados Unidos, SUS_t^l .

b) El papel de las expectativas¹⁴

Como se mencionó, Hamilton y Kim (2002), Favero *et al.* (2005), Ang *et al.* (2006), entre otros, realizan una descomposición del diferencial en sus dos partes, expectativas y de estructura, para analizar qué componente tiene mayor impacto en el poder predictivo del diferencial. Los tres estudios efectúan la descomposición del diferencial de manera diferente y obtienen resultados distintos. En virtud de que Hamilton y Kim (2002) obtienen que los dos componentes del diferencial contribuyen significativamente a pronosticar la evolución de la actividad económica, se decidió seguir su procedimiento de descomposición, el cual se presenta a continuación. Según esta metodología, el diferencial se puede separar en una parte de expectativas y en otra de prima de tasas, la cual puede, según los autores, caracterizarse como la suma de la prima de liquidez y la prima de riesgo.

Utilizando la teoría de expectativas de tasas de interés,

cial situación de endogeneidad, la cual se podría modelar, por ejemplo, con base en Ang *et al.* (2006).

¹⁴ Ver Rudebusch *et al.* (2007), quienes describen diferentes metodologías para descomponer el diferencial y estimar las primas de riesgo.

tenemos que al considerar una tasa de un periodo, $c_t^1(c_t^c)$, y una tasa de interés de n periodos, $c_t^n(c_t^l)$, podemos escribir:

$$(9) \quad C_t^n - C_t^1 = C_t^l - C_t^c = EP_t + TP_t,$$

donde $E_t[C_{t+j}^1]$ denota la expectativa de mercado en el periodo t sobre el valor de c_{t+j}^1 . Puede notarse que esta especificación asume que la prima de tasas puede variar a lo largo del tiempo.¹⁵ La ecuación (9) puede ser escrita como:

$$(10) \quad C_t^n - C_t^1 = \left(\frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t[C_{t+j}^1] - C_t^1 \right) + \left(C_t^n - \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t[C_{t+j}^1] \right).$$

La ecuación (10) expresa las dos partes en que se puede descomponer el diferencial; una parte de cambios esperados en tasas de interés de corto plazo $\left(\frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t[C_{t+j}^1] - C_t^1 \right)$, la cual se representa por EP_t , y una parte del efecto de la prima de tasas TP_t representado por $\left(C_t^n - \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t[C_{t+j}^1] \right)$. Sustituyendo (10) en (6) y, acomodando términos, se obtiene (11). Hamilton y Kim (2002) muestran que bajo el supuesto de expectativas racionales, el término u_t no está correlacionado con cualquier variable conocida en tiempo t . Así, se pueden emplear las tasas de interés contemporáneas como instrumentos de dichas variables.

$$(11) \quad y_t^k = \gamma_0 + \gamma_1 EP_t + \gamma_2 TP_t + u_t.$$

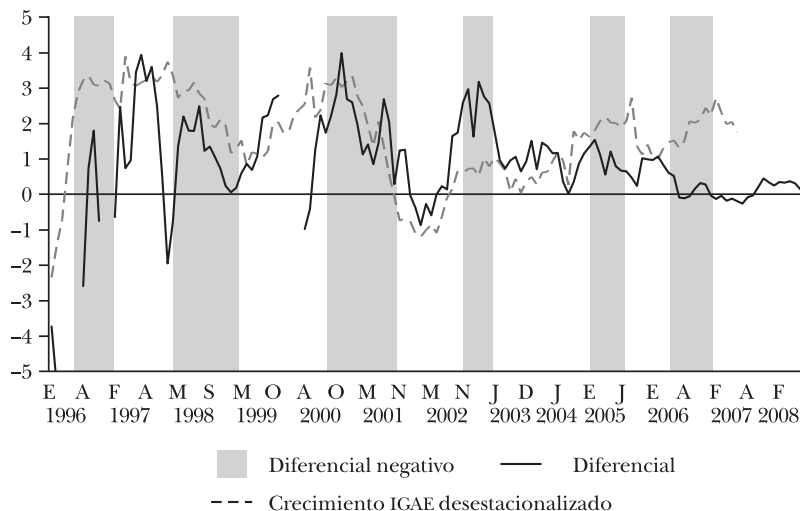
c) El poder predictivo del diferencial sobre el ciclo económico

Posteriormente se efectúa un análisis del poder del diferencial para pronosticar una desaceleración de la economía. Para ello, se sigue la metodología utilizada en Estrella y Mishkin (1998). En el periodo muestral únicamente se han registrado dos recesiones, en 1995 y 2001. Por lo tanto, se adaptó la metodología con el fin de probar la capacidad del diferencial para pronosticar una desaceleración. En la gráfica

¹⁵ La prima de tasas podría interpretarse como la suma de una prima de liquidez (η_t) y de una prima de riesgo (θ) $TP_t = \eta_t + \theta$. Ver Hamilton y Kim (2002).

siguiente se muestran los periodos identificados como una desaceleración del crecimiento del IGAE. Al parecer sí existe cierta relación entre el diferencial y el ciclo económico un año en el futuro.

GRÁFICA III. IGAE DESESTACIONALIZADO Y DIFERENCIAL UN AÑO-3 MESES, 1996-2008



Las desaceleraciones se definen por el periodo siguiente del punto máximo del crecimiento anual del IGAE, con datos de estacionalizados. En la gráfica III dichas etapas se encuentran sombreadas. Así se tiene la siguiente definición de la variable dependiente:

$$D_t = 1 \quad \text{Desaceleración}$$

$$D_t = 0 \quad \text{No desaceleración}$$

De esta forma, se espera que un menor diferencial, o sea una menor pendiente de la curva de rendimientos, sea indicativa de una mayor probabilidad de que ocurra una desaceleración. Por lo tanto, se anticipa que por medio de regresiones Probit se encuentre un coeficiente negativo del diferencial. Asimismo, se controla el poder de pronóstico del diferencial al incluir rezagos de la tasa de CETES a 28 días, para indicar la postura de la política monetaria y el diferencial de los Estados Unidos. Así, la ecuación que se estima es la siguiente:

$$(12) \quad \Pr(D_t = 1 | SMX_{t-k}^L) = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_{t-k}^L + \delta' \mathbf{X}_{t-k} + u_t,$$

donde k toma los valores de 3, 6, 9 y 12 meses de rezago, en el caso tanto del diferencial de un año-tres meses como del diferencial de 10 años-tres meses.

d) Medidas del poder predictivo fuera de la muestra

Posteriormente, se evalúa la magnitud del poder predictivo fuera de muestra del diferencial de las tasas de rendimiento. Para ello, se realiza una serie de pruebas de acuerdo con la metodología de Clark y West (2007), la cual se deriva del trabajo de Diebold y Mariano (1995) que consiste en probar estadísticamente si un modelo tiene un error cuadrático promedio de pronóstico menor que el modelo de referencia. Clark y West modifican el estadístico de Diebold-Mariano para poder comparar modelos alternativos anidados. Es decir, el modelo de referencia es la versión reducida del alternativo, si algunos parámetros de este segundo modelo fueran cero. La propuesta de Clark y West (2007), con la hipótesis nula de que agregar variables adicionales no mejora la calidad de pronóstico, implica ajustar el estadístico de la prueba Diebold-Mariano para tomar en cuenta que en muestras finitas el error cuadrático del modelo parsimonioso tiende a ser menor que el del modelo alternativo, debido a que el modelo más grande estima parámetros cuyos valores poblacionales son cero en muestras finitas (Clark y West, 2007). En concreto, el estadístico que se estima es el siguiente:

$$(13) \quad \hat{f}_{t+\tau} = (y_{t+\tau} - \hat{y}_{1,t+\tau})^2 - \left[(y_{t+\tau} - \hat{y}_{2,t+\tau})^2 - (\hat{y}_{1,t+\tau} - \hat{y}_{2,t+\tau})^2 \right],$$

donde $y_{t+\tau}$ es el valor a pronosticar, $\hat{y}_{1,t+\tau}$ es el pronóstico del modelo de referencia, $\hat{y}_{2,t+\tau}$ es el pronóstico del modelo alternativo y $\hat{f}_{t+\tau}$ es el estadístico a calcular. Una vez que se tiene dicho estadístico, se procede a realizar una regresión de $\hat{f}_{t+\tau}$ contra una constante y se prueba si el coeficiente resultante es estadísticamente distinto de cero. Si el coeficiente estimado no es diferente de cero, se infiere que el error cuadrático medio de pronóstico del segundo modelo no es estadísticamente distinto que el generado por el modelo de referencia.

IV. RESULTADOS

1. Análisis del diferencial de un año-tres meses

Como primer ejercicio se evaluó la ecuación (6), utilizando únicamente el diferencial de un año-tres meses para estimar el crecimiento de los tres indicadores de la actividad económica, para el periodo total de la muestra, 1993:01 a 2007:06. Como se observa en el cuadro 1, los coeficientes del diferencial son significativos y presentan el signo correcto para todos los horizontes de crecimiento de SERV, tanto en datos originales como con datos ajustados por estacionalidad. Sin embargo, en el caso del IPI el diferencial únicamente es significativo para los primeros dos horizontes tanto con datos originales, como cuando se utilizan datos desestacionalizados. Como reflejo de dichos resultados, el diferencial está asociado de manera positiva y significativa al crecimiento del IGAE principalmente en los primeros dos horizontes. Sin embargo, es de

CUADRO 1. ESTIMACIONES CON HORIZONTES (1993-2007)

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^1 + u_t$$

| <i>Serie</i> | <i>Horizontes</i> | $\hat{\alpha}_1^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_1^{IPI}$ | $\hat{\alpha}_1^{SERV}$ |
|--------------|-------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| Original | 1 | 1.801 ^b (2.493) | 1.934 ^b (2.150) | 1.805 ^b (2.682) |
| Original | 3 | 1.051 ^a (4.298) | 0.751 ^b (2.224) | 1.234 ^a (4.608) |
| Original | 6 | 0.429 (1.361) | 0.091 (0.277) | 0.603 ^c (1.834) |
| Original | 12 | 0.072 (0.867) | -0.078 (-0.331) | 0.124 ^c (1.654) |
| A.E. | 1 | 1.114 ^a (3.942) | 1.137 ^a (4.661) | 1.184 ^a (3.564) |
| A.E. | 3 | 0.751 ^b (2.798) | 0.893 ^a (2.954) | 0.742 ^b (2.771) |
| A.E. | 6 | 0.413 ^c (1.762) | 0.364 (1.214) | 0.474 ^b (2.217) |
| A.E. | 12 | 0.072 (0.902) | -0.073 (-0.341) | 0.138 ^c (1.724) |

NOTAS: Estadísticos t entre paréntesis. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

notar que en el caso del horizonte a seis meses con datos de-estacionalizados el estadístico es significativo únicamente al nivel de 10%.

Estos resultados son, en su mayoría, consistentes con los encontrados por Castellanos y Camero (2003) y Mehl (2006). Sin embargo, este último autor, con una muestra de tiempo más amplia que Castellanos y Camero, informa que el coeficiente del IPI cambia de signo y pierde significancia para algunos horizontes de crecimiento. Tal inestabilidad de los coeficientes sugiere algún cambio en la relación entre el diferencial y la producción industrial. Por lo tanto, procedemos a realizar pruebas de estabilidad de la regresión. La prueba utilizada es la de Quandt-Andrews.¹⁶ Los resultados de esta prueba se presentan en los cuadros A.10 al A.12. Con ella se detecta un cambio en la relación alrededor de 1995, cuando en algunos meses no se tienen datos del diferencial y cuando

CUADRO 2. ESTIMACIONES CON HORIZONTES (1996-2007)

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^1 + u_t$$

| <i>Serie</i> | <i>Horizontes</i> | $\hat{\alpha}_1^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_1^{IPI}$ | $\hat{\alpha}_1^{SERV}$ |
|--------------|-------------------|-------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| Original | 1 | -0.072 (-0.031) | 0.098 (0.314) | 0.465 (0.517) |
| Original | 3 | 0.884 (0.621) | 0.132 (0.072) | 0.091 (0.224) |
| Original | 6 | 0.204 (0.361) | -1.428 (-1.426) | 0.397 (1.103) |
| Original | 12 | 0.279 (1.564) | 0.681 (1.282) | 1.644 ^c (1.341) |
| A.E. | 1 | 0.601 (0.721) | 0.887 (1.052) | -0.485 (-0.212) |
| A.E. | 3 | 0.381 (0.814) | 0.979 (1.403) | 1.215 (0.837) |
| A.E. | 6 | 0.621 (1.453) | 1.028 ^c (1.667) | 0.949 ^c (1.972) |
| A.E. | 12 | 0.274 (1.621) | 0.705 (1.354) | 0.243 (1.602) |

NOTAS: Estadísticos t entre paréntesis. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

¹⁶ Ver Andrews (1993).

la actividad económica en México registraba los efectos más severos de la crisis.¹⁷ Dicho resultado condujo a considerar que los coeficientes del cuadro 1 podrían estar reflejando los efectos de la crisis económica de 1995. Por lo tanto, para controlar por posibles distorsiones, la ecuación 6 se estimó para la muestra 1996:01-2007:06. Los resultados de dicho ejercicio se presentan en el cuadro 2.

Con esta muestra restringida, el IGAE no presenta una relación estadísticamente significativa con el diferencial en las tasas. Por su parte, la producción industrial registra un único coeficiente significativo, a seis meses con datos desestacionalizados. Por último, en el caso de los servicios, con datos originales, el diferencial resulta significativo para el crecimiento a 12 meses. Con datos desestacionalizados resulta significativo únicamente para el crecimiento con un horizonte de seis meses. Sin embargo, es importante notar que los tres coeficientes significativos lo son al 10%. Lo anterior sugiere que, una vez que se eliminan los efectos generados por la crisis de 1995, el diferencial pierde poder explicativo sobre el crecimiento de la actividad económica.

Por otro lado, estudios realizados previamente (Bonser-Neal y Morley, 1997; Hamilton y Kim, 2002; Castellanos y Camero, 2003) tratan de identificar si el diferencial contiene información sobre la evolución de la actividad productiva que vaya más allá de la postura de la política monetaria así como de la contenida por los crecimientos contemporáneos y pasados de las variables endógenas. De esta forma, para probar qué tan robustos son los resultados del cuadro 2, se añadieron a la ecuación 6 el nivel de CETES 28 días y el rezago k de la variable dependiente, lo cual sería equivalente a usar el crecimiento contemporáneo de dicha variable. Tal relación se caracteriza por la ecuación 8.

El cuadro 3 muestra como, al incorporar la posición actual de la política monetaria y rezagos del crecimiento contemporáneo, el diferencial ya no presenta ningún valor positivo estadísticamente significativo diferente de cero. Además, la tasa de interés tiene el signo negativo que se esperaría *ex ante*. De esta manera, para el periodo de 1996:01-2007:06, el diferencial

¹⁷ Al realizar las estimaciones considerando series del diferencial con valores faltantes, el sentido de los resultados no cambia drásticamente.

parece no contener información adicional más allá de la postura de la política monetaria y los rezagos de la variable dependiente.

CUADRO 3. ESTIMACIONES CON HORIZONTES (1996-2007)

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^1 + \alpha_2 CETES_t + \alpha_3 y_{t-k} + u_t$$

| <i>Serie</i> | <i>Horizonte</i> | $\hat{\alpha}_1^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_2^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_1^{IPI}$ | $\hat{\alpha}_2^{IPI}$ | $\hat{\alpha}_1^{SERV}$ | $\hat{\alpha}_2^{SERV}$ |
|--------------|------------------|-------------------------|---------------------------------|------------------------|---------------------------------|-------------------------|---------------------------------|
| Original | 1 | -0.680 (-0.265) | -0.224 (-0.648) | 0.600 (0.169) | -0.621 (-1.653) | -0.850 (-0.330) | -0.049 (-0.114) |
| Original | 3 | 0.005 (0.004) | -0.382 (-2.898) | -0.315 (-0.144) | -0.522 ^b (-2.007) | -0.620 (-0.569) | -0.269 (-1.626) |
| Original | 6 | -0.286 (-0.377) | -0.311 ^b (-2.373) | -0.432 (-0.412) | 0.471 ^c (-1.929) | -0.203 (-0.295) | -0.252 ^a (-3.005) |
| Original | 12 | 0.278 (1.369) | 0.003 (0.098) | 0.483 (0.826) | -0.024 (-0.175) | 0.271 (1.471) | 0.009 (0.302) |
| A.E. | 1 | -0.648 (-0.990) | -0.330 ^a (-3.778) | -0.376 (-0.408) | -0.454 ^a (-2.952) | -0.804 (-1.240) | -0.272 ^a (-3.607) |
| A.E. | 3 | -0.188 (-0.440) | -0.188 ^b (-2.251) | 0.226 (0.412) | -0.258 ^b (-2.053) | -0.448 (-0.977) | -0.175 ^b (-2.552) |
| A.E. | 6 | 0.299 (0.745) | -0.125 (-1.203) | 0.446 (0.893) | -0.146 (-1.027) | 0.114 (0.301) | -0.135 ^c (-1.720) |
| A.E. | 12 | 0.287 (1.507) | 0.001 (0.044) | 0.575 (1.108) | -0.002 (-0.024) | 0.255 (1.450) | 0.001 (0.063) |

NOTAS: Estadísticos t entre paréntesis. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Mehl (2006) analiza los posibles efectos que tiene la globalización de mercados en este tipo de análisis. Para ello, incorpora en adición al diferencial de tasas de economías domésticas, el diferencial de la tasa de interés de los Estados Unidos. Dado el elevado porcentaje de las exportaciones no petroleras que tienen como destino el mercado de los Estados Unidos, se considera tal extensión. Para ser consistentes en las características de la información, el diferencial de Estados Unidos se define como el resultante entre la tasa de un año con la tasa de tres meses. Los resultados se presentan en el cuadro 4. Los resultados siguientes muestran que el diferencial de los Estados Unidos, entre la tasa de un año y tres meses, tiene mayor poder explicativo sobre la evolución de la actividad económica que el mismo diferencial de México y la

CUADRO 4. ESTIMACIONES CON HORIZONTES (1996-2007)

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^k + \alpha_2 CETES_t + \alpha_3 SUS_t^k + \alpha_4 y_{t-k} + u_t$$

| Serie | Horizonte | $\hat{\alpha}_1^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_2^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_3^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_1^{IFI}$ | $\hat{\alpha}_2^{IFI}$ | $\hat{\alpha}_3^{IFI}$ | $\hat{\alpha}_1^{SERP}$ | $\hat{\alpha}_2^{SERP}$ | $\hat{\alpha}_3^{SERP}$ |
|-------|-----------|-------------------------|--------------------------------|------------------------------|------------------------|------------------------|--------------------------------|-------------------------|---------------------------------|-------------------------------|
| O.R. | 1 | -0.95 (-0.37) | -0.089 (-0.241) | 8.372 (0.860) | -0.268 (-0.079) | -0.167 (-0.407) | 26.967 ^c (1.760) | -0.851 (-0.325) | -0.049 (-0.108) | 0.019 (0.002) |
| O.R. | 3 | -0.438 (-0.382) | -0.194 (-1.470) | 12.45 ^a (3.06) | -0.847 (-0.420) | -0.231 (-0.835) | 19.31 ^b (2.18) | -0.896 (-0.825) | -0.159 (-0.916) | 7.158 ^c (1.849) |
| O.R. | 6 | -0.593 (-0.881) | -0.162 (-1.197) | 94.3 ^a (2.92) | -0.813 (-0.883) | -0.270 (-1.059) | 12.58 ^b (2.530) | -0.478 (-0.768) | -0.127 (-1.523) | 7.90 ^a (2.97) |
| O.R. | 12 | 0.227 (1.446) | 0.042 (1.064) | 2.15 ^b (2.35) | 0.343 (0.472) | 0.066 (0.461) | 5.477 ^c (1.979) | 0.234 (1.559) | 0.046 (1.595) | 1.972 ^a (2.635) |
| A.E. | 1 | -0.872 (-1.380) | -0.24 ^a (-2.674) | 5.78 ^b (2.18) | -0.769 (-0.944) | -0.303 (-1.798) | 10.578 ^b (2.352) | -0.937 (-1.402) | -0.217 ^a (-2.842) | 3.574 (1.496) |
| A.E. | 3 | -0.431 (-1.053) | -0.124 (-1.381) | 5.86 ^b (2.57) | -0.090 (-0.191) | -0.168 (-1.174) | 8.633 ^b (2.597) | -0.649 (-1.421) | -0.113 (-1.651) | 4.843 ^b (2.316) |
| A.E. | 6 | 0.073 (0.208) | -0.059 (-0.551) | 5.65 ^b (2.48) | 0.201 (0.447) | -0.067 (-0.444) | 7.001 ^b (2.088) | -0.096 (-0.286) | -0.070 (-0.870) | 5.103 ^b (2.510) |
| A.E. | 12 | 0.240 (1.610) | 0.040 (1.130) | 2.155 ^b (2.47) | 0.447 (1.053) | 0.076 (0.641) | 4.839 ^c (1.753) | 0.224 (1.544) | 0.041 (1.508) | 2.035 ^a (2.921) |

NOTAS: Estadísticos t entre paréntesis. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).
a, b, y c Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

postura de política monetaria nacional, así como los rezagos de la variable dependiente. Lo anterior, es más evidente para las series desestacionalizadas que para las series sin dicho ajuste estacional.

Si bien es cierto que los resultados sugieren que no existe un gran poder predictivo del diferencial sobre la tasa de crecimiento de la economía, un análisis de las gráficas I y II sugiere que sí existe alguna relación en la tendencia de la economía y dicho diferencial; esto se verá posteriormente.

a) Descomposición del diferencial

Como se mencionó, una parte relativamente reciente de la literatura que estudia el poder de pronóstico de la pendiente de la curva de rendimiento se ha enfocado a estudiar cuál componente del diferencial es el principal responsable de pronosticar la evolución de la actividad productiva. En este estudio, y como se explicó antes, se sigue la metodología aplicada por Hamilton y Kim (2002) para descomponer el diferencial de tasas en un componente de expectativas y uno de la estructura de tasas. Los resultados del ejercicio, utilizando mínimos cuadrados de dos etapas, se presentan en el cuadro 5.

El primer término de la descomposición de Hamilton y Kim (HK) representa el componente de las expectativas sobre la evolución futura de la tasa de corto plazo (EP). En particular, si el mercado cree que la tasa de interés contemporánea es relativamente alta, éste sugeriría que la economía podría registrar un menor nivel de actividad. En este caso, dado que existe la percepción de que la tasa contemporánea es elevada, el mercado tiene la expectativa de que la tasa de interés de corto plazo siga una trayectoria decreciente, por lo que el término EP se vería reducido o, incluso, podría tomar valores negativos. De esta forma, se produce una relación positiva entre el término de expectativas y el ciclo económico.

Por otro lado, el segundo término de la descomposición de HK, captura la relación de la tasa de largo plazo contemporánea con la trayectoria esperada de las tasas de corto plazo. Este término se ve afectado, en parte, por el ciclo económico mismo. Es decir, puede ser el caso de que la tasa de interés registre una mayor volatilidad al final de una expansión. Dicha volatilidad reduce las tasas de largo plazo en relación con

las tasas de corto debido a que la prima incorporada en las tasas de largo plazo se reduce (Hamilton y Kim, 2002).

Como se observa en el cuadro 5, el componente de las expectativas EP no resulta significativo y del signo esperado en ninguna de las regresiones. Por otro lado, el coeficiente asociado al componente de la estructura de las tasas (TP) sí es significativo estadísticamente para los horizontes de crecimiento mayores. Lo anterior se observa en las tres variables representativas de la actividad económica sujetas a este estudio.

CUADRO 5. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL DE TASAS (1996-2007)

$$y_t^k = \alpha_0 + \gamma_1 \left(\frac{1}{n} \sum C_{t+j}^l - C_t^l \right) + \gamma_2 \left(C_t^n + \frac{1}{n} \sum C_{t+j}^l \right) + u_t$$

Usando como instrumentos una constante y CETES de 91 y 364 días

| <i>Serie</i> | <i>Horizonte</i> | $\hat{\gamma}_1^{IGAE}$ | $\hat{\gamma}_2^{IGAE}$ | $\hat{\gamma}_1^{IPI}$ | $\hat{\gamma}_2^{IPI}$ | $\hat{\gamma}_1^{SERV}$ | $\hat{\gamma}_2^{SERV}$ |
|--------------|------------------|-------------------------|-------------------------------|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------|-------------------------------|
| Original | 1 | -1.711 (-0.581) | -0.560 (-0.231) | -0.453 (-0.115) | 1.023 (0.331) | -2.180 (-0.824) | -1.253 (-0.532) |
| Original | 3 | 0.328 (0.191) | 1.134 (0.761) | -0.711 (-0.286) | 0.649 (0.321) | 0.831 (0.537) | 1.331 (0.868) |
| Original | 6 | -0.294 (-0.416) | 0.270 (0.523) | -2.592 ^b (-2.011) | -1.068 (-1.050) | 0.772 (1.362) | 0.868 ^c (1.756) |
| Original | 12 | 0.100 (0.453) | 0.358 ^b (2.012) | -0.013 (-0.018) | 1.005 (1.651) | 0.136 (0.754) | 0.297 ^b (2.079) |
| A.E. | 1 | 0.295 (0.234) | 0.713 (0.883) | 0.268 (0.201) | 1.130 (1.156) | 0.322 (0.244) | 0.494 (0.573) |
| A.E. | 3 | -0.039 (-0.057) | 0.598 (1.115) | 0.231 (0.222) | 1.256 (1.486) | -0.157 (-0.273) | 0.262 (0.585) |
| A.E. | 6 | 0.214 (0.365) | 0.796 ^b (1.786) | 0.259 (0.305) | 1.278 ^c (1.906) | 0.166 (0.351) | 0.520 (1.453) |
| A.E. | 12 | 0.091 (0.406) | 0.363 ^b (2.206) | -0.021 (-0.028) | 1.036 ^c (1.687) | 0.124 (0.689) | 0.299 ^b (2.092) |

NOTAS: Estadísticos t entre paréntesis. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

De esta manera, se podría inferir que el poder predictivo del diferencial sobre la evolución futura de la actividad económica proviene principalmente de la relación de la estructura de la tasa de interés y no de la trayectoria anticipada por la tasa de interés de muy corto plazo. Estos resultados contrastan con lo encontrado por Hamilton y Kim (2002), quienes

CUADRO 6. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL DE TASAS (1996:01-2007:06)

$$y_t^k = \alpha_0 + \gamma_1 \left(\frac{1}{n} \sum_{t+j} C_{t+j}^k - C_t^k \right) + \gamma_2 \left(C_t^m + \frac{1}{n} \sum_{t+j} C_{t+j}^k \right) + \gamma_3 CETES_t + \gamma_4 SUS_t^k + u_t$$

Usando como instrumentos una constante, CETES de 91 y 364 días, CETES a 28 días y el diferencial de un año-3 meses de los Estados Unidos

| Serie | Horizonte | $\hat{\gamma}_1$ | $\hat{\gamma}_2$ | $\hat{\gamma}_3$ | $\hat{\gamma}_4$ | $\hat{\gamma}_1$ | $\hat{\gamma}_2$ | $\hat{\gamma}_3$ | $\hat{\gamma}_4$ | $\hat{\gamma}_1$ | $\hat{\gamma}_2$ | $\hat{\gamma}_3$ | $\hat{\gamma}_4$ |
|----------|-----------|---------------------------------|--------------------|--------------------|-------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------------------|
| Original | 1 | -2.719 (-0.870) | -1.439 (-0.558) | -0.076 (-0.196) | 12.954 (1.171) | -2.286 (-0.553) | -0.012 (-0.003) | 0.296 (0.557) | 32.265 ^b (2.206) | -2.785 (-0.959) | -2.039 (-0.790) | -0.247 (-0.567) | 3.290 (0.303) |
| Original | 3 | -0.039 (-0.021) | 0.888 (0.554) | 0.029 (0.124) | 5.991 (0.860) | -1.972 (-0.733) | -0.182 (-0.075) | 0.111 (0.271) | 20.839 ^b (2.0851) | 0.884 (0.534) | 1.362 (0.870) | -0.008 (-0.030) | -0.972 (-0.137) |
| Original | 6 | -1.159 ^c (-1.835) | -0.565 (-1.239) | -0.129 (-1.278) | 9.705 ^a (2.74) | -3.845 ^a (-3.037) | -2.262 ^b (-2.229) | -0.175 (-0.686) | 14.334 ^b (1.988) | 0.112 (0.232) | 0.222 (0.497) | -0.105 (-1.002) | 7.248 ^a (2.663) |
| Original | 12 | -0.129 (-0.897) | 0.157 (0.963) | -0.017 (-0.597) | 2.948 ^a (2.892) | -0.798 (-1.525) | 0.216 (0.350) | -0.141 (-1.286) | 8.266 ^b (2.599) | -0.035 (-0.305) | 0.167 (1.358) | 0.002 (0.088) | 2.534 ^a (3.040) |
| A.E. | 1 | -0.443 (-0.384) | -0.071 (-0.093) | -0.165 (-1.229) | 7.055 ^b (2.167) | -0.974 (-0.977) | -0.127 (-0.144) | -0.230 (-1.327) | 12.944 ^a (2.906) | -0.161 (-0.122) | -0.051 (-0.057) | -0.133 (-0.929) | 4.049 (1.178) |
| A.E. | 3 | -0.824 ^c (-1.714) | -0.193 (-0.411) | -0.142 (-1.631) | 8.236 ^a (3.027) | -0.960 (-1.361) | 0.055 (0.076) | -0.216 (-1.563) | 12.519 ^a (3.3284) | -0.732 (-1.623) | -0.324 (-0.742) | -0.109 (-1.520) | 5.918 ^b (2.447) |
| A.E. | 6 | -0.514 (-1.552) | 0.071 (0.223) | -0.124 (-1.831) | 7.823 ^a (3.226) | -0.773 (-1.414) | 0.219 (0.390) | -0.202 ^c (-1.767) | 10.519 ^a (3.189) | -0.400 (-1.442) | -0.032 (-1.22) | -0.088 (-1.634) | 6.276 ^a (2.911) |
| A.E. | 12 | -0.137 (-0.954) | 0.157 (0.991) | -0.022 (-0.783) | 2.826 ^a (2.864) | -0.779 (-1.487) | 0.254 (0.419) | -0.151 (-1.385) | 7.659 ^b (2.484) | -0.050 (-0.444) | 0.160 (1.352) | -0.002 (-0.128) | 2.485 ^a (3.091) |

NOTAS: Estadísticos t entre paréntesis. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

a, b, y c Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

encuentran que, tanto el componente de expectativas, como el de la estructura de la tasa de interés, tienen poder predictivo sobre la actividad económica. Asimismo, también difieren con los resultados por Ang *et al.* (2006), quienes encuentran que es en el componente de expectativas donde reside el poder predictivo del diferencial de las tasas. Por último, los resultados presentados en este trabajo también difieren a los de Favero *et al.* (2005), cuyo modelo de mejor pronóstico incorpora el término de la estructura de tasas, la postura de política monetaria y la inflación.

En virtud de que se encuentra evidencia que uno de los componentes del diferencial tiene cierto poder predictivo sobre la evolución de la actividad económica, a la ecuación de la descomposición del diferencial se le agregó la postura actual de la política monetaria así como el diferencial de los Estados Unidos. Como se observa en el cuadro 6 una vez que se incorporan estas variables, ninguno de los coeficientes de los componentes del diferencial resulta estadísticamente significativo y del signo correcto. En efecto, el mayor poder predictivo proviene del diferencial de los Estados Unidos. Por lo tanto, se puede inferir que la información contenida en la estructura del diferencial en México no contiene mayor información que la proveniente de un indicador adelantado de la economía de los Estados Unidos.

b) Poder predictivo del diferencial sobre ciclos económicos

Por otro lado, como se observa en la gráfica III sí parece existir una relación en los ciclos económicos de México y el comportamiento del diferencial de tasas. Por lo tanto, también se efectuaron estimaciones Probit para evaluar la capacidad para pronosticar una desaceleración tanto del IGAE, IPI y SERV. Dado que en el periodo de estudio únicamente se registró una recesión (en 2001), se decidió evaluar la capacidad del diferencial de pronosticar una desaceleración, en lugar de una recesión, la cual usualmente se estudia en este contexto. La gráfica III muestra en las partes sombreadas los periodos tomados como desaceleraciones. En la regresión también se incluyeron la postura de la política monetaria y el diferencial de un año-tres meses de los Estados Unidos

En este caso, como se mencionó, la variable dependiente

CUADRO 7. ESTIMACIONES DE PROBIT CON REZAGOS, PARA DIFERENCIAL UN AÑO-TRES MESES (1996-2007)

$$\Pr(D_t = 1 | SMX_{t-k}^1) = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_{t-k}^1 + \alpha_2 CETES_{t-k} + \alpha_3 SUS_{t-k}^1 + u_t$$

| Horizonte | $\hat{\alpha}_1^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_2^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_3^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_1^{IFI}$ | $\hat{\alpha}_2^{IFI}$ | $\hat{\alpha}_3^{IFI}$ | $\hat{\alpha}_1^{SERV}$ | $\hat{\alpha}_2^{SERV}$ | $\hat{\alpha}_3^{SERV}$ |
|-----------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| 3 | 0.212 ^c (0.094) | -0.063 ^b (0.018) | -3.572 ^a (0.000) | -0.082 (0.493) | -0.040 ^b (0.076) | -3.148 ^a (0.000) | -0.212 ^c (0.072) | -0.033 (0.131) | -3.444 ^a (0.000) |
| 6 | 0.150 (0.222) | -0.098 ^a (0.000) | -4.525 ^a (0.000) | -0.057 (0.641) | -0.051 ^b (0.025) | -3.373 ^a (0.000) | -0.067 (0.582) | -0.059 ^a (0.007) | -3.800 ^a (0.000) |
| 9 | -0.185 (0.166) | -0.086 ^a (0.000) | -3.343 ^a (0.000) | -0.229 ^c (0.062) | -0.044 ^c (0.052) | -1.211 ^b (0.041) | -0.446 ^a (0.001) | -0.026 (0.276) | -0.824 (0.164) |
| 12 | -0.241 ^c (0.070) | -0.068 ^a (0.002) | -2.307 ^a (0.000) | -0.391 ^a (0.004) | -0.025 (0.293) | -0.924 ^c (0.097) | -0.438 ^a (0.002) | -0.020 (0.381) | 0.718 (0.202) |

NOTA: Estadísticos p entre paréntesis.

a, b, y c Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

tomó el valor de uno en caso de que el crecimiento de la economía se encuentra en una etapa de desaceleración y cero cuando la evolución del crecimiento es ascendente.

Los resultados de las estimaciones Probit indican que el diferencial contribuye a explicar la probabilidad de una desaceleración; en particular, aquéllas de 12 meses en adelante. Como se observa, en los tres casos el coeficiente del diferencial es estadísticamente significativo para 12 meses en el futuro. Adicionalmente, en el caso de la industria y de los servicios, el coeficiente es estadísticamente distinto de cero para el horizonte de nueve meses. Al igual que en los resultados de las regresiones de crecimiento presentadas en el cuadro 4, con excepción de los horizontes a nueve y 12 meses en SERV, el diferencial de los Estados Unidos ayuda a predecir una desaceleración en todos los horizontes y en las tres variables dependientes. De esta manera, se obtiene que la economía de los Estados Unidos tiene un poder predictivo significativo sobre la evolución de la economía de México. Por otro lado, el nivel de los CETES a 28 días, indicativos de la postura de la política monetaria, es significativo pero con el signo contrario al esperado para todos los horizontes del IGAE y para tres horizontes de IPI y uno de SERV.

c) Análisis de submuestras

Como se mencionó, mediante la prueba de Quandt-Andrews, se detectó un cambio estructural alrededor de la crisis experimentada por México en 1995. Luego de ajustar la muestra a 1996:01-2007:06 se realizó nuevamente dicha prueba, y se detectó otro cambio estructural a principios del 2001. Cabe destacar que es en este año cuando el Banco de México adoptó formalmente un esquema de objetivos de inflación para su política monetaria. De esta forma, la primera submuestra es de 1996:01 a 2001:01, mientras que la segunda es de 2001:02 a 2007:06. Al efectuar las regresiones en las submuestras únicamente con el diferencial, se mantiene la no significancia de sus coeficientes. Sin embargo, al realizar el ejercicio con la descomposición del diferencial se encuentran resultados ligeramente distintos entre las dos submuestras. En las páginas siguientes, se presentan los resultados de la desagregación del diferencial incluyendo la postura de la

política monetaria y el diferencial de los Estados Unidos.

Al comparar los resultados de ambas submuestras presentadas en los cuadros 8 y 9 más adelante, se encuentra que el poder predictivo del diferencial de los Estados Unidos disminuye considerablemente en la segunda submuestra con respecto a la primera. En efecto, en la segunda submuestra el diferencial de los Estados Unidos únicamente presenta un coeficiente significativo, para predecir el crecimiento del IPI un mes hacia adelante. Por otro lado, en la segunda submuestra el término de las expectativas resulta con el signo esperado y estadísticamente significativo para el crecimiento de SERV tres y seis meses adelante con datos desestacionalizados.

Asimismo, también se realizaron pruebas Probit para el diferencial de un año-tres meses en las dos submuestras e incluyendo la variable indicativa de la política monetaria así como el diferencial de los Estados Unidos. Estos resultados, se presentan en el cuadro 10.

Al dividir la muestra, se encuentra que el diferencial de un año-tres meses incrementa su capacidad para pronosticar una desaceleración de la economía. Así, durante la primera submuestra el diferencial parece no tener ninguna capacidad de anticipar una disminución en el ritmo del crecimiento del IGAE. Sin embargo, en la segunda muestra el coeficiente del diferencial es estadísticamente significativo y con el signo esperado para nueve y 12 rezagos. Asimismo, para 12 rezagos, tanto en la industria, como en los servicios el coeficiente del diferencial es mayor en la segunda submuestra que en la primera. De esta forma es posible inferir que el diferencial sí tiene poder predictivo sobre la economía de México.

2. Análisis a diez años

En enero del 2001, el Banco de México adoptó formalmente el esquema de metas inflacionarias. A partir de esta fecha, la economía de México ha registrado una estabilidad macroeconómica que no se había presenciado desde la primera parte de los ochenta. Inclusive, durante el 2001 se infirió el cambio de la inflación de un proceso no estacionario a uno estacionario (Chiquiar *et al.*, 2007). Dicha estabilidad permitió al gobierno emitir por primera vez un bono mayor a un año. En efecto, en julio del 2001 se realizó la primera emisión del bono

CUADRO 8. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL DE TASAS A UN AÑO (1996:01-2001:01)

$$y_t^* = \alpha_0 + \gamma_1 \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n C_{t+i} - C_t \right) + \gamma_2 \left(C_t^n + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n C_{t+i} \right) + \gamma_3 CETES_t + \gamma_4 SUS_t^c + u_t$$

Usando como instrumentos una constante y CETES de 91 días y un año

| Serie | Horizonte | $\hat{\gamma}_1^{IGAB}$ | $\hat{\gamma}_2^{IGAB}$ | $\hat{\gamma}_3^{IGAB}$ | $\hat{\gamma}_4^{IGAB}$ | $\hat{\gamma}_1^{IPI}$ | $\hat{\gamma}_2^{IPI}$ | $\hat{\gamma}_1^{SERV}$ | $\hat{\gamma}_2^{SERV}$ | $\hat{\gamma}_3^{SERV}$ | $\hat{\gamma}_4^{SERV}$ | |
|----------|-----------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------------|---------------------------------|------------------------|--------------------------------|-------------------------|-------------------------------|-------------------------|--------------------------------|
| Original | 1 | 0.359 (0.089) | 0.640 (0.162) | 0.135 (0.176) | 22.585 (0.928) | 2.589 (0.584) | 0.504 (0.577) | 39.126 (1.332) | -0.606 (-0.151) | -0.529 (-0.130) | -0.046 (-0.058) | 14.179 (0.598) |
| Original | 3 | 2.548 (1.406) | 2.953 (1.589) | 0.043 (0.098) | 0.228 (0.016) | 1.245 (0.508) | 0.238 (0.450) | 20.028 (1.3164) | 3.137 (1.579) | 3.342 (1.581) | -0.056 (-0.115) | -9.182 (-0.627) |
| Original | 6 | -0.814 (-1.362) | -0.599 (-1.142) | 0.020 (0.158) | 14.298 ^a (3.277) | -3.483 ^a (-3.078) | 0.041 (2.1509) | 20.505 ^c (1.875) | 0.469 (0.804) | 0.327 (0.598) | 0.001 (0.009) | 10.808 ^a (3.705) |
| Original | 12 | -0.004 (-0.031) | 0.241 (1.464) | 0.015 (0.481) | 3.650 ^a (2.818) | -0.249 (-0.455) | 0.661 (1.016) | 7.896 (1.543) | 0.042 (0.357) | 0.214 (1.668) | 0.036 (1.513) | 3.494 ^a (4.046) |
| A.E. | 1 | 0.291 (0.181) | 0.127 (0.089) | -0.090 (-0.398) | 5.768 (0.828) | -0.604 (-0.525) | -0.066 (-0.344) | 16.713 ^b (2.337) | 0.696 (0.356) | 0.337 (0.193) | -0.101 (-0.379) | 0.724 (0.086) |
| A.E. | 3 | -0.390 (-0.853) | -0.175 (-0.309) | -0.053 (-0.657) | 7.924 ^b (2.385) | -0.468 (-0.846) | 0.143 (-0.556) | 15.272 ^a (2.911) | -0.347 (-0.615) | -0.327 (-0.509) | -0.052 (-0.631) | 4.315 (1.521) |
| A.E. | 6 | -0.343 (-1.187) | -0.020 (-0.061) | -0.015 (-0.306) | 10.214 ^a (4.038) | -0.474 (-1.149) | 0.278 (0.586) | 13.853 ^a (3.388) | -0.291 (-0.825) | -0.173 (-0.460) | -0.000 (-0.015) | 8.144 ^a (3.252) |
| A.E. | 12 | -0.014 (-0.097) | 0.250 (1.600) | 0.011 (0.388) | 3.459 ^a (2.745) | -0.287 (-0.492) | 0.680 (1.086) | 7.552 (1.509) | 0.034 (0.286) | 0.221 ^c (1.788) | 0.031 (1.505) | 3.306 ^a (3.877) |

NOTAS: Estadísticos t entre paréntesis. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).
a, b, y c Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO 9. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL DE TASAS (2001:02-2007:06)

$$y_t^k = \alpha_0 + \gamma_1 \left(\sum_{i=1}^n C_{t+i}^k - C_t^k \right) + \gamma_2 \left(C_t^k + \sum_{i=1}^n C_{t+i}^k \right) + \gamma_3 CETES_t + \gamma_4 SUS_t^k + u_t$$

Usando como instrumentos una constante y CETES de 91 días y 364 días

| Serie | Horizonte | $\hat{\gamma}_1$ | $\hat{\gamma}_2$ | $\hat{\gamma}_3$ | $\hat{\gamma}_4$ | $\hat{\gamma}_1$ | $\hat{\gamma}_2$ | $\hat{\gamma}_3$ | $\hat{\gamma}_4$ | $\hat{\gamma}_1$ | $\hat{\gamma}_2$ | $\hat{\gamma}_3$ | $\hat{\gamma}_4$ |
|----------|-----------|----------------------------------|----------------------------------|--------------------|--------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|----------------------------------|-------------------------------|--------------------|
| Original | 1 | -27.118 ^b (-2.140) | -18.194 ^b (-2.303) | -6.468 (-1.344) | 25.139 (1.061) | -40.576 ^b (-2.453) | -27.745 ^b (-2.372) | -10.425 ^c (-1.679) | -20.291 (-1.627) | 61.994 ^b (2.018) | -14.280 ^b (-1.853) | -4.529 (-0.926) | 7.881 (0.340) |
| Original | 3 | -7.852 (-0.994) | -6.603 (-1.318) | -1.641 (-0.530) | 2.574 (0.158) | -19.073 ^b (-2.564) | -13.487 ^a (-2.823) | -4.439 (-1.410) | -2.602 ^c (-0.294) | 25.689 (1.358) | -3.296 (-0.604) | -0.341 (-0.099) | -7.560 (-0.452) |
| Original | 6 | -1.980 (-0.738) | -2.333 (-1.212) | -0.217 (-0.212) | 1.853 (0.322) | -6.946 (-1.479) | -5.581 (-1.564) | -1.246 (-0.634) | 0.201 (0.084) | 8.492 (0.780) | -0.837 (-0.573) | 0.243 (0.269) | -0.873 (-0.166) |
| Original | 12 | 0.223 (0.500) | -0.124 (-0.464) | 0.151 (0.782) | -0.633 (-0.514) | -0.801 (-0.529) | -1.056 (-1.171) | -0.002 (-0.003) | 0.480 (1.343) | 1.296 (0.311) | 0.035 (0.165) | 0.228 (1.460) | -1.127 (-1.129) |
| A.E. | 1 | 1.024 (0.472) | -0.687 (-0.471) | 0.553 (0.683) | -1.113 (-0.237) | 1.057 (0.248) | -0.469 (-0.168) | 0.681 (0.449) | 0.936 (0.488) | 1.164 (0.153) | -0.777 (-0.604) | 0.466 (0.618) | -2.156 (-0.451) |
| A.E. | 3 | 1.166 (0.989) | -0.376 (-0.409) | 0.549 (1.224) | -0.466 (-0.138) | -1.724 (-1.092) | -2.003 ^c (-1.783) | -0.427 (-0.643) | 2.327 ^c (1.700) | 4.087 (1.026) | 0.329 (0.311) | 0.945 ^c (1.833) | -2.350 (-0.629) |
| A.E. | 6 | 1.485 (1.129) | 0.086 (0.089) | 0.612 (1.181) | -1.879 (-0.664) | -0.366 (-0.221) | -1.025 (-0.857) | -0.015 (-0.020) | 2.194 ^c (1.702) | 0.419 (0.115) | 0.565 (0.612) | 0.876 ^c (1.719) | -2.659 (-0.927) |
| A.E. | 12 | 0.145 (0.371) | -0.185 (-0.762) | 0.098 (0.553) | -0.737 (-0.700) | -0.661 (-0.538) | -1.005 (-1.320) | -0.035 (-0.061) | 0.347 (1.054) | 0.037 (0.011) | -0.058 (-0.290) | 0.161 (1.087) | -1.034 (-1.168) |

NOTAS: Estadísticos t entre paréntesis. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).
a, b, y c Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO 10. ESTIMACIONES PROBIT UNO-TRES AÑOS (1996:01 y 2001:07)
$$\Pr(D_t = 1 | SMX_{t-k}^1) = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_{t-k}^1 + \alpha_2 CETES_{t-k} + \alpha_3 SUS_{t-k}^1 + u_t$$

| <i>Serie</i> | <i>Horizonte</i> | $\hat{\alpha}_1^{96-01}$ | $\hat{\alpha}_2^{96-01}$ | $\hat{\alpha}_3^{96-01}$ | $\hat{\alpha}_1^{01-07}$ | $\hat{\alpha}_2^{01-07}$ | $\hat{\alpha}_3^{01-07}$ |
|--------------|------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| IGAE | 3 | 0.216 (0.191) | -0.061 ^b (0.035) | -3.224 ^a (0.007) | 0.360 (0.236) | 0.051 (0.718) | -3.189 ^a (0.008) |
| IGAE | 6 | 0.416 ^b (0.013) | -0.117 ^a (0.000) | -6.476 ^b (0.000) | -0.404 (0.202) | -0.160 (0.271) | -4.456 ^a (0.000) |
| IGAE | 9 | -0.124 (0.462) | -0.063 ^b (0.044) | -2.492 (0.155) | -1.007 ^a (0.003) | -0.331 ^b (0.028) | -4.640 ^a (0.000) |
| IGAE | 12 | -0.254 (0.142) | -0.032 (0.290) | -0.800 (0.657) | -2.397 ^a (0.001) | -0.793 ^b (0.000) | -5.455 ^a (0.000) |
| IPI | 3 | 0.123 (0.439) | -0.044 (0.104) | -3.165 ^b (0.014) | -0.131 (0.661) | 0.325 ^a (0.032) | -4.260 ^a (0.000) |
| IPI | 6 | 0.399 ^b (0.016) | -0.110 ^a (0.000) | -7.540 ^a (0.000) | -0.190 (0.538) | 0.414 ^a (0.002) | -3.758 ^a (0.000) |
| IPI | 9 | -0.004 (0.982) | -0.098 ^b (0.002) | -5.052 ^a (0.004) | -0.175 (0.497) | 0.088 (0.425) | 0.318 (0.677) |
| IPI | 12 | -0.318 ^c (0.087) | -0.035 (0.237) | -0.261 (0.881) | -1.278 ^a (0.004) | -0.223 ^a (0.084) | 1.513 ^a (0.066) |
| SERV | 3 | 0.481 ^a (0.009) | -0.071 ^b (0.025) | -4.933 ^a (0.003) | 1.363 ^a (0.000) | 0.890 ^a (0.000) | -3.676 ^a (0.000) |
| SERV | 6 | 0.211 (0.194) | -0.101 ^a (0.000) | -6.324 ^a (0.000) | 0.179 (0.522) | 0.413 ^a (0.000) | -3.797 ^a (0.000) |
| SERV | 9 | -0.284 (0.127) | -0.058 ^c (0.073) | -2.679 (0.141) | -0.277 (0.305) | 0.233 ^c (0.051) | 0.753 (0.337) |
| SERV | 12 | -0.397 ^b (0.023) | 0.000 (0.990) | 2.671 (0.131) | -1.423 ^a (0.008) | -0.214 (0.126) | 2.422 ^a (0.003) |

NOTA: Estadísticos p entre paréntesis.

a, b, y c Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

de 10 años. De esta forma, a partir de entonces México cuenta con una curva de rendimiento con una parte verdaderamente de largo plazo. A continuación se analiza la relación entre la economía y el diferencial de la tasa de 10 años cupón cero y la tasa de corto plazo de tres meses.

Al examinar la gráfica A. VIII, se observa que no hay una relación muy estrecha entre la tasa de crecimiento anual del IGAE y el diferencial entre la tasa de 10 años y la tasa de tres

meses, rezagado 12 meses. Esta evidencia visual se verifica mediante los resultados de la ecuación 6 utilizando dicho diferencial.

CUADRO 11. ESTIMACIONES DEL DIFERENCIAL DE 10 AÑOS-TRES MESES CON HORIZONTES (2001-2007)

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^{10} + u_t$$

| <i>Serie</i> | <i>Horizonte</i> | $\hat{\alpha}_1^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_1^{IPI}$ | $\hat{\alpha}_1^{SERV}$ |
|--------------|------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| Original | 1 | -1.481 (-1.020) | -2.915 (-1.575) | -0.839 (-0.576) |
| Original | 3 | -1.454 (-1.395) | -2.588 ^c (-1.971) | -0.909 (-0.839) |
| Original | 6 | -0.752 ^b (-2.103) | -1.563 ^b (-2.130) | -0.370 (-1.318) |
| Original | 12 | -0.150 ^b (-2.259) | -0.513 ^c (-1.892) | -0.103 ^b (-2.139) |
| Original | 24 | -0.106 (-0.723) | -0.127 (-0.657) | -0.097 (-0.746) |
| A.E. | 1 | -0.437 (-1.571) | -0.588 (-1.234) | -0.373 (-1.519) |
| A.E. | 3 | -0.385 (-1.665) | -0.543 (-1.368) | -0.308 (-1.581) |
| A.E. | 6 | -0.407 ^b (-2.265) | -0.489 (-1.536) | -0.346 ^b (-2.476) |
| A.E. | 12 | -0.147 ^b (-2.400) | -0.488 ^c (-1.917) | -0.105 ^b (-2.382) |
| A.E. | 24 | -0.071 (-0.497) | -0.024 (-0.133) | -0.092 (-0.708) |

NOTAS: Estadísticos t entre paréntesis. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Ningún coeficiente del diferencial de tasas es estadísticamente distinto de cero y con signo esperado (positivo). En efecto, algunos coeficientes resultaron estadísticamente significativos, pero con signo contrario al esperado por la teoría. Sin embargo, lo anterior, si bien estadísticamente significativo, no debe interpretarse como una señal de que la relación entre el diferencial y la economía se ha revertido. Más bien,

CUADRO 12. ESTIMACIONES CON HORIZONTES (2001-2007)

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^{10} + \alpha_2 CETES_t + \alpha_3 SUS_t^{10} + \alpha_4 y_{t-k} + u_t$$

| Horizonte | $\hat{\alpha}_1$ | $\hat{\alpha}_2$ | $\hat{\alpha}_3$ | $\hat{\alpha}_1$ | $\hat{\alpha}_2$ | $\hat{\alpha}_3$ | $\hat{\alpha}_1$ | $\hat{\alpha}_2$ | $\hat{\alpha}_3$ | $\hat{\alpha}_1$ | $\hat{\alpha}_2$ | $\hat{\alpha}_3$ |
|----------------------------|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------|------------------|------------------|
| Originales | | | | | | | | | | | | |
| 1 | -3.024 (-1.183) | 3.778 (1.605) | 5.422 (1.186) | -8.44 ^a (-3.186) | 5.184 ^c (1.754) | 13.39 ^a (2.686) | -0.852 (-0.279) | 3.007 (1.208) | 2.113 (0.416) | | | |
| 3 | -43.27 ^a (-2.144) | 1.279 (1.427) | 4.904 ^b (2.537) | -7.58 ^a (-4.252) | 2.949 ^c (1.861) | 11.42 ^a (3.404) | -1.354 (-1.222) | 0.453 (0.58) | 1.890 (1.292) | | | |
| 6 | -1.59 ^a (-4.783) | 0.828 ^c (1.933) | 2.086 ^b (2.546) | -2.55 ^a (-4.482) | 0.840 (1.501) | 3.23 ^b (2.499) | -1.14 ^a (-3.482) | 0.87 ^b (2.207) | 1.54 ^b (2.338) | | | |
| 12 | 0.19 ^b (-2.474) | 0.174 (1.549) | 0.237 (1.615) | -0.76 ^a (-2.95) | 0.893 ^b (2.520) | 1.15 ^b (2.54) | 0.112 ^c (-1.902) | 0.087 (1.075) | 0.155 (1.337) | | | |
| Desestacionalizadas | | | | | | | | | | | | |
| 1 | -1.271 ^b (-2.120) | 0.700 (1.422) | 1.729 ^c (1.019) | -2.11 ^b (-2.321) | 0.944 (1.251) | 2.97 ^b (2.049) | -0.872 (-1.407) | 0.570 (1.143) | 1.148 (1.045) | | | |
| 3 | -0.96 ^b (-2.417) | 0.500 (1.452) | 1.384 ^b (1.958) | -1.65 ^b (-2.918) | 0.360 (0.753) | 2.16 ^b (2.19) | -0.72 ^c (-1.777) | 0.67 ^c (1.815) | 1.164 (1.645) | | | |
| 6 | -0.84 ^a (-3.495) | 0.364 (1.275) | 1.044 ^b (2.231) | -1.21 ^a (-2.94) | 0.238 (0.455) | 1.46 ^c (1.93) | -0.65 ^a (-2.647) | 0.51 ^b (2.372) | 0.87 ^b (2.01) | | | |
| 12 | -0.18 ^a (-2.85) | 0.046 (0.376) | 0.188 (1.217) | -0.69 ^a (-3.14) | 0.523 (1.326) | 0.83 ^c (1.77) | -0.11 ^b (-2.104) | -0.003 (-0.03) | 0.13 (1.05) | | | |

NOTAS: Estadísticos t entre paréntesis. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).
a, b, y c: Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

podría implicar que la relación entre el diferencial y las tasas de crecimiento pudieron haber cambiado. Una posible razón de lo anterior se encuentra en Estrella (2005). Como se mencionó en la revisión de la literatura, Estrella sugiere que una mayor atención por parte de las autoridades monetarias a presiones inflacionarias, con respecto a la atención sobre el crecimiento económico, puede llevar a una situación en que el diferencial deje de ser un buen instrumento para pronosticar la evolución de la actividad económica. Por otro lado, se debe reconocer que el periodo de análisis es muy corto, por lo que los resultados podrían no ser muy robustos.

Una vez que se incluyen en esta regresión el nivel de CETES a 28 días en términos reales y al diferencial del bono de 10 años-tres meses de los Estados Unidos, se confirma el resultado de que ningún coeficiente del diferencial es significativamente distinto de cero y con signo positivo. Lo anterior se observa en el cuadro 12. Asimismo, en ningún caso el coeficiente de los CETES presenta el signo esperado. Sin embargo, el coeficiente del diferencial de los Estados Unidos sí contiene información que ayuda a pronosticar la evolución de las tres variables proxys de la actividad económica en México. Cabe mencionar que tal resultado predomina en IPI a diferencia de SERV.

Para el diferencial de 10 años-tres meses, al igual que para el diferencial de un año-tres meses, se realizaron estimaciones Probit para determinar la capacidad que pudiera tener el diferencial de largo plazo para prever la evolución de la actividad económica. Dichos resultados se presentan en el cuadro 13.

Se encuentra que el diferencial de 10 años-tres meses sí tiene poder para anticipar desaceleraciones económicas. Sin embargo, dicha capacidad no es homogénea en las variables. Como se observa en el cuadro 13, el coeficiente del diferencial es significativo para predecir desaceleraciones del IGAE en todos los horizontes estimados antes de ésta suceda. Para el caso de la IPI, el diferencial puede predecir una desaceleración tres y 12 meses antes de que ocurra. Finalmente, en el caso de los servicios los resultados sugieren otra historia, ya que el único coeficiente estadísticamente distinto de cero con el signo correcto, es el que resulta para un horizonte de 12 meses antes de una desaceleración.

CUADRO 13. ESTIMACIONES DE PROBIT CON REZAGOS (2001-2007) PARA DIFERENCIAL 10 AÑOS-TRES MESES
$$\Pr(D_t = 1 | SMX_{t-k}^{10}) = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_{t-k}^{10} + u_t$$

| Horizonte | $\hat{\alpha}_1^{IGAE}$ | $\hat{\alpha}_1^{IPI}$ | $\hat{\alpha}_1^{SERV}$ |
|-----------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| 3 | -0.174 ^b (0.048) | -0.218 ^a (0.005) | -0.111 (0.170) |
| 6 | -0.292 ^a (0.001) | -0.067 (0.451) | -0.092 (0.320) |
| 9 | -0.223 ^b (0.021) | -0.002 (0.980) | -0.143 (0.163) |
| 12 | -0.325 ^a (0.003) | -0.253 ^b (0.012) | -0.354 ^a (0.002) |

NOTA: Estadísticos p entre paréntesis.

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

3. Análisis fuera de muestra

Como se ha visto en el análisis previo, no es muy claro que el diferencial tanto de un año-tres meses, como el 10 años-tres meses, aporte de manera consistente información que ayude a pronosticar la evolución de la economía. Para ver la capacidad de pronosticar que tiene el diferencial, se calculó el error cuadrático medio para cuatro especificaciones. La primera especificación, la cual llamaremos base, utiliza como variable explicativa únicamente el diferencial y una constante. La segunda, añade el nivel de CETES *ex ante*. La tercera incorpora a la segunda especificación el diferencial de los Estados Unidos. Por último, se agrega a la tercera especificación 12 rezagos de la variable dependiente. Para cada una de las especificaciones, comenzando en enero del 2005, se realizaron pronósticos del tipo un paso hacia adelante.

En el siguiente cuadro se presenta la razón del error cuadrático medio de los modelos que incorporan variables adicionales al diferencial respecto al modelo que únicamente tiene como variables explicativas al diferencial y una constante.

Los resultados sugieren que al utilizar únicamente el diferencial de tasas de interés como variable explicativa se genera un menor error de pronóstico que al incorporar la posición actual de la política monetaria a dicho diferencial. En efecto, solamente en dos horizontes, el IPI en su nivel original a seis meses y SERV original a 12 meses, al agregar el nivel de la tasa

CUADRO 14. RAZÓN DEL ERROR CUADRÁTICO PROMEDIO (1996-2007)
 Razón respecto al error de pronóstico utilizando únicamente el diferencial

| Serie | Horizonte | IGAE | | | IPI | | | SERV | | |
|----------|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | E1 | E2 | E3 | E1 | E2 | E3 | E1 | E2 | E3 |
| Original | 1 | 1.001 | 1.001 | 0.979 | 1.003 | 1.002 | 1.148 | 1.000 | 1.000 | 0.971 |
| Original | 3 | 1.005 | 1.003 | 0.755 | 1.003 | 0.978 | 0.894 | 1.002 | 1.014 | 0.738 |
| Original | 6 | 1.008 | 0.890 | 0.942 | 0.981 | 0.954 | 0.922 | 1.026 | 0.877 | 0.913 |
| Original | 12 | 1.101 | 0.618 | 0.820 | 1.091 | 0.802 | 0.673 | 0.613 | 0.510 | 1.012 |
| A.E. | 1 | 1.022 | 1.040 | 1.210 | 1.005 | 0.998 | 1.115 | 1.036 | 1.062 | 1.183 |
| A.E. | 3 | 1.056 | 1.050 | 1.045 | 1.023 | 0.967 | 1.016 | 1.065 | 1.087 | 1.062 |
| A.E. | 6 | 1.126 | 0.703 | 1.255 | 1.064 | 0.770 | 1.095 | 1.159 | 0.712 | 1.269 |
| A.E. | 12 | 1.005 | 0.557 | 0.970 | 1.138 | 0.807 | 0.927 | 1.115 | 0.450 | 1.077 |

de interés se produce un menor error que el generado sólo por el diferencial. Asimismo, en los primeros horizontes del IGAE y SERV tanto en sus series originales, como desestacionalizadas, al añadir el diferencial de los Estados Unidos no genera un mejor pronóstico que el producido por el diferencial y la tasa de interés. Este resultado cambia para los horizontes de pronóstico más largos.

En el caso del IPI, el añadir el diferencial de los Estados Unidos produce un menor error en todos los horizontes, con excepción del de un mes con niveles originales. Por último, al incorporar los rezagos de la variable dependiente se mejoran los pronósticos con respecto a la especificación que utiliza las otras tres variables explicativas; sin embargo, solamente cuando se realiza el pronóstico con variables no ajustadas por estacionalidad.

Para los modelos que contienen el diferencial de largo plazo de 10 años-tres meses, la muestra inicial de estimación comprende 2001:07-2005:07. Como se observa en la cuadro 15, los resultados son muy similares a los que se producen utilizando el diferencial de un año-tres meses.

Se puede observar en los cuadros anteriores que algunas de las razones son muy cercanas a uno. Por lo tanto, en esos casos, no se puede concluir con un cierto grado de seguridad que exista una diferencia significativa en el poder de pronóstico entre los modelos que se analizan. De esta manera, se requiere de una prueba estadística que pueda distinguir la capacidad predictiva entre los modelos. Como se mencionó, una prueba diseñada para evaluar el poder predictivo de modelos anidados dentro de uno mayor, es la desarrollada por Clark-West (2007). Para realizar dicha prueba se estimaron los cuatro modelos descritos en esta sección, siendo el modelo de comparación el más sencillo de los cuatro, es decir, el que utiliza únicamente el diferencial y una constante como variables explicativas. Los periodos de pronóstico son los mismos que se utilizaron para generar las razones de los errores cuadráticos medios.

La prueba Clak-West (CW) confirma que al agregar la tasa de interés al diferencial no disminuye de manera significativa el error de pronóstico, en relación con utilizar únicamente el diferencial como variable explicativa. Por su parte, el diferencial de los Estados Unidos sí aporta información suficiente

CUADRO 15. RAZÓN DEL ERROR CUADRÁTICO PROMEDIO 10 AÑOS-TRES MESES (2001-2007)

Razón respecto al error de pronóstico utilizando únicamente el diferencial

| Serie | Horizonte | IGAE | | | IPI | | | SERV | | |
|----------|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|
| | | E1 | E2 | E3 | E1 | E2 | E3 | E1 | E2 | E3 |
| Original | 1 | 1.025 | 1.016 | 2.070 | 1.046 | 0.897 | 11.833 | 0.997 | 1.005 | 1.003 |
| Original | 3 | 1.022 | 0.801 | 0.503 | 1.070 | 0.447 | 0.477 | 1.001 | 0.992 | 0.574 |
| Original | 6 | 1.096 | 0.510 | 0.618 | 1.057 | 0.448 | 0.839 | 1.126 | 0.861 | 0.546 |
| Original | 12 | 1.365 | 1.444 | 0.771 | 1.246 | 1.192 | 0.268 | 1.659 | 1.934 | 3.253 |
| A.E. | 1 | 1.024 | 1.946 | 2.995 | 1.047 | 1.474 | 1.443 | 0.987 | 1.743 | 1.388 |
| A.E. | 3 | 1.006 | 3.394 | 0.902 | 1.167 | 2.315 | 1.110 | 1.141 | 2.455 | 1.927 |
| A.E. | 6 | 0.985 | 0.516 | 2.643 | 1.030 | 0.915 | 2.762 | 1.283 | 0.456 | 1.195 |
| A.E. | 12 | 1.205 | 1.597 | 3.478 | 1.144 | 1.490 | 1.876 | 1.410 | 1.845 | 11.039 |

para disminuir significativamente el error de pronóstico en relación con el segundo modelo. Lo anterior es cierto para horizontes más largos de pronóstico para las tres variables ya sea con datos originales o desestacionalizados, con excepción del IPI con datos originales a un horizonte de seis meses. Finalmente, al agregar doce rezagos de la variable dependiente tiende a aumentar la capacidad de pronóstico en relación al modelo 3 en los horizontes más cortos de las tres variables con datos originales. En efecto, con datos desestacionalizados al agregar los rezagos de la variable dependiente no disminuye el error de pronóstico.

Por su parte, los resultados de las pruebas Clark-West al utilizar el diferencial de 10 años-tres meses son muy similares a los que se registran al utilizar el diferencial de un año-tres meses. En efecto, al igual que en el caso del diferencial más corto, las especificaciones con el diferencial y el nivel de CETES no tienden a generar un menor error de pronóstico que el modelo que contiene únicamente el diferencial. Sin embargo, en contraste con los modelos que utilizan el diferencial de un año-tres meses, al incorporar el diferencial de los Estados Unidos se producen resultados no homogéneos en las tres variables dependientes. Así, en el caso del IGAE el diferencial de los Estados Unidos mejora el pronóstico en los horizontes de tres y seis meses con datos originales, y a seis meses con datos desestacionalizados. El horizonte más largo no muestra una mejora en la calidad de pronóstico. En cuanto al IPI, el diferencial de los Estados Unidos mejora el pronóstico en todos los horizontes de la serie en sus niveles originales, pero en ningún horizonte con datos desestacionalizados. Por último, el diferencial de los Estados Unidos mejora los pronósticos de SERV en tres casos, a seis meses con datos originales y a tres y seis meses con datos desestacionalizados. En cuanto a los rezagos de la variable dependiente, si bien el incluir esta variable mejoran los pronósticos de las tres variables en ciertos casos, no hay un patrón claro de dicha mejora.

De esta manera, se encuentra que el diferencial sí aporta información para generar un mejor pronóstico de la actividad real más allá de la contenida en la postura actual de la política monetaria. Sin embargo, es el diferencial de los Estados Unidos el que tiende a ser un mejor indicador de la futura

CUADRO 16. ESTIMACIONES CLARK-WEST, DIFERENCIAL UN AÑO-TRES MESES CON HORIZONTES

$$\hat{f}_{t+\tau} = (y_{t+\tau} - \hat{y}_{1,t+\tau})^2 - \left[(y_{t+\tau} - \hat{y}_{2,t+\tau})^2 - (y_{1,t+\tau} - \hat{y}_{2,t+\tau})^2 \right] = \beta_0$$

M: 1996:01 2004:12; P: 2005:01 2007:06

| Serie | Horizonte | IGAE | | | IPI | | | SERV | | |
|----------|-----------|--------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------|--------------------|--------------------|
| | | E1 | E2 | E3 | E1 | E2 | E3 | E1 | E2 | E3 |
| Original | 1 | -1.041 | 0.173 | 1.768 ^a | -0.860 | 0.444 | 0.757 | -1.024 | -0.008 | 1.964 ^a |
| Original | 3 | -0.994 | 0.371 | 1.945 ^a | -0.212 | 0.591 | 1.416 ^b | -1.257 | -0.240 | 1.914 ^a |
| Original | 6 | -0.500 | 2.192 ^a | 1.109 | 1.438 ^b | 0.855 | 1.473 ^b | -1.979 | 2.280 ^a | 1.309 ^b |
| Original | 12 | -2.579 | 2.875 ^a | -1.818 | -1.859 | 2.769 ^a | 1.169 | -2.883 | 2.806 ^a | -2.384 |
| A.E. | 1 | -0.863 | 0.405 | -0.768 | -0.223 | 0.686 | -1.845 | -1.199 | 0.100 | 0.191 |
| A.E. | 3 | -0.803 | 0.880 | 0.524 | -0.402 | 0.977 | 0.176 | -0.920 | 0.637 | 0.637 |
| A.E. | 6 | -1.784 | 2.532 ^a | -0.459 | -0.997 | 2.513 ^a | -0.189 | -2.258 | 2.071 ^a | -0.895 |
| A.E. | 12 | -2.431 | 3.181 ^a | -2.645 | -1.897 | 3.355 ^a | -1.641 | -2.654 | 2.945 ^a | -2.456 |

NOTA: Estadísticos t son reportados.

a,y^b Significancia estadística a 5% y 10%, de acuerdo con los valores críticos 1.282 y 1.645, respectivamente.

CUADRO 17. ESTIMACIONES CLARK-WEST, DIFERENCIAL DIEZ AÑOS-TRES MESES CON HORIZONTES

$$\hat{f}_{t+\tau} \equiv \left(y_{t+\tau} - \hat{y}_{1t,t+\tau} \right)^2 - \left[\left(y_{t+\tau} - \hat{y}_{2t,t+\tau} \right)^2 - \left(\hat{y}_{1t,t+\tau} - \hat{y}_{2t,t+\tau} \right)^2 \right] = \beta_0$$

M: 2001:07 2005:06; P: 2005:07 2007:06

| Serie | Horizonte | JGAE | | | IPI | | | SERV | | |
|----------|-----------|--------|--------------------|--------------------|--------|--------------------|--------------------|--------|--------------------|--------------------|
| | | E1 | E2 | E3 | E1 | E2 | E3 | E1 | E2 | E3 |
| Original | 1 | -0.736 | 1.242 | 0.060 | -2.965 | 2.844 ^a | -1.498 | 0.410 | 0.253 | 1.427 ^b |
| Original | 3 | -1.859 | 1.922 ^a | 1.936 ^a | -4.164 | 3.870 ^a | 0.630 | -0.223 | 0.497 | 1.996 ^a |
| Original | 6 | -4.682 | 4.015 ^a | 0.685 | -3.873 | 3.247 ^a | 1.425 ^a | -4.393 | 4.098 ^a | 2.109 ^a |
| Original | 12 | -4.981 | -3.723 | 2.147 ^a | -4.180 | 3.326 ^a | 2.708 ^a | -5.676 | -4.529 | -2.061 |
| A.E. | 1 | -1.629 | -1.370 | -4.284 | -1.462 | -0.992 | 1.489 ^b | 1.119 | -0.778 | 2.648 ^b |
| A.E. | 3 | -0.615 | 0.379 | 6.279 ^a | -0.984 | -0.557 | 4.906 ^a | -0.632 | 2.058 ^a | 5.083 ^a |
| A.E. | 6 | 1.179 | 2.478 ^a | -0.157 | 0.019 | 1.158 | 0.476 | -4.443 | 4.477 ^a | -1.469 |
| A.E. | 12 | -4.072 | -3.261 | -3.929 | -3.399 | -2.996 | -0.766 | -4.685 | -3.836 | -5.044 |

NOTA: Se reportan estadísticos t.

a y b Significancia estadística a 5% y 10%, de acuerdo a los valores críticos 1.282 y 1.645, respectivamente.

evolución de la economía en México que el diferencial doméstico.

V. CONCLUSIONES

El análisis llevado a cabo en este trabajo busca obtener una apreciación sobre el poder predictivo del diferencial de las tasas de rendimiento para México, utilizando el periodo más extenso posible, de 1996 al 2007, y el diferencial que mejor incorpore las expectativas de largo plazo de los participantes en el mercado financiero. En general se encuentra que, a diferencia de otros trabajos, una vez que se controla por el periodo de tiempo en que la economía mexicana experimentó una fuerte crisis, el diferencial pierde gran parte de su capacidad para estimar la tasa de crecimiento mensual de distintas medidas de la actividad económica. Sin embargo, al desagregar el diferencial en dos componentes y dividir la muestra con base en pruebas de cambio estructural, se encuentra que las expectativas del sector privado pueden adelantar la tasa de crecimiento de los servicios (ajustados por estacionalidad) tres y seis meses hacia adelante. Lo anterior, aún tomando en cuenta la información proporcionada por la postura de la política monetaria y el diferencial de los Estados Unidos.

Por otro lado, estimaciones Probit indican que el diferencial parece ayudar a prever posibles desaceleraciones de la economía de México hasta con un año de anticipación. Lo anterior es cierto para las tres variables dependientes, aún cuando se controla por la postura de la política monetaria y el diferencial de los Estados Unidos.

Asimismo, se demuestra que la postura actual de la política monetaria no aporta información adicional al contenido en el diferencial de las tasas de interés para poder generar un error de pronóstico estadísticamente superior en relación con el que se produce al utilizar únicamente dicho diferencial como variable explicativa. Asimismo, se encuentra que, al igual que en el análisis econométrico presentado, el diferencial de los Estados Unidos tiene un mayor poder predictivo sobre la evolución futura de la economía de México que el diferencial de tasas domésticas.

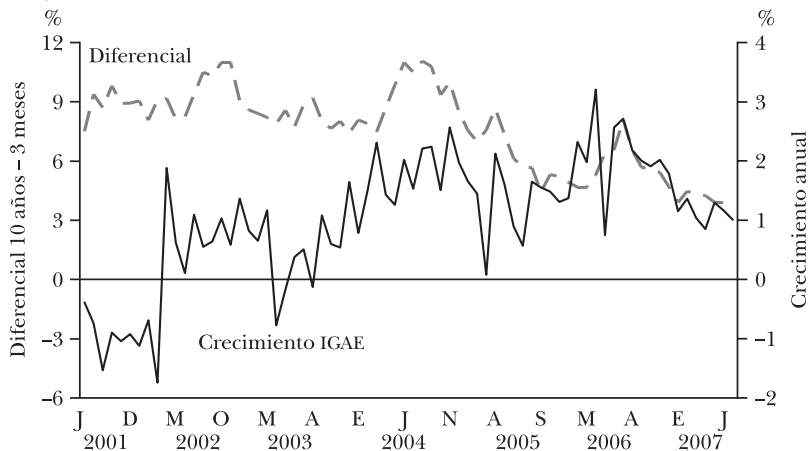
Cabe mencionar, sin embargo, que el estudio tiene ciertas

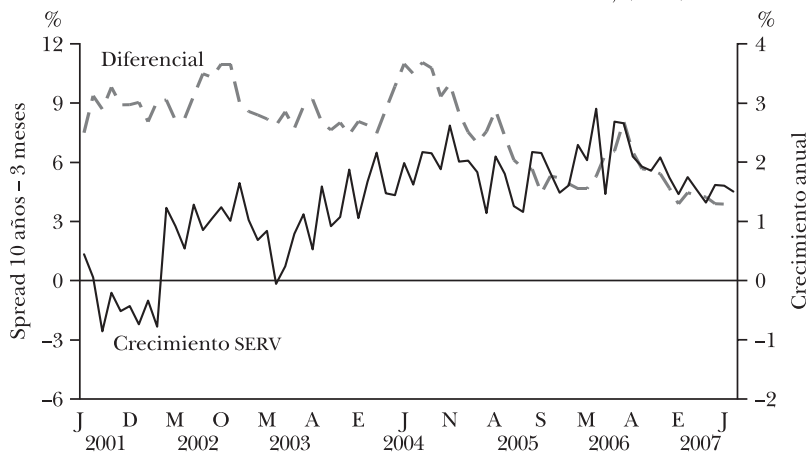
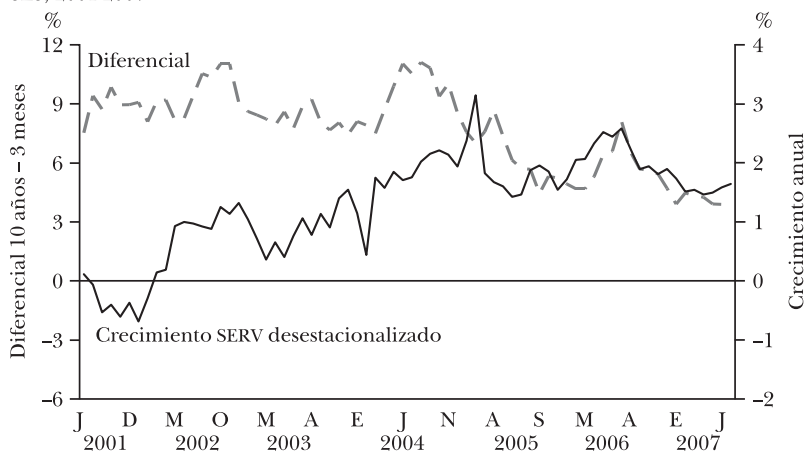
limitaciones. Entre ellas, se encuentra que la serie del diferencial presenta observaciones faltantes, lo cual podría generar sesgos en la estimación. Por otro lado, la muestra para el diferencial de 10 años es relativamente pequeña y únicamente registra un ciclo económico. Asimismo, una vez concluidas las estimaciones contenidas en este trabajo, el INEGI reemplazó las series del IGAE base 1993, que fueron utilizadas para dichas estimaciones, con series con base 2003.

Finalmente, el enfoque aquí seguido podría considerarse al estudio del poder predictivo del diferencial de tasas sobre la evolución de la inflación. De la misma manera, se podría realizar un modelo dinámico para controlar por la simultaneidad en la determinación de la variable dependiente y el diferencial; igualmente, dicho modelo daría una mayor estructura a las regresiones (Ang *et al.*, 2006).

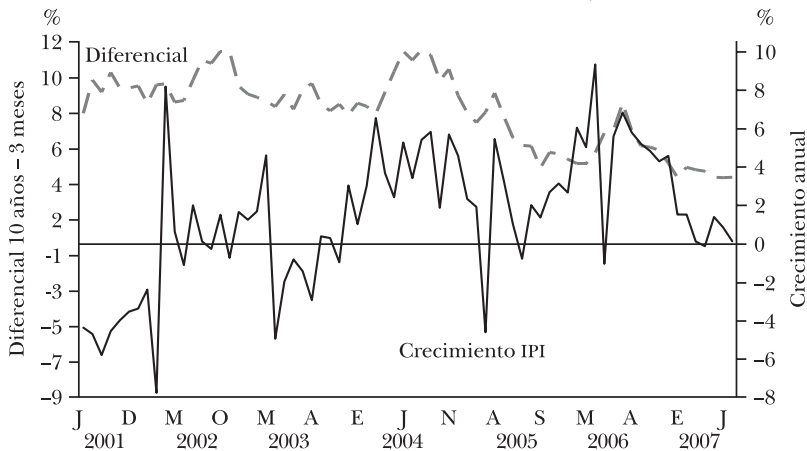
Apéndice

GRÁFICA A. I. IGAE DESESTACIONALIZADO Y DIFERENCIAL 10 AÑOS-TRES MESES, 2001-2007

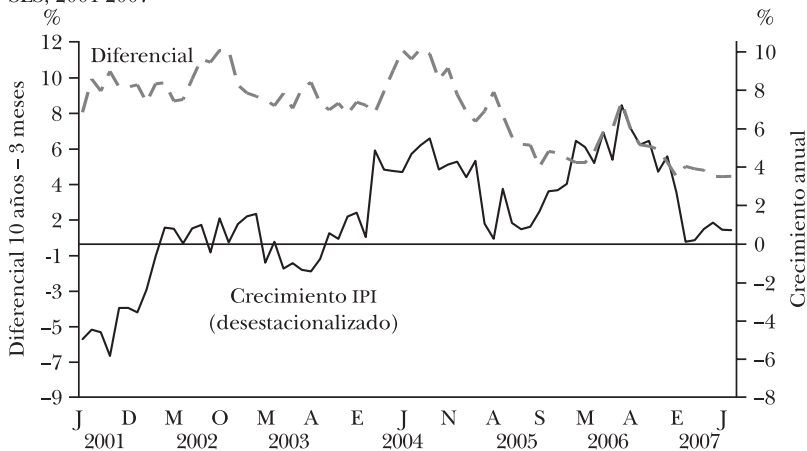


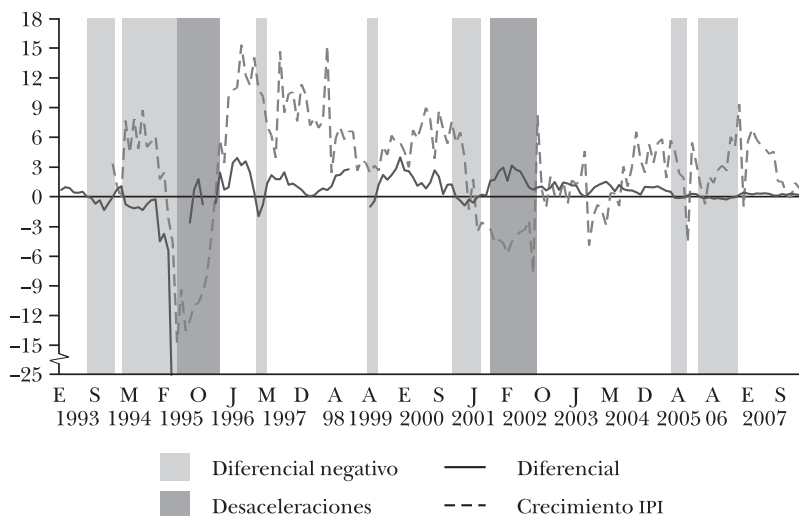
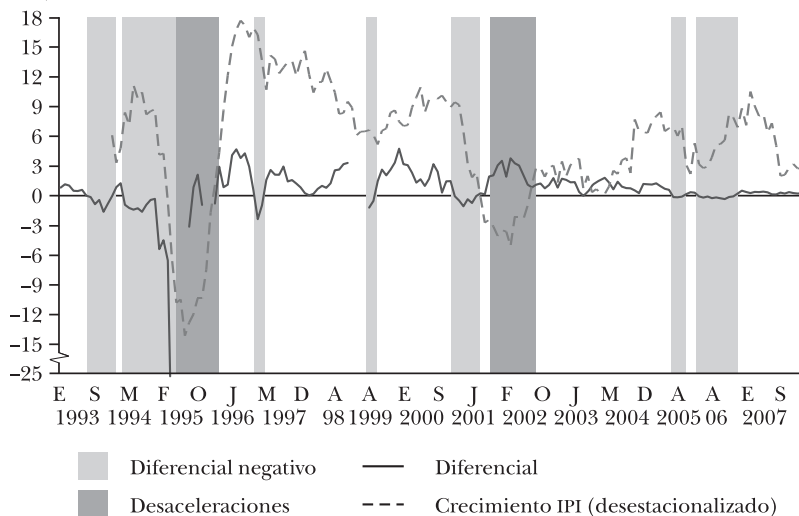
GRÁFICA A. II. SERV Y DIFERENCIAL 10 AÑOS-TRES MESES, 2001-2007**GRÁFICA A. III. SERV DESESTACIONALIZADO Y DIFERENCIAL 10 AÑOS-TRES MESES, 2001-2007**

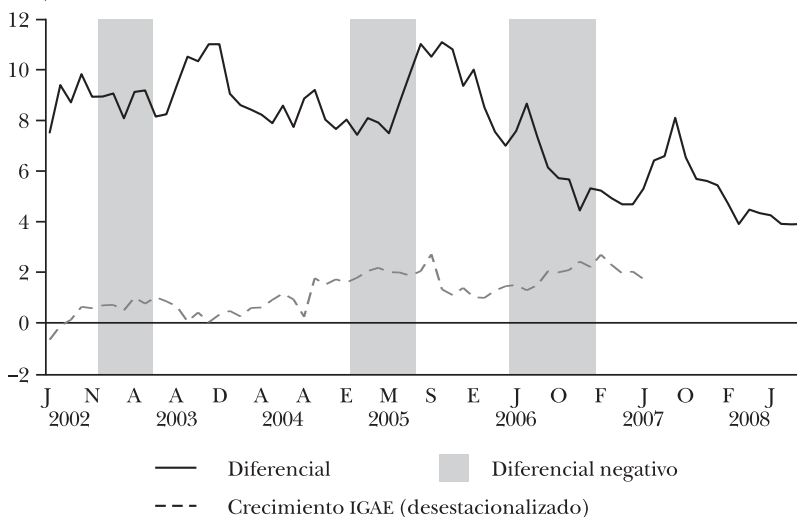
GRÁFICA A. IV. IPI Y DIFERENCIAL 10 AÑOS-TRES MESES, 2001-2007



GRÁFICA A. V. IPI DESESTACIONALIZADO Y DIFERENCIAL 10 AÑOS-TRES MESES, 2001-2007



GRÁFICA A. VI. IPI Y DIFERENCIAL UN AÑO-TRES MESES, 1993-2007**GRÁFICA A. VII. IPI DESESTACIONALIZADO Y DIFERENCIAL UN AÑO-TRES MESES, 1993-2007**

GRÁFICA A. VIII. ANÁLISIS PROBIT IGAE Y DIFERENCIAL 10 AÑOS-TRES MESES, 2002-2008

Pruebas de raíz unitaria 1996:01-2007:06

CUADRO A. 1. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA- IGAE

| Serie | Horizonte | ADF | Phillips-Perron | Ng-Perron | | | |
|----------|-----------|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | | | | MZa | MZt | MSB | MPT |
| Original | 1 | -2.576 | -102.677 ^a | -64.790 ^a | -5.691 ^a | -0.088 ^a | 0.379 ^a |
| Original | 3 | -1.955 | -32.293 ^a | -60.931 ^a | -5.516 ^a | -0.091 ^a | 0.41 ^a |
| Original | 6 | -3.089 | -12.787 ^a | -2.061 | -0.999 | 0.485 | 43.281 |
| Original | 12 | -2.481 | -5.951 ^a | -6.547 | -1.808 | 0.276 | 13.919 |
| Original | 24 | -1.249 | -3.115 | -2.120 | -0.919 | 0.433 | 37.159 |
| A.E. | 1 | -3.612 ^a | -28.130 ^a | 0.345 | 0.500 | 1.450 | 120.098 |
| A.E. | 3 | -3.478 ^b | -9.117 ^a | -11.015 | -2.339 | 0.212 | 8.313 |
| A.E. | 6 | -3.328 ^c | -5.631 ^a | -21.665 ^b | -3.289 ^b | -0.152 ^b | 4.223 ^b |
| A.E. | 12 | -1.410 | -1.595 | -4.378 | -1.474 | 0.337 | 20.764 |
| A.E. | 24 | -1.620 | -2.161 | -2.224 | -0.913 | 0.411 | 34.329 |

NOTA: Las series incluyen constante y tendencia, excepto: horizontes 1 y 3 de la serie original que incluyen únicamente constante.

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 2. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA- IPI

| Serie | Horizonte | ADF | Phillips- Perron | Ng-Perron | | | |
|----------|-----------|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
| | | | | MZa | MZt | MSB | MPT |
| Original | 1 | -2.578 ^c | -113.216 ^a | -16.066 ^a | -2.820 ^a | 0.176 ^a | 1.578 ^a |
| Original | 3 | -1.959 | -22.359 ^a | -44.099 ^a | -4.684 ^a | 0.106 ^a | 0.587 ^a |
| Original | 6 | -2.844 | -7.099 ^a | -0.480 | -0.313 | 0.651 | 85.784 |
| Original | 12 | -2.628 | -7.562 ^a | -7.732 | -1.966 | 0.254 | 11.786 |
| Original | 24 | -1.495 | -2.479 | -2.402 | -0.997 | 0.415 | 33.884 |
| A.E. | 1 | -3.416 ^c | -24.307 ^a | -1.820 | -0.954 | 0.524 | 50.059 |
| A.E. | 3 | -3.627 ^b | -6.047 ^a | -13.605 | -2.571 | 0.189 | 6.918 |
| A.E. | 6 | -2.562 | -4.909 ^a | -13.324 | -2.576 | 0.193 | 6.867 |
| A.E. | 12 | -1.431 | -1.706 | -4.722 | -1.534 | 0.325 | 19.279 |
| A.E. | 24 | -1.310 | -1.837 | -1.295 | -0.634 | 0.490 | 49.172 |

NOTA: Las series incluyen constante y tendencia, excepto: horizontes 1 y 3 de la serie original que incluyen únicamente constante.

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 3. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA- SERV

| Serie | Horizonte | ADF | Phillips- Perron | Ng-Perron | | | |
|----------|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | | | | MZa | MZt | MSB | MPT |
| Original | 1 | -2.937 ^b | -52.951 ^a | -67.481 ^a | -5.808 ^a | -0.086 ^a | 0.364 ^a |
| Original | 3 | -2.118 | -31.965 ^a | -58.854 ^a | -5.424 ^a | -0.092 ^a | 0.419 ^a |
| Original | 6 | -2.138 | -31.966 ^a | -1.024 | -0.702 | 0.686 | 23.391 |
| Original | 12 | -2.528 | -6.217 ^a | -6.611 | -1.817 | 0.275 | 13.785 |
| Original | 24 | -1.766 | -2.878 | -12.415 | -2.445 | 0.197 | 7.598 |
| A.E. | 1 | -16.843 ^a | -16.837 ^a | 0.368 | 0.736 | 1.998 | 222.941 |
| A.E. | 3 | -3.670 ^a | -11.944 ^a | -8.509 ^b | -2.008 ^b | 0.236 ^c | 3.093 ^b |
| A.E. | 6 | -3.215 ^c | -5.166 ^a | -30.217 ^a | -3.886 ^a | 0.129 ^a | 3.020 ^a |
| A.E. | 12 | -1.992 | -2.655 | -12.911 | -2.538 | 0.197 | 7.074 |
| A.E. | 24 | -1.835 | -1.841 | -3.288 | -1.184 | 0.36 | 25.746 |

NOTA: Las series incluyen constante y tendencia, excepto: horizontes 1 a 6 de la serie original y horizontes 1 y 3 de la serie ajustada por estacionalidad que incluyen únicamente constante.

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 4. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

| Serie | ADF | Phillips-Perron | Ng-Perron | | | |
|------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
| | | | MZa | MZt | MSB | MPT |
| IGAE (original) | -2.457 | -5.265 ^a | -2.849 | -1.173 | 0.412 | 31.375 |
| IGAE (A.E.) | 2.292 | -2.479 | -2.845 | -1.190 | 0.418 | 31.953 |
| IPI (original) | -2.692 | -4.151 ^a | -4.153 | 1.441 | 0.347 | 21.934 |
| IPI (A.E.) | -2.428 | -2.559 | -5.116 | -1.586 | 0.31 | 17.753 |
| SERV (original) | -2.049 | -5.922 ^a | -3.847 | -1.329 | 0.346 | 22.936 |
| SERV (A.E.) | -1.821 | -1.509 | -5.078 | -1.521 | 0.3 | 17.632 |
| CETES 28 NIV | -3.394 ^c | -3.405 ^c | -6.140 | -1.658 | 0.270 | 14.795 |
| CETES 28 REAL | -3.738 ^b | -3.744 ^b | 10.441 | -2.255 | 0.216 | 8.874 |
| Diferencial 1-3 (Mex) | -5.690 ^a | 5.694 ^a | -23.444 ^b | -3.414 ^b | 0.146 ^b | 3.946 ^a |
| Diferencial 10-3 (Mex) | -3.030 | -3.042 | -8.988 | -2.068 | 0.230 | 10.338 |
| EP | -4.272 ^a | -5.005 ^a | 13.045 | -2.543 | 0.195 | 7.048 |
| TP | -3.351 ^b | 3.402 ^c | -8.939 | -2.104 | 0.235 | 10.234 |

NOTA: Las series incluyen tendencia y constante.

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 5. PRUEBAS DE SEGUNDO ORDEN DE INTEGRACIÓN

| Serie | ADF | Phillips-Perron | Ng-Perron | | | |
|------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | | MZa | MZt | MSB | MPT |
| IGAE (original) | -2.045 | -204.637 ^a | -78.062 ^a | -6.247 ^a | 0.08 ^a | 0.314 ^a |
| IGAE (A.E.) | -3.626 ^a | -26.233 ^a | 0.283 | 0.326 | 1.153 | 77.302 |
| IPI (original) | -2.079 | -215.996 ^a | -11.607 ^b | -2.392 ^b | -0.206 ^b | -2.177 ^b |
| IPI (A.E.) | -3.364 ^b | -20.845 ^a | -0.798 | -0.435 | 0.545 | 18.211 |
| SERV (original) | -2.099 | -171.301 ^a | -71.542 ^a | -5.980 ^a | 0.084 ^a | 0.345 ^a |
| SERV (A.E.) | -15.879 ^a | -15.876 ^a | 0.333 | 0.530 | 1.591 | 142.654 |
| CETES 28 NIV | -11.508 ^a | -11.508 ^a | -16.508 ^a | -2.856 ^a | 0.173 ^a | 1.547 ^a |
| CETES 28 REAL | -12.034 ^a | -12.034 ^a | -123.872 ^a | -7.87 ^a | 0.064 ^a | 0.198 ^a |
| Diferencial 1-3 (Mex) | -9.998 ^a | -12.230 ^a | -11.786 ^b | -2.384 ^b | 0.202 ^b | 2.252 ^b |
| Diferencial 10-3 (Mex) | -9.023 ^a | -9.022 ^a | 14.326 ^a | -2.652 ^a | 0.185 ^b | 1.804 ^b |
| EP | -5.543 ^a | -10.059 ^a | 19.700 ^a | -3.136 ^a | 0.159 ^a | 1.251 ^a |
| TP | -9.132 ^a | -9.132 ^a | -5.564 | -1.615 | 0.290 | 4.561 |

NOTA: Las series incluyen únicamente constante excepto las series de inflación que incluyen constante y tendencia.

^{a, b, y c} significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 6. PRUEBA KAPETANIOS DE RAÍZ UNITARIA- IGAE

| Serie | Hor. | τ_{\min}^m | Cambios estructurales | Fechas de cambios estructurales | | | |
|----------|------|----------------------|--------------------------|---------------------------------|---------|---------|---------|
| | | | | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Original | 6 | -11.200 ^a | 1 | 2000:05 | | | |
| Original | 12 | -6.130 ^b | 2 | 1998:03 | 1999:11 | | |
| Original | 24 | -9.470 ^a | 4 | 1997:03 | 1999:01 | 2001:03 | 2004:07 |
| A.E. | 1 | -17.057 ^a | 1 | 2000:06 | | | |
| A.E. | 3 | -7.157 ^a | 2 | 1998:02 | 2000:05 | | |
| A.E. | 6 | -6.591 ^a | 1 | 2000:03 | | | |
| A.E. | 12 | -6.379 ^b | 2 | 2000:03 | 2003:02 | | |
| A.E. | 24 | -5.2230 | 4 | 1998:05 | 1999:01 | 2001:09 | 2004:12 |

NOTA: Se utilizó un kmax = 5.

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 7. PRUEBA KAPETANIOS DE RAÍZ UNITARIA- IPI

| Serie | Hor. | τ_{\min}^m | Cambios estructurales | Fechas de cambios estructurales | | | |
|----------|------|----------------------|--------------------------|---------------------------------|---------|---------|---------|
| | | | | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Original | 6 | -16.324 ^a | 1 | 2000:05 | | | |
| Original | 12 | -8.826 ^a | 2 | 1998:10 | 2001:03 | | |
| Original | 24 | -10.698 ^a | 2 | 1998:04 | 2000:03 | | |
| A.E. | 1 | -15.537 ^a | 1 | 2000:06 | | | |
| A.E. | 3 | -5.719 ^a | 1 | 2000:05 | | | |
| A.E. | 6 | -6.655 ^a | 1 | 2000:04 | | | |
| A.E. | 12 | -5.643 ^b | 1 | 1999:10 | | | |
| A.E. | 24 | 7.1711 | 4 | 1997:10 | 1998:07 | 2000:10 | 2004:02 |

NOTA: Se utilizó un kmax = 5.

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 8. PRUEBA KAPETANIOS DE RAÍZ UNITARIA- IGAE SERV

| Serie | Hor. | τ_{\min}^m | Cambios estructurales | Fechas de cambios estructurales | | | | |
|----------|------|----------------------|--------------------------|---------------------------------|---------|---------|---------|---------|
| | | | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| Original | 6 | -9.867 ^a | 1 | 2000:10 | | | | |
| Original | 12 | -7.835 ^b | 4 | 1997:09 | 1999:09 | 2001:03 | 2002:07 | |
| Original | 24 | -7.470 ^c | 4 | 1997:02 | 1999:05 | 2001:03 | 2002:05 | |
| A.E. | 1 | -17.425 ^a | 1 | 2000:08 | | | | |
| A.E. | 12 | -6.261 ^b | 2 | 2000:03 | 2003:02 | | | |
| A.E. | 24 | -5.3315 | 5 | 1997:09 | 1999:01 | 2003:03 | 2001:12 | 2004:02 |

NOTA: Se utilizó un kmax = 5.

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 9. PRUEBA KAPETANIOS DE RAÍZ UNITARIA

| Serie | τ_{\min}^m | Cambios estructurales | Fechas de cambios estructurales | | | |
|------------------------|---------------------|--------------------------|---------------------------------|---------|---|---|
| | | | 1 | 2 | 3 | 4 |
| CETE 28 NIV | -6.393 ^b | 2 | 1998:09 | 2001:04 | | |
| CETE 28 REAL | -7.232 ^a | 2 | 1998:12 | 2001:02 | | |
| EP | -8.063 ^a | 1 | 1998:07 | | | |
| TP | -7.249 ^a | 1 | 1998:08 | | | |
| Diferencial 10-3 (Mex) | -5.387 ^b | 1 | 2004:05 | | | |

NOTA: Se utilizó un kmax = 5; excepto para el diferencial 10-3 (Mex) donde se empleó un kmax = 15.

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 10. PRUEBA QLR- IGAE (1996-2007)

| <i>Serie</i> | <i>Horizonte</i> | <i>Modelo 1</i> | | <i>Modelo 2</i> | |
|--------------|------------------|--------------------------|---------------------|--------------------------|-------------------|
| | | <i>Fecha del quiebre</i> | <i>Sup est. F</i> | <i>Fecha del quiebre</i> | <i>Sup est. F</i> |
| Original | 1 | Ene-2001 | 1.625 | Oct-2000 | 1.886 |
| Original | 3 | Dic-2000 | 3.238 | Abr-2002 | 2.218 |
| Original | 6 | Dic-2000 | 6.208 | Ene-2001 | 2.960 |
| Original | 12 | Ene-2001 | 25.853 ^a | Ene-2001 | 2.842 |
| Original | 24 | Ene-2001 | 40.644 ^a | Ene-2001 | 5.459 |
| A.E. | 1 | Ene-2001 | 3.139 | Nov-2003 | 2.519 |
| A.E. | 3 | Jun-2000 | 16.873 ^a | Jun-2000 | 2.354 |
| A.E. | 6 | Ene-2001 | 23.478 ^a | May-2000 | 2.546 |
| A.E. | 12 | Ene-2001 | 31.621 ^a | Mar-2000 | 2.578 |
| A.E. | 24 | May-1999 | 49.194 ^a | Mar-2001 | 4.561 |

NOTA: Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).
^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 11. PRUEBA QLR- IGAE (1996-2007)

| <i>Serie</i> | <i>Horizonte</i> | <i>Modelo 1</i> | | <i>Modelo 2</i> | |
|--------------|------------------|--------------------------|---------------------|--------------------------|-------------------|
| | | <i>Fecha del quiebre</i> | <i>Sup est. F</i> | <i>Fecha del quiebre</i> | <i>Sup est. F</i> |
| Original | 1 | Feb-2002 | 2.399 | Jun-2001 | 1.505 |
| Original | 3 | Feb-2002 | 5.944 | Sep-2004 | 2.055 |
| Original | 6 | May-2000 | 9.032 | Jun-1998 | 2.737 |
| Original | 12 | Dic-2000 | 35.205 ^a | Ene-2000 | 4.446 |
| Original | 24 | Ene-2001 | 64.811 ^a | Ene-2001 | 5.134 |
| A.E. | 1 | Jun-2000 | 4.639 ^a | Nov-2003 | 1.663 |
| A.E. | 3 | Dic-2000 | 20.174 ^a | Jun-2005 | 2.374 |
| A.E. | 6 | Ene-2001 | 32.734 ^a | Abr-2000 | 2.656 |
| A.E. | 12 | Ene-2001 | 53.577 ^a | Ene-2000 | 3.582 |
| A.E. | 24 | Ene-2001 | 88.072 ^a | Mar-2001 | 7.829 |

NOTA: Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).
^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 12. PRUEBA QLR-SERV (1996-2007)

| Serie | Horizonte | Modelo 1 | | Modelo 2 | |
|----------|-----------|-------------------|---------------------|-------------------|------------|
| | | Fecha del quiebre | Sup est. F | Fecha del quiebre | Sup est. F |
| Original | 1 | Sep-2004 | 1.259 | Mar-2004 | 2.107 |
| Original | 3 | Oct-2001 | 1.870 | Abr-2003 | 3.779 |
| Original | 6 | May-2001 | 3.634 | Ene-2003 | 5.067 |
| Original | 12 | Feb-2000 | 15.749 ^a | Nov-2002 | 3.361 |
| Original | 24 | Jun-1999 | 23.009 ^a | Jun-2001 | 3.869 |
| A.E. | 1 | May-2001 | 1.659 | Oct-2003 | 3.461 |
| A.E. | 3 | Jun-2000 | 9.199 | Ene-2001 | 4.120 |
| A.E. | 6 | Ene-2001 | 12.824 ^b | Nov-2001 | 4.972 |
| A.E. | 12 | Ene-2001 | 19.060 ^a | Mar-2003 | 3.505 |
| A.E. | 24 | Ene-2001 | 24.314 ^a | Jun-2001 | 3.858 |

NOTA: Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).
 a, b, y c Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 13. ESTIMACIONES DE PROBIT PARA DIFERENCIAL UN AÑO-TRES MESES (1996-2007)

$$\Pr(D_i = 1 | SMX_{i-k}^1) = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_{i-k}^1 + u_i$$

| Horizonte | IGAE | IPi | SERV |
|-----------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | $\hat{\alpha}_1$ | $\hat{\alpha}_1$ | $\hat{\alpha}_1$ |
| 3 | 0.052 (0.722) | 0.017 (0.907) | 0.192 (0.164) |
| 6 | 0.174 (0.214) | 0.085 (0.532) | -0.013 (0.924) |
| 9 | -0.187 ^c (0.087) | -0.154 ^b (0.025) | -0.377 ^b (0.028) |
| 12 | -0.285 ^c (0.063) | -0.312 ^c (0.054) | -0.244 ^c (0.098) |

NOTA: Estadísticos p entre paréntesis.

a, b, y c Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 14. ESTIMACIONES DE PROBIT PARA DIFERENCIAL UN AÑO-TRES MESES (SUBMUESTRAS)
$$\Pr(D_t = 1 | SMX_{t-k}^1) = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_{t-k}^1 + u_t$$

| Horizonte | IGAE | | IPI | | SERV | |
|-----------|--------------------------------|--------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | $\hat{\alpha}_1^{96-01}$ | $\hat{\alpha}_1^{01-07}$ | $\hat{\alpha}_1^{96-01}$ | $\hat{\alpha}_1^{01-07}$ | $\hat{\alpha}_1^{96-01}$ | $\hat{\alpha}_1^{01-07}$ |
| 3 | 0.052 (0.722) | 0.222 (0.257) | 0.017 (0.907) | -0.462 ^b (0.040) | 0.192 (0.164) | 0.042 (0.827) |
| 6 | 0.174 (0.214) | -0.112 (0.587) | 0.085 (0.532) | -0.695 ^a (0.002) | -0.013 (0.924) | -0.294 (0.149) |
| 9 | -0.187 (0.228) | -0.315 (0.119) | -0.154 (0.305) | -0.330 ^c (0.068) | -0.377 ^b (0.028) | -0.707 ^a (0.001) |
| 12 | -0.285 ^c (0.063) | -0.385 (0.110) | -0.312 ^c (0.054) | -0.739 ^a (0.000) | -0.244 ^c (0.098) | -0.767 ^a (0.003) |

NOTA: Estadísticos p entre paréntesis.

^{a, b, y c} Significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

REFERENCIAS

- Ang, A., M. Piazzesi y M. Wei (2006), "What does the yield curve tell us about GDP growth?", *Journal of Econometrics*, vol. 131, n° 1-2, pp. 359-403.
- Arango, L. E., L. A. Flórez y A. M. Arosemena (2005), "El tramo corto de la estructura a plazo como predictor de expectativas de la actividad económica en Colombia", *Cuadernos de Economía*, vol. 42, n° 125, mayo, pp. 79-101.
- Bonser-Neal, C., y T. R. Morley (1997), "Does the yield spread predict real economic activity? A multicountry analysis", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, vol. 82, n° 3, pp. 37-53.
- Castellanos, S. G., y E. Camero (2003), "La estructura temporal de tasas de interés en México: ¿Puede ésta predecir la actividad económica futura?", *Revista de Análisis Económico*, vol. 18, n° 2, pp. 33-66.
- Chauvet, M., y S. Potter (2005), "Forecasting recessions using the yield curve", *Journal of Forecasting*, vol. 24, n° 2, pp. 77-103.
- Chiquiar, D., A. Noriega y M. Ramos Francia (2007), *Un enfoque de series de tiempo para probar un cambio en persistencia de la inflación: La experiencia de México*, Banco de México (Documento de Investigación, n° 2007-01, p. 16).

- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999), "The science of monetary policy: A New Keynesian perspective", *Journal of Economic Literature*, vol. 37, n^o 4, pp. 1661-1707.
- Clark, T. E., y K. D. West (2007), "Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models", *Journal of Econometrics*, vol. 138, n^o 1, pp. 291-311.
- Dickey, D. A., y W. A. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- Diebold, F. X., G. D. Rudebusch y S. B. Aruoba (2006), "The macroeconomics and the yield curve: a dynamic latent factor approach", *Journal of Econometrics*, vol. 131, n^{os} 1-2, pp. 309-38.
- Diebold, F. X., y R. S. Mariano (1995), "Comparing predictive accuracy", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, n^o 3, pp. 253-63.
- Dueker, M. J. (1997), "Strengthening the case for the yield curve as a predictor of U.S. recessions", *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, vol. 79, n^o 2, pp. 41-51.
- Engsted, T. (1996), "The Predictive Power of the Money Market Term Structure", *International Journal of Forecasting*, vol. 12, n^o 2, pp. 289-95.
- Estrella, A. (2005a), "The yield curve and recessions", *International Economy*, 19:3, 36-38.
- Estrella, A. (2005b), "Why does the yield curve predict output and inflation?", *The Economic Journal*, vol. 115, n^o 505, pp. 722-44.
- Estrella, A., A. P. Rodrigues y S. Schich (2003), "How stable is the predictive power of the yield curve? Evidence from Germany and the United States", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n^o 3, pp. 629-44.
- Estrella, A., y F. S. Mishkin (1997), "The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank", *European Economic Review*, vol. 41, n^o 7, pp. 1375-1401.
- Estrella, A., y F. S. Mishkin (1998), "Predicting U.S. recessions: financial variables as leading indicators", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 80, n^o 1, pp. 45-61.

- Estrella, A., y G. A. Hardouvelis (1991), "The term structure as a predictor of real economic activity", *The Journal of Finance*, vol. 46, n° 2, pp. 555-76.
- Fama, E. (1990), "Term-Structure forecasts of interest rates, inflation, and real returns", *Journal of Monetary Economics*, vol. 25, n° 1, pp. 59-76.
- Favero, C. A., I. Kaminska y U. Söderström (2005), *The predictive power of the yield spread: Further evidence and a structural interpretation*, CEPR (Discussion Papers, n° 4910, p. 32).
- Fernández, V. (2000), "Estructura de tasas de interés en Chile: ¿Qué tan buen predictor de crecimiento e inflación?", *Cuadernos de Economía*, vol. 37, agosto, pp. 373-404.
- González, J. G., R. W. Spencer y D. T. Walz (2000), "The term structure of interest rates and the Mexican economy", *Contemporary Economic Policy*, vol. 18, n° 3, pp. 284-94.
- Hamilton, J. D., y D. H. Kim (2002), "A reexamination of the predictability of economic activity using the yield spread", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 34, n° 2, pp. 340-360.
- Harvey, C. R. (1988), "The real term structure and consumption growth", *Journal of Financial Economics*, vol. 22, n° 2, pp. 305-33.
- Haubrich, J. G., y A. M. Dombrosky (1996), "Predicting real growth using the yield curve", *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, vol. 32, n° 1, pp. 26-35.
- Kapetanios, G. (2005), *Unit root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks*, Queen Mary University of London, Department of Economics (Working Paper, n° 469, p. 18).
- Kessel, R. A. (1965), *The cyclical behavior of the term structure of interest rates*, NBER (Occasional Paper, n° 91, p. 54).
- Kikut, A. C., E. Muñoz y R. Durán (1996), *Análisis de la curva de rendimientos y su efecto sobre la actividad económica en Costa Rica*, Banco Central de Costa Rica (DIE-PI-05-95/R, p. 52).
- Kozicki, S. (1997), "Predicting real growth and inflation with the yield spread", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, vol. 82, n° 4, pp. 39-57.
- Mehl, A. (2006), *The yield curve as a predictor and emerging economies*, European Central Bank (Working Paper Series, n° 691, p. 54).

- Ng, S., y P. Perron (2001), "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power", *Econometrica*, vol. 69, n°6, pp. 1519-54.
- Perron, P., y Z. Qu (2007), "A simple modification to improve the finite sample properties of Ng and Perron's unit root tests", *Economics Letters*, vol. 94, n° 1, pp. 12-19.
- Phillips, P. C. B., y P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-46.
- Plosser, C. I., y K. G. Rouwenhorst (1994), "International term structures and real economic growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, n° 1, pp. 133-55.
- Rudebusch, Glenn D., Brian P. Sack y Erick T. Swanson (2007), "Macroeconomic Implications of Changes in the Term Premium", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 89, n° 4, pp. 241-69.
- Rudebusch, Glenn D., y Tao Wu (2003), *A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy, and the Economy*, Federal Reserve Bank of San Francisco (Working Paper, n° 2003-17).
- Stock, J. H., y M. W. Watson (1989), "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators", *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 351-94.
- Stock, J. H., y M. W. Watson (2003), "Forecasting output and inflation: The role of asset prices", *Journal of Economic Literature*, vol. 41, n° 3, pp. 788-829.
- Svensson, L. E. O. (1997), "Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets", *European Economic Review*, vol. 41, n° 6, pp. 1111-46.
- Torres, A., y O. Vela (2002), *Integración comercial y sincronización entre los ciclos económicos de México y los Estados Unidos*, Banco de México (Documento de Investigación, n° 2002-06, p. 29).

Pablo Mendieta
Sergio Cerezo
Javier Cossio

¿La inflación está de vuelta en Sudamérica?: choques exógenos, expectativas y credibilidad de la política monetaria

I. INTRODUCCIÓN

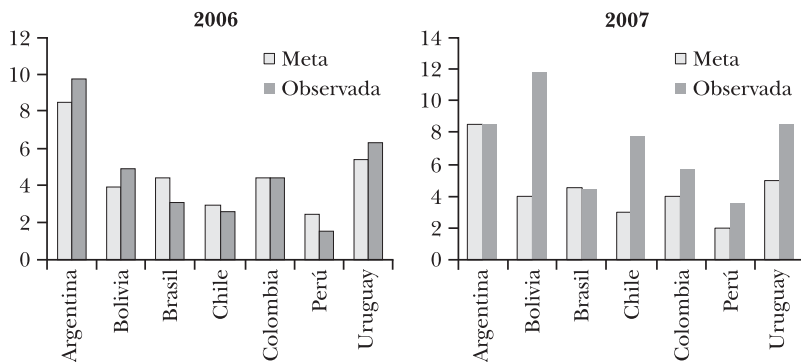
“Indudablemente, el estado de las expectativas de inflación influye en gran manera la inflación actual y, por lo tanto, la habilidad del banco central para alcanzar la estabilidad de los precios” (traducción libre de Bernanke, 2007).

El incremento de la inflación internacional ha afectado en particular a las economías emergentes, tanto por el incremento de los precios de los alimentos como por el de los

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de P. Mendieta, jefe del Departamento de Investigaciones Especiales, S. Cerezo y Javier Cossio, analistas en Política Cambiaria, todos de la Asesoría de Política Económica, del Banco Central de Bolivia (BCB), presentado al Primer Encuentro de Economistas de Bolivia, realizado entre el 14 y 15 de agosto de 2008 en La Paz y en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en el CEMLA, en la ciudad de México, el 5, 6 y 7 de noviembre de 2008. Los autores agradecen las sugerencias de Rómulo Chumacero, Esteban Vesperoni, Juan Díaz y Gustavo Leyva, así como la asistencia de Gabriel Coaquira y Martín Nogales. El presente documento no necesariamente refleja la visión del BCB y sus autoridades; y sus conclusiones son de exclusiva responsabilidad de sus autores. Comentarios y sugerencias adicionales son bienvenidos a: pmendiet@bcb.gov.bo).

combustibles. En varios países sudamericanos se han observado tasas de inflación similares a las observadas en la década de los noventa, cuando la mayoría de los países de la región experimentó un proceso gradual de estabilización. A diferencias del 2006, las tasas observadas fueron superiores a las metas trazadas por los entes emisores (gráfica I).

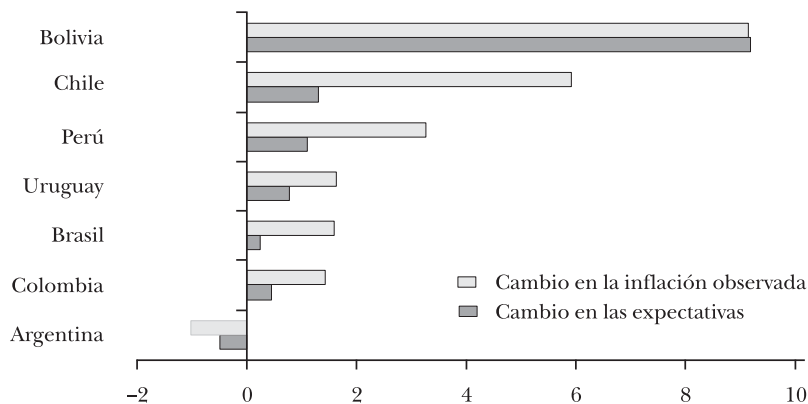
GRÁFICA I. INFLACIÓN OBSERVADA Y METAS DE INFLACIÓN EN 2006 Y 2007 (en porcentajes)



FUENTES: Bancos centrales de los países.

En ese sentido, el aumento de la inflación ha tenido efectos en la inflación esperada por los agentes económicos, aunque en distinta proporción dependiendo del país (gráfica II). Pese

GRÁFICA II. CAMBIO EN LA INFLACIÓN OBSERVADA Y EN LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN ENTRE MARZO DEL 2008 Y DICIEMBRE DEL 2006 EN PAÍSES SELECCIONADOS (en puntos porcentuales)



FUENTES: Bancos centrales de los países.

a que los nuevos enfoques teóricos sobre la determinación de la inflación señalan que las expectativas influyen en la inflación, el aumento en las expectativas revela una retroalimentación respecto a la variación de precios observada.

Este documento investiga qué factores explican el incremento de las expectativas de inflación y por qué la reacción ha sido distinta en países seleccionados de Sudamérica. Esta pregunta es importante, pues las expectativas desempeñan un papel crucial en la determinación de la inflación y su administración es más compleja que el simple uso de instrumentos monetarios para reducir la inflación. De esta forma, la identificación de los factores que subyacen las expectativas es crucial para el proceso de estabilización que está encarando América Latina en la actualidad.

Para una estabilización exitosa será fundamental que los agentes puedan discriminar adecuadamente entre los choques exógenos a la política monetaria (incremento de los precios de alimentos e hidrocarburos) y los choques de naturaleza monetaria y cambiaria. También es importante conocer la importancia de los objetivos de inflación trazados en los países para la evolución de las expectativas. Este documento discute aspectos teóricos y empíricos de la determinación de las expectativas, centrando su atención en siete países sudamericanos que poseen series estadísticas de expectativas de inflación (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Perú y Uruguay).

El trabajo aporta a la discusión de política actual sobre la relevancia de las encuestas de expectativas económicas, sus determinantes y su papel en la evolución futura de la inflación. Su principal conclusión es que la estabilización será más difícil en la medida que se haya observado choques monetarios o cambiarios previos a la irrupción del actual choque de precios internacionales.

El documento se organiza como sigue. Después de esta introducción, se presentan dos marcos analíticos sobre la determinación de las expectativas y la distinción entre choques exógenos y de política. Posteriormente se analizan las principales características estadísticas de las encuestas de expectativas económicas, para luego presentar modelos econométricos por país y utilizar un panel de datos sobre los determinantes

de las expectativas. Al final se hace un recuento de los principales resultados encontrados en el documento.

II. ELEMENTOS CONCEPTUALES SOBRE LA DETERMINACIÓN DE LAS EXPECTATIVAS Y LA DISTINCIÓN ENTRE CHOQUES EXÓGENOS Y DE POLÍTICA

En esta sección se expondrán dos modelos en los cuales se resaltará la importancia de los choques de oferta y su distinción con los choques monetarios. El primero de ellos es un simple modelo en la línea de Obstfeld y Rogoff (1996) y Berg y Borenzstein (2000), sólo que en lugar de centrarse en la determinación del régimen cambiario, concentra la atención en la importancia de estos choques en la determinación de los precios. El segundo corresponde a un pequeño modelo neokeynesiano, que además es calibrado para analizar los efectos de los choques en las expectativas de inflación.

El primero de ellos parte de la determinación de precios en una economía cerrada.¹ En ella se pueden presentar dos ecuaciones, para la oferta y demanda agregadas. La ecuación de oferta tipo Lucas y la segunda podría provenir de distintos enfoques desde la ecuación cuantitativa hasta la forma reducida de una IS. Para ello, se denota a y_t como el (logaritmo del) producto, m_t es (el logaritmo de) la cantidad de dinero, p_t es el (logaritmo del) nivel de precios y v_t es un choque de oferta. Por simplicidad se asumirá que el producto potencial está normalizado a uno (o cero en logaritmos):

$$y_t = m_t - p_t$$

$$y_t = \theta(p_t - E_{t-1}p_t) + v_t.$$

En este caso, el equilibrio viene dado por la igualdad de la demanda y de la oferta agregada, que luego de varias simplificaciones señalan que el producto y los precios dependen de los choques monetarios y los choques de oferta (θ, v_t) :

$$y_t = \frac{\theta}{1+\theta}(m_t - E_{t-1}m_t) + \frac{v_t}{1+\theta}.$$

¹ No obstante, tal como lo muestran Obstfeld y Rogoff (1996); y, Berg y Borenzstein (2000). su ampliación al caso de una economía abierta es sencillo y revelaría similares conclusiones.

$$p_t = m_t + \frac{\theta}{1+\theta} E_{t-1} m_t - \frac{v_t}{1+\theta}.$$

En este punto, es crucial definir cómo se conduce la política monetaria. Se supondrá que ésta tiene un componente predecible que actúa como ancla nominal en la economía y que es conocido por todos los agentes a través del anuncio de la autoridad monetaria (μ); y otro componente que es aleatorio (ε):

$$m_t = \mu + \varepsilon_t.$$

Por lo tanto, el nivel de precios será igual a la parte predecible (el ancla nominal) más la combinación de los choques monetarios y de oferta:

$$p_t = \mu + \frac{1}{1+\theta} (\varepsilon_t - v_t).$$

Ex post, el agente conoce la realización del nivel de precios y puede inferir que la diferencia se debe a choques de oferta y de carácter monetario. Para distinguir entre ambos se asume que utilizará las regresiones mínimo cuadráticas del problema de extracción de señales (Sargent, 1979). Para simplificar el problema, se transformarán las variables originales de la siguiente forma:

$$p_t^* = (1+\theta)(p_t - \mu)$$

$$e_t = (1+\theta)\varepsilon_t$$

$$u_t = (1+\theta)v_t$$

De esa forma, el sistema queda como:

$$p_t^* = e_t - u_t.$$

En este caso, el agente tiene que estimar la magnitud del choque monetario en el nivel de precios y la diferencia será atribuible al choque de oferta. Para ello emplea una regresión mínimo cuadrática de la siguiente forma:

$$E(e_t | p_t^*) = a_0 + a_1 p_t^*.$$

De acuerdo con Rosende (2000), se puede demostrar que la proporción que el agente atribuye al choque monetario

depende de la varianza de éste (σ_e^2), de la varianza de los choques de oferta (σ_u^2) y de la covarianza entre ambos ($\rho_{e,u}$):

$$E(e_i | p_i^*) = \varphi p_i^* \quad / \quad \varphi = \frac{\sigma_e^2 - \rho_{e,u}}{\sigma_e^2 + \sigma_u^2 - 2\rho_{e,u}}.$$

Suponiendo en principio que no existe ninguna relación entre ambos choques ($\rho_{e,u} = 0$), entonces la ponderación de la desviación del precio respecto a su meta depende de la razón entre la varianza del choque monetario respecto a la suma de ambas varianzas. De esa forma, en economías con historial de estabilidad (inestabilidad) macroeconómica, los agentes atribuirán la menor (mayor) parte de la diferencia respecto al ancla al choque monetario.

Si la correlación entre ambos choques no es nula, su efecto dependerá también de la razón entre ambas varianzas. En efecto, se puede demostrar que:

$$\frac{\partial \varphi}{\partial \rho_{e,u}} = \frac{\sigma_e^2 - \sigma_u^2}{(\sigma_e^2 + \sigma_u^2 - 2\rho_{e,u})^2}.$$

Si la varianza del choque monetario es mayor a la del choque de oferta, entonces en la medida que se incrementa la covarianza (respuesta monetaria positiva frente a un choque de oferta), la proporción atribuida a la parte monetaria es mayor. En ambos casos, el historial de estabilidad macroeconómica (menor varianza de los choques monetarios) es crucial para que los agentes no interpreten choques de oferta como si fuesen de carácter monetario.

Finalmente, conviene notar que en este modelo los choques monetarios también afectarán a la pendiente de la curva de oferta. En efecto, utilizando el teorema de extracción de señales, Rosende (2000) demuestra que θ depende de la relación entre la varianza del nivel general de precios y la varianza del sector en el que se encuentra el agente i :

$$\theta = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2 + \sigma_p^2}.$$

En el modelo expuesto en este documento, la varianza de los precios es:

$$\sigma_p^2 = \frac{1}{(1+\theta)^2} [\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_v^2 - 2\rho_{\varepsilon,v}].$$

Lo que significa que, como es usual en estos modelos, la magnitud de la dispersión atribuida a la parte monetaria y de oferta también es crucial para determinar el grado de respuesta de la oferta frente a sorpresas monetarias.

En términos empíricos, Sommer (2002) encontró evidencia de que en Estados Unidos, la distinción entre ambos tipos de choques fue relevante para que las expectativas de inflación respondan en menor magnitud a los choques exógenos, lo cual el autor atribuye a las distintas formas de hacer política monetaria en dicho país. Este resultado también fue avalado recientemente por Mishkin (2007).

El segundo modelo que sirve como marco conceptual de este documento es uno pequeño de naturaleza nekeynesiana. En línea con Clarida, Gali y Gertler (1999), se puede plantear un modelo sencillo para analizar el efecto del contexto inflacionario en las expectativas. Tal como Walsh (2003) lo señala, se postula una curva de Phillips *forward-looking*, que proviene de un esquema de ajuste escalonado de precios a la Calvo (1983), de la siguiente forma:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma' y_t + \varepsilon_t' \quad / \quad \gamma' = \frac{(1-\omega)(1-\omega\beta)}{\omega} \gamma \wedge \varepsilon_t' = \gamma' \varepsilon_t.$$

Donde π_t es la inflación en el periodo t , β es el factor de descuento de la firma que fija precios, ω es la probabilidad que los precios se mantengan fijos en el futuro, y_t es la brecha del producto y γ es el efecto que tiene la brecha del producto en la determinación del precio óptimo que cobraría una empresa optimizadora, que proviene de la relación entre los costos marginales y la brecha del producto.

Del proceso de optimización intertemporal del consumo se obtiene la ecuación de Euler, que log-linealizada se puede plantear como la dinámica de la brecha del producto en relación inversa con la tasa de interés real, es decir la tasa nominal i_t menos la expectativa de inflación para el periodo $t+1$:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \zeta (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_t.$$

Como asume Agenor (2002), los choques de oferta y de

demanda se pueden plantear como procesos autorregresivos de primer orden:

$$\begin{aligned}\varepsilon_t' &= \rho_{\varepsilon'} \varepsilon_{t-1}' + v_t \\ \eta_t &= \rho_{\eta} \eta_{t-1} + \xi_t.\end{aligned}$$

En esta estructura, el banco central desea minimizar una función de pérdida esperada que incluye entre sus argumentos la diferencia entre la inflación y su meta y también la desviación de la producción de su nivel de equilibrio:

$$\text{Min } U_t = E_t \left\{ \sum_{h=t}^{\infty} \delta^{h-t} \left[\frac{(\pi_t - \bar{\pi})^2 + \lambda y_t^2}{2} \right] \right\}.$$

Donde δ es el factor de descuento de la autoridad monetaria y λ es la ponderación en la función de pérdida de las desviaciones respecto al equilibrio.

En estas circunstancias, Agenor (2002) utilizó el método de los coeficientes indeterminados para solucionar este problema y encontró que las expectativas de inflación se forman de la siguiente forma:

$$E_t \pi_{t+1} = \kappa_1 \bar{\pi} + \kappa_2 \rho_{\varepsilon'} \varepsilon_t' /$$

$$\kappa_1 = \frac{\gamma'^2}{\lambda(1-\beta) + \gamma'^2} \quad \wedge \quad \kappa_2 = \frac{\lambda}{\lambda(1-\beta\rho_{\varepsilon'}) + \gamma'^2}.$$

Este resultado sugiere que las expectativas de inflación toman como referencia la meta de inflación y también el choque de oferta, debido a la persistencia que exhibe en el modelo.

En este caso, es útil averiguar el efecto de la credibilidad y el entorno inflacionario en la determinación de las expectativas de inflación. En este modelo, la credibilidad se relacionaría con el parámetro λ , pues indica el grado de preferencia de la autoridad por objetivos distintos a la inflación. En ese sentido, se puede demostrar que a mayor credibilidad entendida como mayor énfasis en la inflación, los agentes anclarán más sus expectativas en la meta de inflación:

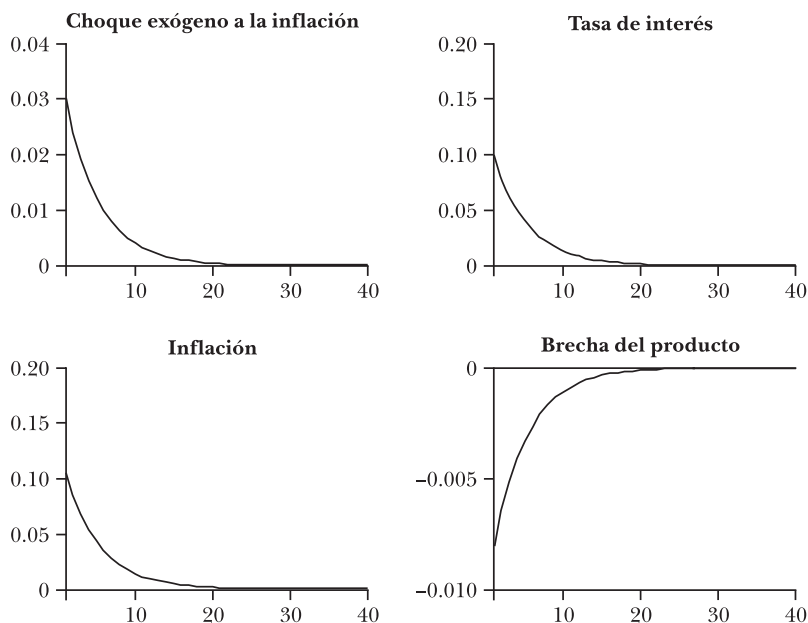
$$\frac{\partial \kappa_1}{\partial \lambda} = -\frac{(1-\beta)\gamma'^2}{(\gamma'^2 + \lambda(1-\beta))^2} < 0 \quad \frac{\partial \kappa_2}{\partial \lambda} = \frac{\gamma'^2}{(\gamma'^2 + \lambda(1-\beta\rho))^2} > 0.$$

Esto demuestra que si el público conoce las preferencias de la autoridad, la ponderación de la meta aumenta en la medida que se acerca a la definición de “metas de inflación estricta” en el sentido de Agenor (2002).

Para comprender cómo responde la economía en este caso, se calibró el anterior modelo utilizando supuestos razonables sobre los parámetros en cuestión.² Por ejemplo, ante un choque imprevisto en la inflación (un choque de oferta), los resultados del análisis impulso respuesta (gráfica III) muestran que la tasa de interés aumenta y provoca una disminución del producto, de tal forma que la inflación regrese a su senda de equilibrio, a una velocidad que dependerá de la ponderación relativa entre el objetivo de inflación y de actividad.

Se debe tomar en cuenta que este tipo de modelos asumen expectativas racionales, supuesto que no necesariamente es

GRÁFICA III. FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA DE UN CHOQUE EXÓGENO A LA INFLACIÓN



² En virtud al estudio de Galí, Gertler y López-Salido (2001), se fijan $\beta = 0.9$ y $\gamma = 0.2$. Se fija $\zeta = 0.1$, similar al resultado de Turner (2007). El resto de los parámetros se fijan arbitrariamente, con una preferencia de la autoridad por la brecha del producto en 0.8. El modelo se calibró en Dynare.

correcto según las nuevas líneas de investigación. En efecto, la creciente literatura sobre los procesos de aprendizaje en la formación de las expectativas es relevante para la discusión de reglas de política monetaria. Orphanides y Williams (2007a y 2007b) demuestran que el supuesto de expectativas racionales podría ser perjudicial para la propuesta de reglas de política; y que estas debían incluir este proceso de aprendizaje. En esa misma línea, Gaspar, Smets y Vestin (2006), indican que si existe un proceso de aprendizaje por parte de los agentes económicos, la política óptima es responder persistentemente y con mayor intensidad que en otros modelos a los choques de oferta, como el que se presentó en esta sección. Similar resultado fue encontrado por Goeschel (2007).

Resumiendo las conclusiones de ambos modelos, se puede señalar que los choques monetarios y de oferta tendrán distintos efectos en la economía, según se perciba la preferencia de la autoridad monetaria por la estabilidad de precios y el historial de estabilidad económica.

III. CARACTERÍSTICAS DE LAS ENCUESTAS DE EXPECTATIVAS ECONÓMICAS EN LOS PAÍSES SELECCIONADOS

En esta sección se analizará la evidencia empírica sobre las expectativas de los agentes económicos en países seleccionados: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Perú y Uruguay.³ En estos países se desarrollan encuestas de opinión a agentes económicos seleccionados, que comprenden desde analistas económicos, académicos, empresarios, entre otros. El cuadro 1 resume las principales características de estas encuestas y algunos estadísticos relevantes.⁴

En la mayoría de las encuestas anteriores (con excepción de Perú), las preguntas corresponden a la inflación del mes en curso, la del año en curso, la que se observaría en doce meses y la del año siguiente. En el caso de Perú, sólo se pregunta cuánto será la inflación en el año en curso y en los dos

³ El objetivo posterior del trabajo es ampliar la muestra a otros países que también cuente con este tipo de encuestas.

⁴ Un aspecto importante a destacar es que las respuestas son anónimas, a diferencia de otros pronósticos como los realizados por *Consensus Forecasts* y empresas similares.

CUADRO 1. ESTADÍSTICOS RELEVANTES DE LAS ENCUESTAS DE EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN

| Periodo | Argentina | Bolivia | Brasil | Chile | Colombia | Perú | Uruguay |
|-----------------|----------------------------------|----------------------------------|--|---|------------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | Enero del 2004- mayo del 2008 | Julio del 2005- mayo del 2008 | Noviembre del 2001-mayo del 2008 | Septiembre del 2001-mayo del 2008 | Octubre del 2003- mayo del 2008 | Marzo del 2003- mayo del 2008 | Enero del 2004- mayo del 2008 |
| Número | 53 | 35 | 79 | 81 | 56 | 99 | 53 |
| Promedio | 9.513 | 7.321 | 5.501 | 3.020 | 4.783 | 2.595 | 7.263 |
| Mediana | 9.800 | 5.668 | 4.900 | 3.000 | 4.679 | 2.420 | 6.495 |
| Máximo | 12.900 | 16.000 | 13.180 | 4.200 | 6.100 | 4.500 | 11.100 |
| Mínimo | 6.600 | 4.000 | 3.370 | 2.000 | 3.488 | 1.140 | 5.740 |
| Desv. estándar | 1.729 | 3.676 | 1.962 | 0.423 | 0.591 | 0.926 | 1.841 |
| Jarque Bera (p) | 0.397 | 0.021 | 0.000 | 0.033 | 0.235 | 0.042 | 0.001 |

FUENTES: Bancos centrales de los países.

años siguientes. Para uniformar las series, se procedió a construir una serie de expectativas de inflación implícitas en 12 meses para el caso del Perú, con una metodología que se explica en el Anexo A.

El análisis siguiente seguirá el enfoque de Mankiw, Reis y Wolfers (2003) –MRW en adelante–, quienes analizaron las diversas encuestas de expectativas económicas de Estados Unidos. En ese sentido, se procederá a analizar la distribución de las expectativas, para comprender el grado de dispersión y las diversas modas que podrían existir en cada distribución. Éstas se encuentran en la gráfica IV.

La mayoría de los países posee una distribución bimodal, asociada al proceso de estabilización (descenso de la inflación) o al reciente incremento de las expectativas como consecuencia de los aumentos de los precios internacionales. Por lo general, la moda principal se relaciona con las metas de inflación establecidas por estos países.

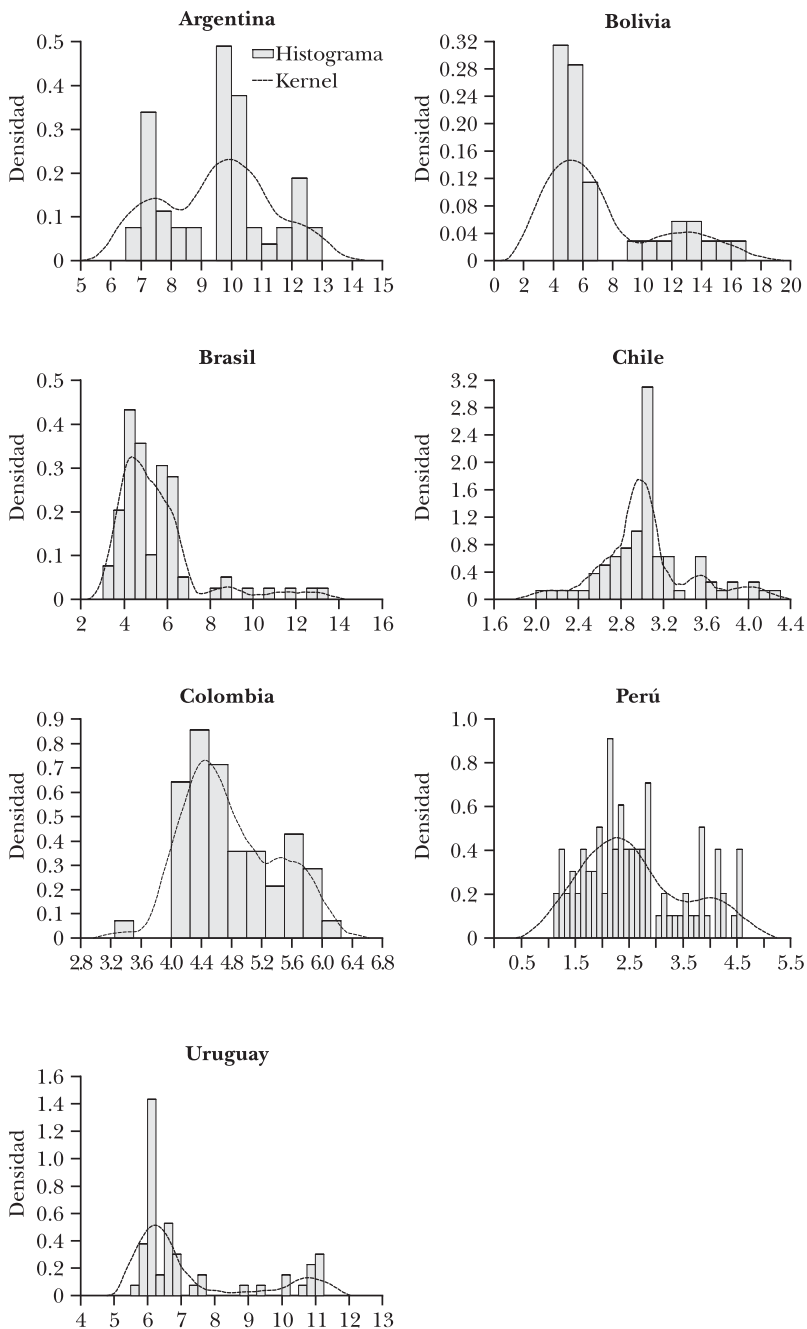
Una de las características fundamentales en la formación de expectativas es que éstas usualmente se guían por la evolución reciente de la variable en cuestión. Esto es evidente en el caso de la inflación, variable que exhibe un grado de persistencia razonable en la mayoría de los casos.

La gráfica V muestra la inflación observada al mes de la encuesta y las expectativas de inflación. En él se muestra que la relación es muy estrecha en los casos de Argentina y Bolivia, mientras que en los otros países, las expectativas reaccionan en menor medida, pero reaccionan de todas formas, a la evolución reciente de la inflación.

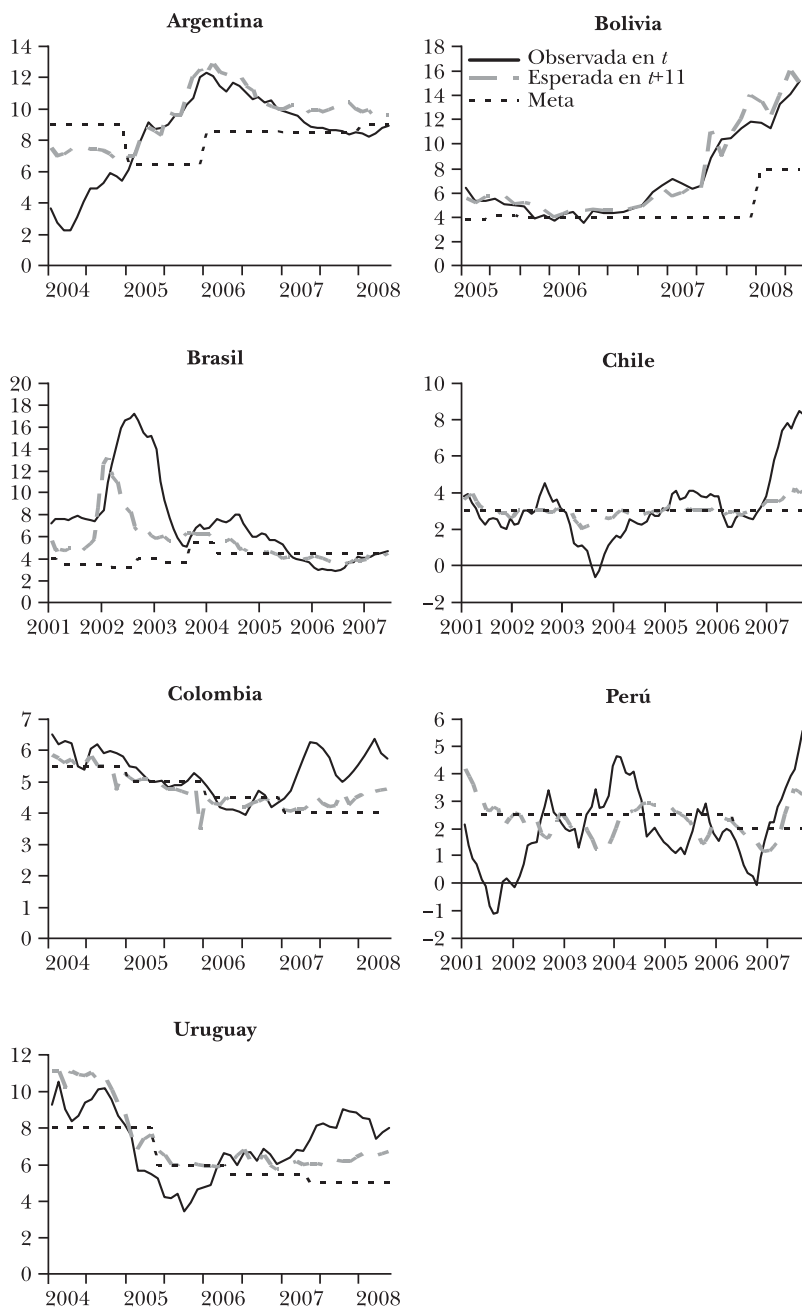
Para formalizar esta presunción, se estimaron regresiones entre la expectativa de inflación, la meta de inflación y la inflación observada en el mes de la encuesta. En el caso de Chile y Perú que han tenido metas constantes, la regresión se hace sobre la diferencia entre la expectativa y la meta. Los resultados de una regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) se muestran en el cuadro 2.

Estos resultados señalan que en Bolivia y Argentina las expectativas de inflación se mueven con mayor relación respecto a la inflación observada al momento de la encuesta. En el resto de los países, la importancia de este indicador es menor. También resalta que en Colombia y Uruguay, la ponderación

GRÁFICA IV. DISTRIBUCIÓN DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN EN PAÍSES SELECCIONADOS



GRÁFICA V. INFLACIÓN OBSERVADA Y EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN EN 12 MESES, 2001-2008



FUENTES: Bancos centrales e institutos de estadística de los países.

CUADRO 2. EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN, METAS E INFLACIÓN OBSERVADA

| | |
|-----------|--|
| Argentina | $E_t \pi_{t+12} = \underset{(p=0.189)}{1.410} + \underset{(p=0.002)}{0.357} \times \bar{\pi} + \underset{(p=0.000)}{0.617} \times \pi_{t-1}$ |
| Bolivia | $E_t \pi_{t+12} = \underset{(p=0.062)}{-0.950} + \underset{(p=0.138)}{0.222} \times \bar{\pi} + \underset{(p=0.000)}{1.034} \times \pi_{t-1}$ |
| Brasil | $E_t \pi_{t+12} = \underset{(p=0.002)}{5.4115} - \underset{(p=0.150)}{0.495} \times \bar{\pi} + \underset{(p=0.000)}{0.299} \times \pi_{t-1}$ |
| Chile | $E_t \pi_{t+12} - \bar{\pi} = \underset{(p=0.000)}{-0.606} + \underset{(p=0.000)}{0.198} \times \pi_{t-1}$ |
| Colombia | $E_t \pi_{t+12} = \underset{(p=0.797)}{-0.089} + \underset{(p=0.000)}{0.641} \times \bar{\pi} + \underset{(p=0.000)}{0.344} \times \pi_{t-1}$ |
| Perú | $E_t \pi_{t+12} - \pi = \underset{(p=0.103)}{1.256} + \underset{(p=0.217)}{0.387} \times \bar{\pi} + \underset{(p=0.930)}{0.004} \times \pi_{t-1}$ |
| Uruguay | $E_t \pi_{t+12} = \underset{(p=0.000)}{1.056} + \underset{(p=0.000)}{1.056} \times \bar{\pi} + \underset{(p=0.000)}{0.464} \times \pi_{t-1}$ |

al objetivo trazado (las metas) por el banco central sea significativa, en especial en el último país.

Puesto que la encuesta trata de anticipar la inflación observada en los siguientes doce meses, la gráfica VI muestra la expectativa con la inflación efectivamente observada a los doce meses de realizada ésta.

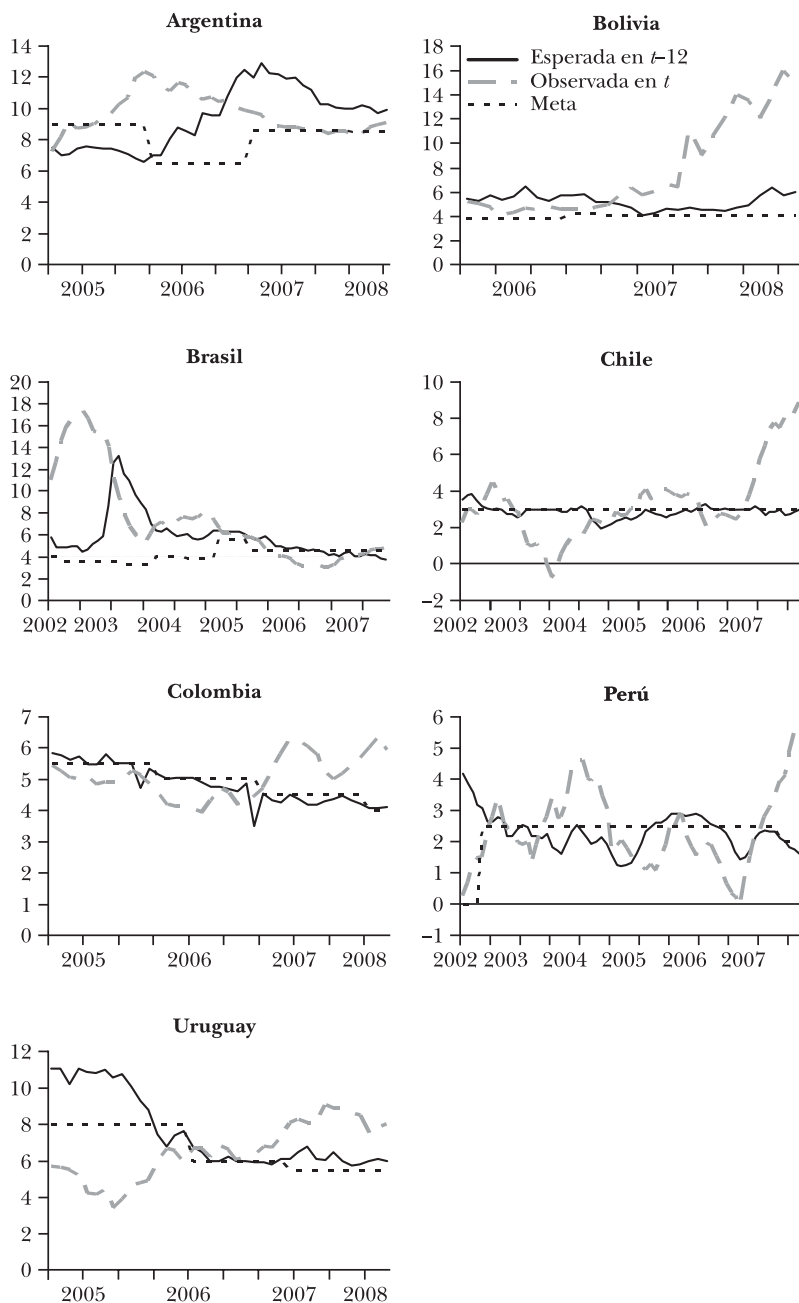
Los resultados sugieren que en Brasil, la encuesta pudo anticipar la evolución efectiva de la inflación, al igual que en Perú entre el 2006 e inicios del 2007. Otro aspecto que también llama la atención es que el reciente incremento de la inflación fue inesperado para los agentes económicos, especialmente en Bolivia, Chile, Colombia y Perú.⁵

Para analizar de manera más rigurosa la diferencia entre la inflación efectiva y la proyectada por las encuestas, se procedió a calcular el sesgo como la diferencia estadística entre estas dos variables y los errores absolutos y cuadráticos medios, cuyos resultados se exponen en el cuadro 3.

Las expectativas de inflación han sido sesgadas hacia la baja en Bolivia y Brasil; esto es, los agentes consultados han señalado tasas de inflación esperadas menores a las efectivamente observadas. En el lado contrario se encuentra Perú, cuyas expectativas han estado sesgadas hacia el alza. En el resto de los

⁵ El análisis de los *fan charts* de los informes de inflación de los países muestra resultados similares, pues en ellos no se preveían niveles de inflación tan altos como los observados en la práctica.

GRÁFICA VI. INFLACIÓN OBSERVADA EN t Y EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN 12 MESES, 2002-2008



FUENTES: Bancos centrales e institutos de estadística de los países.

casos, las diferencias no fueron estadísticamente significativas al 5%.

CUADRO 3. SESGO DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN

| <i>País</i> | <i>Sesgo estadístico</i> | <i>Error cuadrático medio</i> | <i>Error absoluto medio</i> |
|-------------|---|-------------------------------|-----------------------------|
| Argentina | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0.263$ ($p=0.532$) | 2.643 | 2.285 |
| Bolivia | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 3.120$ ($p=0.000$) | 3.404 | 3.025 |
| Brasil | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 1.424$ ($p=0.009$) | 4.426 | 2.941 |
| Chile | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0.412$ ($p=0.1064$) | 2.083 | 1.472 |
| Colombia | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0.286$ ($p=0.075$) | 1.052 | 0.924 |
| Perú | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0.611$ ($p=0.004$) | 1.739 | 1.348 |
| Uruguay | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -1.090$ ($p=0.052$) | 2.973 | 2.741 |

En la línea de MRW, el siguiente aspecto que corresponde averiguar es si la información de las expectativas ha sido utilizada en plenitud. Para ello, se realiza una regresión entre la diferencia de la inflación observada y la expectativa con su pronóstico. Los resultados se muestran en el cuadro 4.

De acuerdo con este criterio, la información habría sido plenamente utilizada en el caso de Chile. Por otro lado se sitúan Argentina, Colombia, Perú y Uruguay, que todavía exhiben una relación entre la inflación observada y la expectativa de inflación. En Bolivia y Brasil, el bajo nivel de significancia de la regresión sugeriría que la información de la encuesta también fue plenamente utilizada.

Otra dimensión corresponde a la persistencia de los errores. Para medir cuantitativamente este aspecto, se procedió a realizar una regresión entre el error de pronóstico con el observado 12 meses antes, aspecto que se muestra en el cuadro 5. Los resultados sugieren que la persistencia es importante en el caso de Uruguay. En los casos de Argentina, Chile, Colombia y Perú, el bajo grado de significancia de la regresión no sugiere persistencia de los errores. En el caso de Brasil, los errores

tendrían una relación negativa, lo cual podría interpretarse como que los analistas ajustan sus errores en función al pasado, generando una sobre reacción para corregir el desvío.⁶

Finalmente, para concluir el análisis de MRW, se analizó si la información macroeconómica fue plenamente utilizada para la determinación de las expectativas.⁷ Para ello se estimó una regresión entre el error de pronóstico, la expectativa de inflación, la inflación observada al mes de la encuesta, la brecha del producto, el desalineamiento cambiario y la tasa de política monetaria.⁸ Una variable que no se consideró en esta parte fue el gasto fiscal, pues las definiciones y periodicidades

CUADRO 4. USO PLENO DE LA INFORMACIÓN DE LAS ENCUESTAS

| | |
|-----------|--|
| Argentina | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 11.812 - 1.229 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>($p=0.000$)</small> <small>($p=0.000$)</small></p> $R_{aj}^2 = 0.798, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.000$ |
| Bolivia | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 10.700 - 1.521 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>($p=0.103$)</small> <small>($p=0.236$)</small></p> $R_{aj}^2 = 0.024, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.000$ |
| Brasil | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 5.380 - 0.684 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>($p=0.001$)</small> <small>($p=0.009$)</small></p> $R_{aj}^2 = 0.088, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.001$ |
| Chile | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 4.269 - 1.323 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>($p=0.060$)</small> <small>($p=0.087$)</small></p> $R_{aj}^2 = 0.029, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.056$ |
| Colombia | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 6.356 - 1.259 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>($p=0.000$)</small> <small>($p=0.000$)</small></p> $R_{aj}^2 = 0.579, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.000$ |
| Perú | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 3.466 - 1.531 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>($p=0.000$)</small> <small>($p=0.000$)</small></p> $R_{aj}^2 = 0.515, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.000$ |
| Uruguay | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 11.060 - 1.599 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>($p=0.000$)</small> <small>($p=0.000$)</small></p> $R_{aj}^2 = 0.928, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0.000$ |

⁶ En el caso de Bolivia, los resultados sólo son indicativos, pues el tamaño de la muestra es pequeño.

⁷ Un aspecto adicional de MRW y que no se lo desarrolla en este documento es si las expectativas son adaptativas. Esta parte se encuentra actualmente en desarrollo.

⁸ La descripción de los datos se encuentra en el Anexo B.

CUADRO 5. PERSISTENCIA DE LOS ERRORES DE LAS ENCUESTAS

| | |
|-----------|--|
| Argentina | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0.505 - \frac{0.105}{(p=0.330)} \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R_{aj}^2 = 0.013$ |
| Bolivia | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \frac{6.613}{(p=0.000)} + \frac{0.447}{(p=0.110)} \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R_{aj}^2 = 0.227$ |
| Brasil | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0.060 - \frac{0.214}{(p=0.734)} \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R_{aj}^2 = 0.402$ |
| Chile | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \frac{0.386}{(p=0.213)} - \frac{0.310}{(p=0.202)} \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R_{aj}^2 = 0.012$ |
| Colombia | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \frac{0.657}{(p=0.001)} + \frac{0.529}{(p=0.030)} \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R_{aj}^2 = 0.118$ |
| Perú | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0.160 - \frac{0.146}{(p=0.506)} \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R_{aj}^2 = 0.007$ |
| Uruguay | $\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \frac{1.827}{(p=0.000)} + \frac{0.329}{(p=0.000)} \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R_{aj}^2 = 0.618$ |

son distintas para cada país.⁹ Los resultados para cada país se exponen a continuación:

Argentina:

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \frac{12.443}{(p=0.000)} - \frac{1.672}{(p=0.000)} E_{t-12}\pi_t + \frac{0.706}{(p=0.000)} \pi_{t-13} + \frac{0.035}{(p=0.820)} y_{t-15} + \frac{0.004}{(p=0.947)} \tilde{R}_{t-14} - \frac{0.508}{(p=0.000)} i_{t-13}$$

$$R_{aj}^2 = 0.924 \quad p(J-B) = 0.632$$

Bolivia:

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \frac{8.661}{(p=0.480)} - \frac{3.137}{(p=0.317)} E_{t-12}\pi_t - \frac{1.600}{(p=0.476)} \pi_{t-13} + \frac{0.504}{(p=0.471)} y_{t-15} - \frac{2.280}{(p=0.010)} \tilde{R}_{t-14} + \frac{1.028}{(p=0.575)} i_{t-13}$$

$$R_{aj}^2 = 0.276 \quad p(J-B) = 0.679$$

Brasil:

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \frac{3.812}{(p=0.373)} + \frac{0.250}{(p=0.608)} E_{t-12}\pi_t + \frac{0.018}{(p=0.960)} \pi_{t-13} - \frac{0.589}{(p=0.425)} y_{t-15} - \frac{0.212}{(p=0.021)} \tilde{R}_{t-14} - \frac{0.232}{(p=0.517)} i_{t-13}$$

$$R_{aj}^2 = 0.146 \quad p(J-B) = 0.000$$

Chile:

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \frac{10.581}{(p=0.000)} - \frac{4.536}{(p=0.000)} E_{t-12}\pi_t - \frac{0.584}{(p=0.020)} \pi_{t-13} + \frac{0.565}{(p=0.019)} y_{t-15} + \frac{0.075}{(p=0.153)} \tilde{R}_{t-14} + \frac{1.229}{(p=0.000)} i_{t-13}$$

$$R_{aj}^2 = 0.443 \quad p(J-B) = 0.794$$

Colombia:

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = \frac{4.241}{(p=0.001)} - \frac{1.445}{(p=0.000)} E_{t-12}\pi_t - \frac{0.130}{(p=0.472)} \pi_{t-13} - \frac{0.236}{(p=0.002)} y_{t-15} + \frac{0.056}{(p=0.017)} \tilde{R}_{t-14} + \frac{0.541}{(p=0.003)} i_{t-13}$$

$$R_{aj}^2 = 0.789 \quad p(J-B) = 0.948$$

⁹ Esta extensión también se encuentra en desarrollo.

Perú:

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 4.058 - 1.437 E_{t-12}\pi_t - 0.331 \pi_{t-13} + 0.295 y_{t-15} + 0.0734 \tilde{R}_{t-14} - 0.026 i_{t-13}$$

$R_{ij}^2 = 0.638 \quad p(J-B) = 0.812$

Uruguay:

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 11.375 - 1.934 E_{t-12}\pi_t + 0.422 \pi_{t-13} + 0.135 y_{t-15} + 0.116 \tilde{R}_{t-14} - 0.327 i_{t-13}$$

$R_{ij}^2 = 0.957 \quad p(J-B) = 0.648$

Los resultados anteriores sugieren que en Bolivia, Brasil y Colombia se podría haber aprovechado más la información proveniente del desalineamiento cambiario, a diferencia de Chile que aprovecha este aspecto. En cuanto al resto de las variables, los analistas consultados en Argentina, Colombia, Chile y Perú podrían haber aprovechado mejor la información macroeconómica restante, aunque el segundo aprovecha bien la información de la inflación pasada y el último las señales que provienen de la política monetaria. Finalmente, en Argentina y Uruguay no se aprovechó totalmente la inflación esperada y observada. La inclusión de más variables hace que los resultados difieran de los anteriores referidos a la información macroeconómica.

En resumen, esta sección mostró que por lo general, las encuestas presentaron sesgos, en algunos casos persistencia de los errores y pudieron ser mejores haciendo uso de la información contenida en otras variables macroeconómicas. Esto podría apoyar la hipótesis de que los agentes consultados todavía se encontrarían en un proceso de aprendizaje sobre el estado de la economía y sus distintas relaciones. En ese sentido, destacan los países que tienen métodos de recolección e incentivos para los agentes encuestados, que permiten concentrar a los analistas en el curso futuro de la inflación puesto que la encuesta es anónima.

IV. ESTUDIO EMPÍRICO SOBRE LOS DETERMINANTES DE LAS EXPECTATIVAS

En esta sección se estiman modelos en la línea de Cerisola y Gelos (2005), quienes evaluaron cómo se determinaban las expectativas en Brasil, utilizando para ello los resultados de la

encuesta y diversas variables macroeconómicas, similares a las de este estudio, con excepción de la posición fiscal.

Con ese enfoque, se procedió a estimar con el método generalizado de momentos (MGM) para evitar endogeneidad entre los determinantes de las expectativas. Los resultados también se pueden interpretar como aquellas variables que son privilegiadas por los analistas a la hora de formular sus expectativas. Los resultados se exponen a continuación:

Argentina:

$$E_t \pi_{t+12} = 0.806 - 0.110 \bar{\pi} + 0.979 E_{t-1} \pi_{t+11} - 0.036 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - 1.592 \tilde{y} + 0.038 i_{t-1} - 1.164 \tilde{R}$$

$(p=0.190)$ $(p=0.215)$ $(p=0.000)$ $(p=0.465)$ $(p=0.666)$ $(p=0.005)$ $(p=0.402)$

$$R_{aj}^2 = 0.906 \quad J = 0.116 \quad p(J - B) = 0.000$$

Bolivia:

$$E_t \pi_{t+12} = 0.723 - 0.073 \bar{\pi} + 0.816 E_{t-1} \pi_{t+11} + 0.468 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - 0.433 \tilde{y} + 0.043 i_{t-1} + 0.471 \tilde{R}$$

$(p=0.282)$ $(p=0.702)$ $(p=0.000)$ $(p=0.003)$ $(p=0.952)$ $(p=0.698)$ $(p=0.9353)$

$$R_{aj}^2 = 0.888 \quad J = 0.106 \quad p(J - B) = 0.000$$

Brasil:

$$E_t \pi_{t+12} = 0.501 - 0.213 \bar{\pi} + 1.199 E_{t-1} \pi_{t+11} - 0.052 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) + 8.076 \tilde{y} - 0.031 i_{t-1} - 1.766 \tilde{R}$$

$(p=0.127)$ $(p=0.004)$ $(p=0.000)$ $(p=0.001)$ $(p=0.044)$ $(p=0.100)$ $(p=0.0808)$

$$R_{aj}^2 = 0.864 \quad J = 0.067 \quad p(J - B) = 0.000$$

Chile:

$$E_t \pi_{t+12} - \bar{\pi} = -0.194 + 0.443 (E_{t-1} \pi_{t+11} - \bar{\pi}) + 0.084 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - 1.192 \tilde{y} + 0.050 i_{t-1} + 1.105 \tilde{R}$$

$(p=0.000)$ $(p=0.000)$ $(p=0.000)$ $(p=0.473)$ $(p=0.001)$ $(p=0.003)$

$$R_{aj}^2 = 0.850 \quad J = 0.101 \quad p(J - B) = 0.758$$

Colombia:

$$E_t \pi_{t+12} = -0.984 - 0.796 \bar{\pi} + 0.261 E_{t-1} \pi_{t+11} + 0.188 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - 1.316 \tilde{y} + 0.092 i_{t-1} - 0.301 \tilde{R}$$

$(p=0.006)$ $(p=0.000)$ $(p=0.000)$ $(p=0.000)$ $(p=0.311)$ $(p=0.007)$ $(p=0.388)$

$$R_{aj}^2 = 0.767 \quad J = 0.089 \quad p(J - B) = 0.000$$

Perú:

$$E_t \pi_{t+12} - \bar{\pi} = -0.097 + 0.880 (E_{t-1} \pi_{t+11} - \bar{\pi}) + 0.066 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) + 3.031 \tilde{y} + 0.040 i_{t-1} - 4.729 \tilde{R}$$

$(p=0.264)$ $(p=0.000)$ $(p=0.000)$ $(p=0.028)$ $(p=0.106)$ $(p=0.000)$

$$R_{aj}^2 = 0.843 \quad J = 0.106 \quad p(J - B) = 0.420$$

Uruguay:

$$E_t \pi_{t+12} = 0.008 + 0.168 \bar{\pi} + 0.880 E_{t-1} \pi_{t+11} + 0.168 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - 1.593 \tilde{y} + 0.019 i_{t-1} + 2.232 \tilde{R}$$

$(p=0.980)$ $(p=0.027)$ $(p=0.000)$ $(p=0.027)$ $(p=0.587)$ $(p=0.488)$ $(p=0.442)$

$$R_{aj}^2 = 0.942 \quad J = 0.122 \quad p(J - B) = 0.017$$

Los resultados indican que las expectativas exhiben persistencia, especialmente en Argentina y, en menor medida en

Chile y Colombia. Por otra parte, la meta del banco central tiene importancia en Uruguay, a diferencia de Bolivia y Brasil; mientras que en Colombia la meta guarda una relación inversa con la inflación esperada, lo que podría reflejar la reticencia de los agentes por avalar el proceso de estabilización en el que se comprometió dicho país.¹⁰

La diferencia entre la inflación observada y la meta es importante en Bolivia; y en menor medida en Chile, Colombia, Perú y Uruguay. En Brasil la relación es inversa, lo cual significaría que brechas positivas de inflación estarían relacionadas con menores expectativas de inflación, probablemente porque se esperaría una respuesta de política para moderar el dinamismo de la economía y, por ende, la inflación.

En el caso de la brecha del producto, sólo Perú y Brasil muestran relaciones positivas y significativas, en línea con la teoría y la evidencia empírica, que señala que brechas positivas están asociadas con mayor inflación. Respecto a la tasa de interés, en Argentina, Chile y Colombia la relación es positiva, probablemente porque se espera una caída gradual de las tasas a futuro, lo cual podría exacerbar la inflación.¹¹ Finalmente, en lo que respecta al desalineamiento cambiario, la relación es positiva en Chile, en línea con la teoría, y negativa en Perú. En este último caso, la relación podría ocurrir porque una subvaluación podría anticipar una respuesta de política (ya sea cambiaria o monetaria) que prevea la caída de la inflación.

Para incluir la credibilidad y la reputación de la política monetaria en los modelos se calculó la variable $Cred_t^i$, que mide la reputación en el cumplimiento de las metas en el último año móvil, cuya fórmula es la siguiente:

$$Cred_t^i = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} (\pi_j^i - \bar{\pi}_j^i)$$

Es decir, esta variable corresponde al promedio móvil

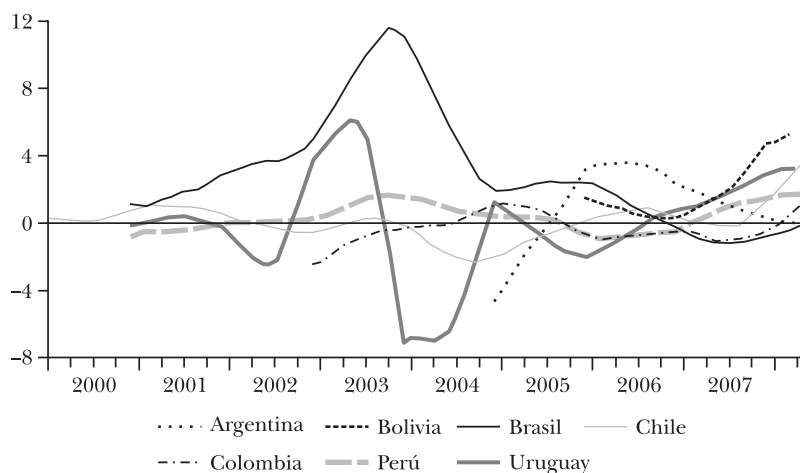
¹⁰ En los casos de Chile y Perú no se puede conocer este aspecto directamente, por problemas de colinealidad con el intercepto. Sin embargo, en el primer caso es sugerente que el sesgo no sea significativo y que tenga la menor desviación estándar.

¹¹ Una extensión de este enfoque podría ser utilizar la desviación de la tasa de política respecto de la tasa neutral.

anual de la diferencia entre la inflación observada y la meta de inflación del país. El resto de las variables se define de forma similar a la mostrada en las ecuaciones anteriores. Conviene aclarar que un incremento de esta variable se debe interpretar como un desvío positivo respecto a la meta trazada.

En términos gráficos, esta variable se comportó de acuerdo con lo observado en la gráfica VII. Es importante mostrar que la mayoría de los países las desviaciones se incrementaron a partir del 2007, como consecuencia de los aumentos de precios de alimentos y combustibles.

GRÁFICA VII. PROMEDIO MÓVIL DE DESVIACIÓN DE LA INFLACIÓN RESPECTO A LA META, 2000-2007



A continuación se presenta un análisis con datos de panel para los países sujetos a estudio, entre 2005 y 2008. El cuadro 6 muestra la evaluación de tres tipos de modelos de panel que intentan establecer los determinantes de la inflación esperada. El primero es el modelo que relaciona la media temporal de cada variable y presenta los efectos entre grupos (*between effects*); el segundo supone que el intercepto de la regresión es el mismo para todas las unidades transversales, por lo que este modelo asume que existen efectos aleatorios en cada país (*random effects*); y, finalmente el último modelo no supone que las diferencias entre países sean aleatorias, sino constantes o *fijas*, por lo que muestra los efectos fijos (*fixed effects*).

Para determinar cuál de estos es el más adecuado para los objetivos de este documento, las pruebas de Breusch y Pagan

para efectos aleatorios, y la prueba F de significancia de los efectos fijos nos indican la pertinencia de estos modelos respecto al modelo que considera los efectos entre grupos. Además, por medio de una prueba de Hausman se determinó que el modelo de efectos fijos es el más apropiado.

CUADRO 6. MODELOS DE PANEL PARA LA INFLACIÓN ESPERADA

| Variable dependiente: inflación esperada (Exp) | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
|---|---|----------------------|---------------------|
| | Regresión sobre el promedio de cada grupo (efecto entre grupos) | Efectos aleatorios | Efectos fijos |
| Inflación rezagada (Obs_{t-1}) | 0.5295 | 0.4902 (0.0450) | 0.516 (0.0485) |
| Dumi metas de inflación (DIT) | -1.4780 | -0.7469 (0.1952) | |
| Meta (Tar) | 0.7166 | 0.6142 (0.0521) | 0.7153 (0.0748) |
| Tasa de política monetaria (i) | -0.0015 | -0.0274 (0.0162) | -0.1064 (0.0354) |
| Credibilidad ($cred$) | -0.6969 | 0.1670 (0.0613) | 0.1560 (0.0697) |
| Brecha del producto (\bar{Y}) | | -14.1471 (4.2793) | 1.3150 (4.6449) |
| Brecha del TCR (R) | | 6.4181 (1.5492) | 2.9308 (1.5309) |
| Constante | 0.7074 | 0.4065 (0.2808) | -0.1554 (0.4747) |
| Observaciones | 248 | 248 | 248 |
| R^2 | 0.67 | 0.92 | 0.91 |
| Número de países | 7 | 7 | 7 |

NOTA: Errores estándar entre paréntesis.

Por tanto, el modelo elegido muestra que la inflación esperada está afectada por la inflación pasada, de tal forma que un aumento de un punto porcentual en la inflación implica un incremento de medio punto porcentual en las expectativas. También se observa una relación proporcional con la meta, lo cual es consistente con los modelos teóricos expuestos anteriormente. La tasa de interés representativa tiene una relación inversa con la inflación esperada, lo cual va en línea con

lo esperado por la teoría: incrementos de la tasa promueven el descenso de la inflación. Una brecha del producto mayor o un tipo de cambio real subvaluado tienen efectos positivos en la inflación esperada. Conviene notar que del modelo 2, se puede rescatar que las economías que siguen metas de inflación cuentan con una inflación esperada menor respecto a aquellas que no la siguen.¹²

Posteriormente, se estimó un panel modificado para ver la importancia de la credibilidad en las expectativas de inflación y, adicionalmente, la contribución del régimen de metas de inflación a las expectativas, con la siguiente formulación:

$$E_t \pi_{t+12}^i = \varphi + \eta \times \bar{\pi}_t^i + \zeta \times D(IT^i) + \nu \times Cred_{t-1}^i + \chi \times Cred_{t-1}^i \times \bar{\pi}_t^i + \delta^i \times \tilde{\pi}_{t-1}^i + \varpi_t + \xi_t^i.$$

Donde $D(IT^i)$ es una variable dicotómica que adopta el valor uno si el país i tiene metas de inflación y cero en otro caso, y $\tilde{\pi}_t^i$ es la desviación respecto a la meta del país i en el periodo t .

El panel no balanceado se estimó con efectos fijos por periodo, para incluir el efecto de choques comunes. La muestra es más amplia que el anterior panel y comprende 361 observaciones que van desde septiembre de 2001 hasta mayo de 2008. Los resultados fueron los siguientes:

$$E_t \pi_{t+12}^i = 0.134 + 1.103 \times \bar{\pi}_t^i - 0.543 \times D(IT^i) + 0.454 \times Cred_{t-1}^i - 0.086 \times Cred_{t-1}^i \times \bar{\pi}_t^i + \varpi_t +$$

$$\begin{matrix} (p\text{-value}) & (0.596) & (0.000) & (0.001) & (0.000) & (0.000) \end{matrix}$$

$$0.956 \times \tilde{\pi}_{t-1}^{Arg} + 0.907 \times \tilde{\pi}_{t-1}^{Bol} + 0.291 \times \tilde{\pi}_{t-1}^{Bra} + 0.044 \times \tilde{\pi}_{t-1}^{Chi} + 0.130 \times \tilde{\pi}_{t-1}^{Col} - 0.047 \times \tilde{\pi}_{t-1}^{Per} + 0.060 \times \tilde{\pi}_{t-1}^{Uru}$$

$$\begin{matrix} (0.000) & (0.000) & (0.000) & (0.472) & (0.283) & (0.620) & (0.1456) \end{matrix}$$

$$R_{Aj}^2 = 0.926 \quad \hat{\sigma} = 0.791$$

Según esta ecuación, existiría una relación uno a uno respecto a la meta y el régimen de metas de inflación habría contribuido a reducir la inflación en medio punto porcentual. Por otra parte, en la medida que la variable de reputación aumenta un punto porcentual, las expectativas se incrementan, aunque su efecto es no lineal y dependería de la interrelación entre la variable de reputación y la meta, penalizando más a los que tienen metas más bajas. Finalmente, cada país tiene un patrón distinto de relación entre la inflación observada y la meta más reciente, destacando los casos de Argentina, Bolivia y Brasil.

¹² No obstante, para corroborar esta hipótesis, sería conveniente ampliar el número de países de la muestra, tanto con como sin metas explícitas de inflación.

V. COMENTARIOS FINALES

En este documento se analizaron tanto teórica como empíricamente los determinantes de las expectativas. En la parte teórica se desarrollaron dos modelos para resaltar la importancia de la percepción del público sobre el grado de compromiso con el objetivo de inflación y que para la distinción entre choques monetarios y de política es crucial la reputación y el historial de cumplimiento de las metas.

Luego, se analizaron las características estadísticas de las encuestas de expectativas de inflación en países sudamericanos seleccionados, donde se destacó que en determinados países se observaban sesgos en la proyección de la inflación y que la información macroeconómica disponible al momento de responder la encuesta no era completamente utilizada.

Finalmente, se estimaron modelos empíricos sobre la determinación de las expectativas de inflación. Aunque los resultados difieren respecto a cada país, la conclusión general es que los bancos centrales deben esforzarse por demostrar su compromiso con el control de la inflación, para que sus metas sean alcanzadas y creídas por el público.

Bernanke (2007) señala que las expectativas no están perfectamente ancladas si es que cambios en la inflación generan modificaciones en las expectativas. Los resultados del presente estudio muestran que incluso en el caso de algunos países con metas de inflación, las expectativas no están perfectamente ancladas, pues reaccionan a los cambios en la inflación observada más de lo que asumen los modelos con expectativas racionales.

Volver a generar un periodo de reputación en el cumplimiento de metas es crucial para que posteriores choques de oferta no impliquen cambios sustanciales en las expectativas de inflación. Al respecto, Trehan (2006) señala que el historial de compromiso con la inflación fue determinante para que los incrementos de los precios del petróleo no se plasmen en un incremento de las expectativas inflacionarias en Estados Unidos. Además, Mankiw y Reis (2006) y Canova y Gambetti (2008) señalaron que el papel de las expectativas no varía aunque exista un cambio de régimen de política monetaria

En términos sencillos y siguiendo la sabiduría popular del dicho: “La mujer del emperador no sólo debe ser virtuosa,

sino también debe parecerlo”, se podría plasmar en un refrán análogo para los entes emisores: “Los bancos centrales no sólo deben luchar contra la inflación, sino que debe parecer que así lo hacen”. De esa forma, las expectativas podrán anclarse en torno los objetivos trazados por los entes emisores y los actuales choques de oferta no tendrán mayores efectos en las percepciones de la población sobre el curso futuro de la inflación.

Anexo A

Metodología para generar las expectativas implícitas de inflación en 12 meses

En el caso de Perú, la encuesta contiene las preguntas de cuánto cree el ente consultado que será la inflación en el año en curso y al año siguiente. Por ejemplo, en el mes de abril del 2008 se preguntó cuánto será la inflación en 2009 y cuánto en 2010.

Puesto que a medida que avanza el año se tiene mayor información efectiva sobre la inflación y la capacidad de pronóstico mejora, no es conveniente utilizar estas cifras en los modelos por este sesgo. Por el contrario, es más útil contar con la expectativa de inflación para los siguientes once meses. De esa forma, otros países como Bolivia, Chile y Uruguay preguntan a los analistas cuánto será la inflación en 11 meses siguientes al mes de la encuesta. Esto es así porque la inflación se conoce usualmente con un rezago de un mes y esta pregunta lleva implícita la tasa de inflación en 12 meses efectivos.

En esa línea, se procedió a generar una variable sustituta de inflación esperada en los siguientes 12 meses para Perú de la siguiente manera:

- Para las encuestas de los meses de enero de cada año, la inflación esperada corresponde a la consultada por el banco central sin ningún ajuste.
- Entre febrero y diciembre, la inflación implícita viene dada por la siguiente metodología:

- En primer lugar, se calcula la inflación bruta mensual implícita ($E_t^M \pi_t^{A\tilde{n}oi}$) en la proyección del año de la siguiente forma.

Para el año en curso corresponde a:

$$E_t^M \pi_t^{A\tilde{n}oi} = \left\{ \frac{\left(1 + E_t^A \pi_t^{A\tilde{n}oi}\right)^{\frac{1}{12-t}}}{\prod_1^{t-1} (1 + \pi_t)} \right\} / t = [2, 12].$$

Donde $E_t^A \pi_t^{A\tilde{n}oi}$ es la expectativa de inflación para el año en curso y π_t es la inflación mensual observada en el mes t . De esta forma, se infiere cuánto es la inflación mensual implícita en lo que resta del año.

Para el año siguiente al mes de la encuesta, simplemente consiste en mensualizar la inflación anual esperada:

$$E_t^M \pi_t^{A\tilde{n}oi+1} = \left(1 + E_t^A \pi_t^{A\tilde{n}oi+1}\right)^{\frac{1}{12}}.$$

- De esa forma, la inflación implícita en 12 meses corresponde a un promedio geométrico ponderado entre las inflaciones mensuales esperadas en lo que resta del año y las inflaciones mensuales implícitas del siguiente año hasta el mes t . Esto es:

$$E_t \pi_{t+12} = \left[\left(1 + E_t^M \pi_t^{A\tilde{n}oi}\right)^{12-t} \times \left(1 + E_t^M \pi_{t+12}^{A\tilde{n}oi+1}\right)^t \right] - 1.$$

- Finalmente, para evitar quiebres abruptos en la serie resultante, se sacó el promedio móvil trimestral de esta serie y se la utilizó como sustituta de la inflación esperada en los siguientes 12 meses.

Por último, conviene reparar que esta metodología podría ser mejorada incorporando la estacionalidad de cada mes en la inflación mensual implícita, aspecto que no se utilizó en este documento.

Anexo B

Fuentes y descripción de la información utilizada

Expectativas de inflación: Corresponden a los resultados de las encuestas realizadas por los bancos centrales y disponibles en su página web o enviadas a solicitud de los autores en el caso de Argentina. La pregunta pertinente para este análisis es la inflación esperada en 12 meses. Para Perú se procedió a efectuar un ajuste descrito en el Anexo A.

Índice de Precios al Consumidor (IPC) e inflación: Proviene de los bancos centrales o institutos de estadística de los países seleccionados. En el caso de Brasil corresponde al IPCA, pues es el que se toma como referencia para la conducción de la política monetaria. La inflación del IPC se calcula como la variación porcentual en 12 meses.

Brecha del producto: En los países que cuentan con información mensual de actividad (Argentina, Bolivia, Chile y Perú), corresponde al logaritmo de la razón entre el índice desestacionalizado (preferentemente por la fuente de información) y el índice filtrado por el método de Hodrick y Prescott (HP). Para el resto de los países, se calculó como la mensualización de la brecha trimestral construida con similar criterio.

Desalineamiento cambiario: Corresponde al logaritmo de la razón entre el tipo de cambio real y el filtrado con HP. En todos los casos se optó por utilizar el indicador de tipo de cambio real construido por los bancos centrales y expresado como la relación entre los IPC de los socios comerciales y el país de referencia.

Tasa de política monetaria: En los casos de Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Perú, correspondió a la tasa de política monetaria o a la tasa interbancaria según corresponda. Para Bolivia corresponde a la tasa en moneda nacional de subastas a 13 semanas y para Uruguay a la tasa pasiva con menor plazo.

REFERENCIAS

Agenor, Pierre-Richard (2002), “Monetary Policy under Flexible Exchange Rates: An introduction to Inflation Targeting”,

- en N. Loayza y R. Soto (eds.), *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, Banco Central de Chile, Santiago de Chile.
- Berg, Andrew, y Eduardo Borenzstein (2000), "The Choice of Exchange Rate Regime and Monetary Target in Highly Dollarized Economies", *Journal of Applied Economics*, vol. 3, n^o 2, noviembre, pp. 285-324.
- Bernanke, Ben (2007), *Inflations expectations and inflation forecasting*, conferencia del presidente de la Reserva Federal en el Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, 10 de julio, Cambridge, Massachusetts.
- Calvo, Guillermo (1983), "Staggered prices in a Utility Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n^o 3, pp. 383-98.
- Canova, Fabio, y Luca Gambetti (2008), *Do expectations matter? The Great Moderation revisited*, Universidad Pompeu Fabra, abril (Documento de trabajo, n^o 1084).
- Cerisola, Martín, y Gaston Gelos (2005), *What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Analysis*, IMF, junio (Working Paper, n^o 05/109).
- Clarida, Richard, Jordi Gali y Mark Gertler (1999) "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, vol. 37, diciembre, pp. 1661-1707.
- Galí, Jordi, Mark Gertler y David López-Salido (2001), *European inflation dynamics*, NBER, abril (Working Paper, n^o 8218).
- Gaspar, Vitor, Frank Smets y David Vestin (2006), *Adaptive Learning, Persistence and Optimal Monetary Policy*, European Central Bank, junio (Working Paper, n^o 644).
- Goeschel, Joachim (2007), *Learning about the Inflation Target*, documento presentado en Frankfurt Seminar in Economics, el 5 de junio.
- Mankiw, Gregory, Ricardo Reis y Justin Wolfers (2003), *Disagreement about Inflation Expectations*, NBER, junio (Working Paper, n^o 9796).
- Mankiw, Gregory, y Ricardo Reis (2006), *Sticky information in general equilibrium*, NBER, octubre (Working Paper, n^o 12605).

- Mishkin, Frederic (2007), *Inflation Dynamics*, NBER, junio (Working Paper, n° 13147).
- Obstfeld, Maurice, y Kenneth Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge.
- Orphanides, Athanasios, y John Williams (2007a), “Inflation targeting under imperfect knowledge”, en Frederic S. Mishkin y Klaus Schmidt-Hebbel (eds.) *Monetary Policy under Inflation Targeting*, ediciones del Banco Central de Chile, Santiago de Chile.
- Orphanides, Athanasios, y John Williams (2007b), *Learning, Expectations Formations, and the Pitfalls of Optimal Control Monetary Policy*, documento presentado en la Conferencia “John Taylor’s Contributions to Monetary Theory and Policy”, llevada a cabo en Dallas, del 12 al 13 de octubre.
- Rosende, Francisco (2000), *Teoría Macroeconómica: Ciclos Económicos, Crecimiento e Inflación*, ediciones Universidad Católica de Chile, Santiago de Chile.
- Sargent, Thomas (1979), *Macroeconomic Theory*. Academic Press, Nueva York.
- Sommer, Martin (2002), *Supply Choques and the Persistence of Inflation*, John Hopkins University, diciembre (Working Paper, n° 485).
- Trehan, Bharat (2006), *Inflation Targets and Inflation Expectations: Some evidence from the Recent Oil Shocks*, FRSBF, septiembre (Economic Letter, n° 2006-22).
- Turner, Paul (2007), *Some UK evidence on the Forward Looking IS Equation*, Loughborough University, julio (Discussion Paper, n° 16).
- Walsh, Carl (2003), *Monetary Theory and Policy*, 2da. ed., The MIT Press, Cambridge.

Guillermo Benavides

Carlos Capistrán

Una nota sobre las volatilidades de la tasa de interés y del tipo de cambio según diferentes instrumentos de política monetaria: México, 1998-2008

I. INTRODUCCIÓN

La volatilidad diaria de la tasa de interés a corto plazo mexicana disminuyó sustancialmente cuando el Banco de México pasó de una meta de requerimientos de reserva no prestadas, conocido como el *Corto*, a una meta de tasas de interés en abril del 2004.¹ Este hecho empírico podría considerarse

¹ El régimen de meta de reservas no prestadas o *Corto* fue un instrumento de política monetaria utilizado en México entre marzo de 1995 y enero

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de G. Benavides y C. Capistrán, ambos de la Dirección General de Investigación Económica de Banco de México, presentado en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en México, D. F., del 5 al 7 de noviembre del 2008. Los autores agradecen a José Gonzalo Rangel, Carla Ysusi y a los participantes de la reunión antes mencionada por sus valiosos comentarios. Luis Adrián Muñiz proporcionó una excelente ayuda en la investigación. Las opiniones expresadas en este artículo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente el punto de vista del Banco de México. Correspondencia: <gbenavid@banxico.org.mx> y <ccapistran@banxico.org.mx>.

como el resultado natural de las acciones ejecutadas por el banco central con el objeto de lograr la meta de tasa de interés deseadas.

En contraste, la volatilidad diaria del tipo de cambio peso-dólar parece haberse mantenido igual después de la transición al nuevo instrumento de política monetaria. Sin embargo, existen razones para creer que la volatilidad del tipo de cambio debió de haber aumentado con la introducción de la meta de tasas de interés. Por ejemplo, Schwartz *et al.* (2002) documenta la experiencia de Nueva Zelanda, donde la volatilidad del tipo de cambio claramente aumentó luego de que el banco central pasó de una meta de reservas no prestadas, similar al *Corto*, a tener metas de tasas de interés en marzo de 1999. La explicación ofrecida por Schwartz *et al.* (2002) es que con la meta de reservas no prestadas, los choques externos que golpean a una economía pequeña y abierta son captados no sólo por el tipo de cambio nominal sino que parte del efecto es captado por las tasas de interés nominal, *reduciendo* la volatilidad del tipo de cambio. Por el contrario, con la meta de tasas de interés, los choques solo pueden afectar el tipo de cambio nominal y por ende su volatilidad debería de aumentar. En Martínez *et al.* (2001) se puede encontrar un argumento similar.

Con el fin de poner de manifiesto nuestra comprensión acerca de los mecanismos a través de los cuales la política monetaria afecta a la economía, en este artículo analizamos la dinámica de las volatilidades de la tasa de interés y el tipo de cambio. Encontramos que cada uno de éstos tuvo un quiebre estructural alrededor de abril de 2004, cuando la volatilidad disminuyó. Esta caída en las volatilidades luego de la transición del instrumento de política monetaria en México es estadísticamente significativa. Por consiguiente, la volatilidad del tipo de cambio no sólo no aumentó sino que disminuyó. Además, el argumento usado para predecir el aumento en la

del 2008 (Banco de México, 1996; 2000; 2007; y Gil, 1998). En abril del 2004, el Banco de México empezó a enviar señales al mercado acerca de su nivel deseado de tasa de interés, el cual para los efectos de este artículo se considerará como una transición *de facto* al uso de tasas de interés como instrumento de política monetaria. El cambio *de jure* se realizó en enero del 2008.

volatilidad del tipo de cambio da a entender que durante el *Corto* la volatilidad de la tasa de interés respondió a los choques exógenos y por consiguiente limitó el papel del tipo de cambio como un amortiguador de estas alteraciones (Schwartz *et al.*, 2002). Para investigar con mayor detalle este asunto, nosotros analizamos la transmisión de volatilidad entre la tasa de interés y el tipo de cambio. Mostramos que existió una relación causal durante el periodo del *Corto*, pero no después del inicio de la transición. En particular, encontramos retroalimentación en las volatilidades durante el periodo del *Corto*.

II. VOLATILIDAD DE LA TASA DE INTERÉS Y DEL TIPO DE CAMBIO

1. Los datos

La información de la tasa de interés es la tasa de interés diaria libre de riesgo del mercado secundario calculada de los bonos del Gobierno mexicano (CETES fondeo). La fuente es Bloomberg. El tamaño de la muestra va desde el 4 de noviembre de 1998 al 29 de agosto del 2008. El inicio de la muestra está dado por la disponibilidad de los datos, pues no hay otras series de tiempo de CETES fondeo con datos disponibles antes de la fecha de inicio mencionada. La fecha final de la muestra corresponde con el último día de negociación de agosto de 2008, para excluir la gran volatilidad asociada al periodo cuando la crisis financiera global se intensificó. La información para el tipo de cambio spot peso mexicano (MXN) con respecto al dólar estadounidense (USD) son los precios spot diarios obtenidos de la base de datos del sitio web del Banco de México.² Estos son promedios diarios de las cotizaciones ofrecidas por los bancos mexicanos más importantes y otros intermediarios financieros. El periodo de muestra para la información del tipo de cambio va también del 4 de noviembre de 1998 al 29 de agosto del 2008. El tamaño de la muestra para cada serie financiera es de 2,556 observaciones diarias.

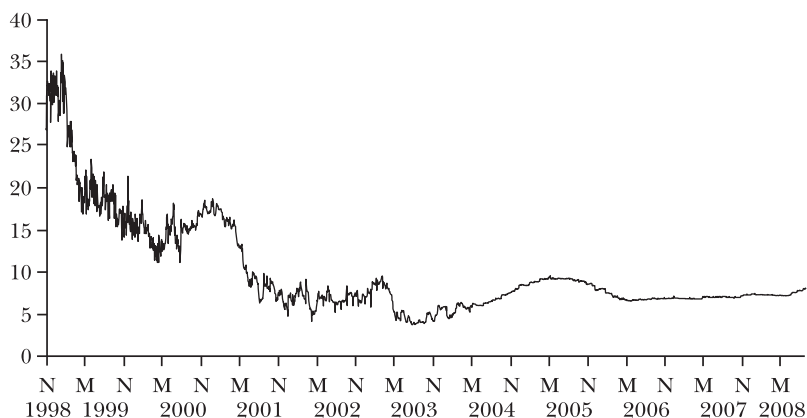
² El sitio web del Banco de México tiene la dirección: (<http://www.banxico.org.mx>).

2. Volatilidad de la tasa de interés

La información de las tasas de interés se transforma a rendimientos diarios, que identificamos como y_{it} , mediante el uso de la primera diferencia de la variable en logaritmos multiplicada por 100. La gráfica I muestra la serie original en niveles y la gráfica II muestra los rendimientos. El efecto de agrupamiento de la volatilidad (Engle, 1982) es claro.³ Igualmente clara es la reducción significativa de volatilidad que ocurrió a inicios del 2004. La gráfica II presenta una línea vertical, dibujada en abril de 2004, que separa los periodos en que el Banco de México utilizó diferentes instrumentos de política monetaria. Durante la primera parte de la muestra, el banco central utilizó un requerimiento de reservas no prestadas, el *Corto*; mientras que en abril de 2004, el banco central envió señales al mercado acerca de su nivel deseado de tasa de interés a un día (*overnight*).

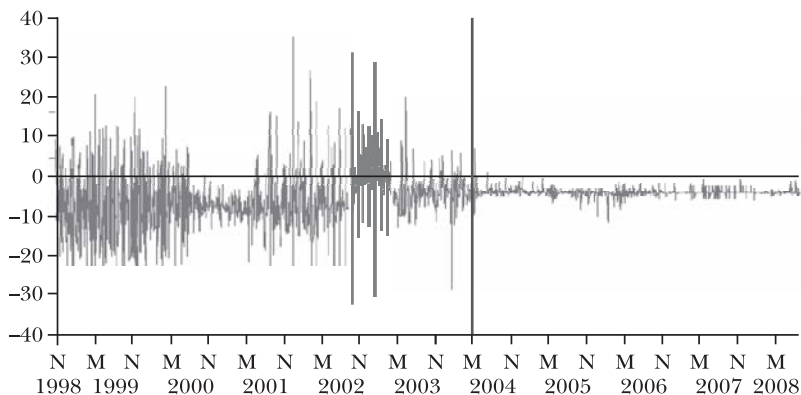
Para iniciar el análisis de la volatilidad diaria de la tasa de interés, calculamos una variable proxy para ésta. La variable proxy es simplemente el cuadrado de los rendimientos. El panel superior del cuadro 1 presenta estadísticas resumen de

GRÁFICA I. TASA DE INTERÉS (CETES FONDEO). DATOS DIARIOS DESDE EL 4 DE NOVIEMBRE DE 1998 AL 29 DE AGOSTO DEL 2008



³ El valor p correspondiente a la prueba LM de Engle (1982) para efectos ARCH es 0.0000 cuando se aplica a los rendimientos de tasa de interés, usando 5 rezagos (el valor de la estadística es 98.3), lo que rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad. Por tanto, la evidencia está claramente a favor de la volatilidad variable con el tiempo.

GRÁFICA II. RENDIMIENTOS DIARIOS DE TASA DE INTERÉS, Y_{it} , DEL 5 DE NOVIEMBRE DE 1998 AL 29 DE AGOSTO DEL 2008



FUENTE: Cálculos de los autores con datos de Bloomberg.

NOTA: La línea vertical corresponde al 26 de abril de 2004.

esta serie de tiempo para toda la muestra y para los periodos de antes y después del inicio la transición al nuevo instrumento de política monetaria. La mayoría de las estadísticas cambian drásticamente de una submuestra a la otra. En particular, el promedio de la volatilidad pasa de 31.9 durante el *Corto* a 0.58 después de éste. Asimismo, durante el periodo después del *Corto*, la distribución de la volatilidad parece haber estado menos distribuida, menos simétrica y con una curtosis mayor. Estos cambios implican que para la muestra con las tasas de interés como meta, existe una mayor proporción de volatilidades pequeñas a lo largo de un ámbito considerable (es decir, la distribución está más sesgada a la derecha), y tales valores extremos tienen una probabilidad más alta. Esto implica que según la meta de tasas de interés más periodos para la muestras estuvieron tranquilos, pero que los momentos de agitación resultaron relativamente más fuertes.

Para probar de manera formal si existe un quiebre estructural en la volatilidad en el periodo del cambio en el instrumento de política monetaria, así como para ver si existen otros posibles quiebres, aplicamos la prueba propuestas por Lavielle y Moulines (2000). Esta es una prueba que puede aplicarse al promedio y a la varianza de un proceso, y se usa para probar la presencia de quiebres estructurales múltiples. Utilizamos esta prueba debido a que una gran parte de otras

CUADRO 1. RESUMEN DE ESTADÍSTICAS

| | <i>Muestra completa</i> | <i>Corto</i> | <i>Objetivo de tasa de interés</i> |
|--|-------------------------|--------------|------------------------------------|
| Volatilidad de la tasa de interés | | | |
| Promedio | 18.08 | 31.90 | 0.58 |
| Mediana | 0.48 | 3.76 | 0.02 |
| Máximo | 1,275.10 | 1275.10 | 82.91 |
| Mínimo | 0 | 0 | 0 |
| Desv. estándar | 68.41 | 89.09 | 3.19 |
| Sesgo | 9.02 | 6.85 | 18.08 |
| Curtosis | 115.86 | 67.73 | 422.74 |
| Observaciones | 2,556 | 1,428 | 1,128 |
| Volatilidad del tipo de cambio | | | |
| Promedio | 0.20 | 0.25 | 0.14 |
| Mediana | 0.07 | 0.09 | 0.06 |
| Máximo | 24.83 | 24.83 | 3.16 |
| Mínimo | 0 | 0 | 0 |
| Desv. estándar | 0.62 | 0.80 | 0.23 |
| Sesgo | 26.33 | 21.70 | 4.81 |
| Curtosis | 996.80 | 639.03 | 41.44 |
| Observaciones | 2,556 | 1,428 | 1,128 |

NOTAS: El tamaño de la muestra es de 2,556 observaciones diarias desde el 4 de noviembre de 1998 hasta el 29 de agosto del 2008. *Corto* se refiere a la meta de necesidad de reservas no prestadas (instrumento de política monetaria) que se dejó de usar en abril del 2004.

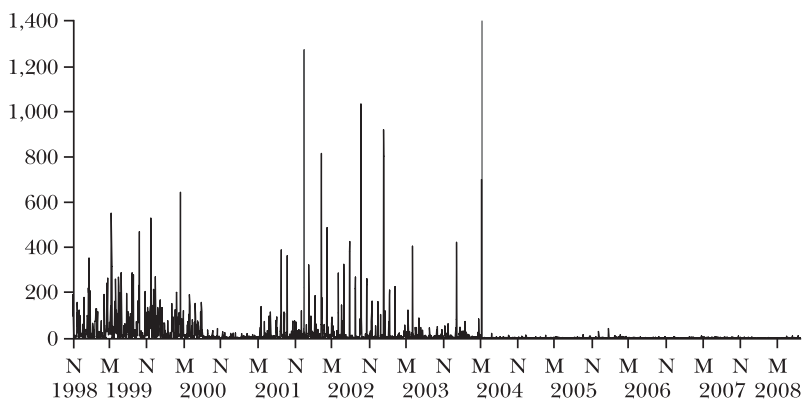
pruebas para identificar la presencia de quiebres propuestas para procesos lineales suponen condiciones que no se satisfacen por la mayoría de procesos GARCH (Carrasco y Chen, 2001). Sin embargo, la prueba propuesta por Lavielle y Moulines puede ser aplicada a procesos fuertemente dependientes tales como los procesos GARCH.⁴ Entre las pruebas de puntos de quiebre que pueden aplicarse a procesos GARCH, Andreou y Ghysels (2002) han mostrado que la prueba que utilizamos tiene buenas propiedades de poder. La prueba de Lavielle y Moulines (2000) –en adelante, LMT– busca en forma secuencial quiebres múltiples sobre un número máximo de segmentos posibles definidos previamente por el investigador,

⁴ En particular, la mayoría de las pruebas para puntos de quiebre, como las propuestas por Bai y Perron (1998), suponen condiciones uniformes de mezcla, las cuales no son satisfechas por un proceso GARCH. En contraste, las pruebas desarrolladas por Lavielle y Moulines (2000) suponen una mezcla beta, la cual si es satisfecha por un proceso GARCH.

y usa un contraste mínimo penalizado para determinar el número de quiebres.⁵

Primero aplicamos la prueba LMT a los rendimientos, y no encontramos quiebres estructurales para el promedio. Luego aplicamos el LMT al cuadrado de los rendimientos, y obtuvimos un quiebre: el 12 de mayo del 2004. La fecha del quiebre es sobresaliente por estar cerca del momento en que inició la transición hacia la meta de tasas de interés (abril del 2004). Las series de tiempo de la volatilidad así como la fecha del quiebre se ilustran en la gráfica III; donde es claro que la volatilidad decrece después del quiebre.⁶

GRÁFICA III. VOLATILIDAD DE LA TASA DE INTERÉS. DEL 5 DE NOVIEMBRE DE 1998 AL 29 DE AGOSTO DEL 2008.



FUENTE: Cálculos de los autores con datos de Bloomberg.

NOTA: La volatilidad de la tasa de interés fue calculada como $(Y_{it})^2$, donde Y_{it} es el rendimiento diario. La línea vertical muestra la fecha del quiebre estimado. Los quiebres fueron estimados con el procedimiento de Lavielle y Moulines (2000).

⁵ En todas nuestras aplicaciones de la prueba LMT utilizamos 15 como el número máximo de segmentos y 20 como la distancia mínima de cada segmento. Además, usamos el programa *dcp.m* que se encuentra disponible en el sitio web de M. Lavielle.

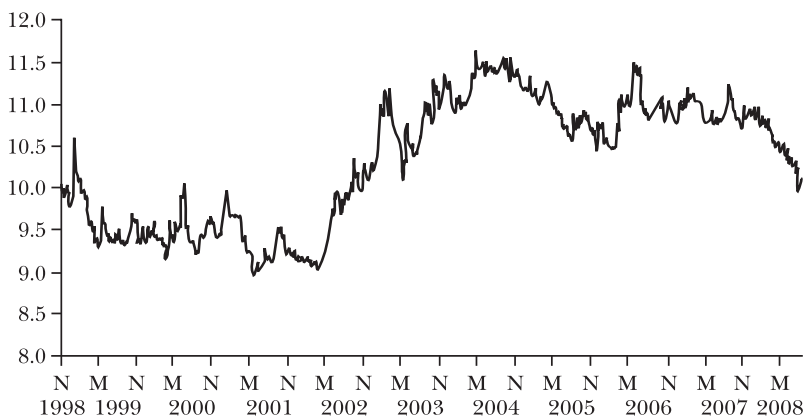
⁶ También aplicamos la prueba de Bai y Perron (1998) para probar la volatilidad. Aunque las series de tiempo de los rendimientos de la tasa de interés no satisfacían algunos de los supuestos requeridos para llevar a cabo esta prueba, es una prueba ampliamente utilizada y permite cierto grado de correlación serial y heterocedasticidad en el término del error. Este procedimiento también identificó un quiebre estructural asociado posiblemente con el cambio en el instrumento de política monetaria, el 7 de mayo del 2004. Por tanto, el quiebre que nos interesa parece ser robusto según diferentes procedimientos de prueba. La prueba de Bai y Perron también encontró otros quiebres, todos posteriores a 2004.

Para justificar la posible existencia de un promedio no constante (condicional), también aplicamos el LMT a los residuos al cuadrado de un modelo $AR(p)$ aplicado a los rendimientos. Obtuvimos tres quiebres en la volatilidad: 8 de agosto del 2000, 16 de mayo del 2001 y 12 de mayo del 2004. El último quiebre es idéntico al que se obtuvo sin filtrar con la autorregresión. Los primeros dos quiebres no parecen corresponder con ningún evento en particular o cambio institucional, según nuestro conocimiento. Decidimos no incluirlos en los resultados que informamos en esta nota. Sin embargo, todas nuestras conclusiones son robustas para considerar estos otros quiebres.

3. Volatilidad del tipo de cambio

Los niveles del tipo de cambio en niveles y sus rendimientos, que se denota como y_{2t} , aparecen en las gráficas IV y V respectivamente. En línea con lo que sucede con la tasa de interés, el tipo de cambio parece tener volatilidad variable con el tiempo.⁷ En contraste con lo que pasa con la tasa de interés, acá no parece haber un cambio dramático en el rango en el

GRÁFICA IV. TIPO DE CAMBIO DIARIO, MXN/USD. DEL 4 DE NOVIEMBRE DE 1998 AL 29 DE AGOSTO DEL 2008

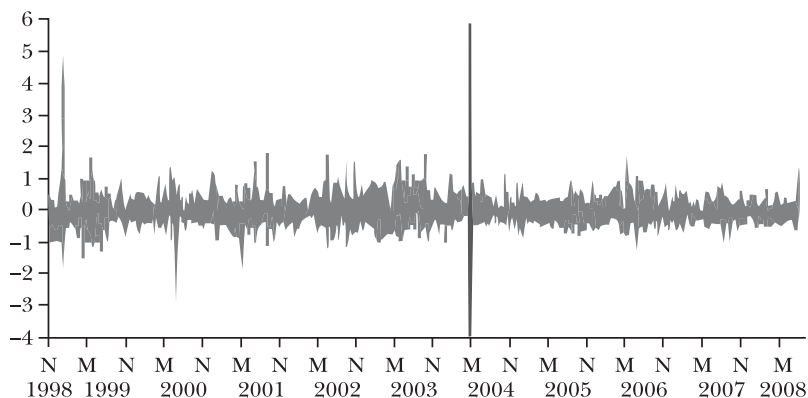


FUENTE: Banco de México.

⁷ La prueba de LM –para la presencia de efectos ARCH– lo confirma. Utilizando cinco rezagos, el estadístico de prueba es 98.3, para un valor p de 0.0000, el cual claramente rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad.

cual los valores de los rendimientos se mueven después de la transición –al uso de la tasa de interés como instrumento de política monetaria.

GRÁFICA V. RENDIMIENTOS DIARIOS DEL TIPO DE CAMBIO (Y_{2t}). DEL 5 DE NOVIEMBRE DE 1998 AL 29 DE AGOSTO DEL 2008



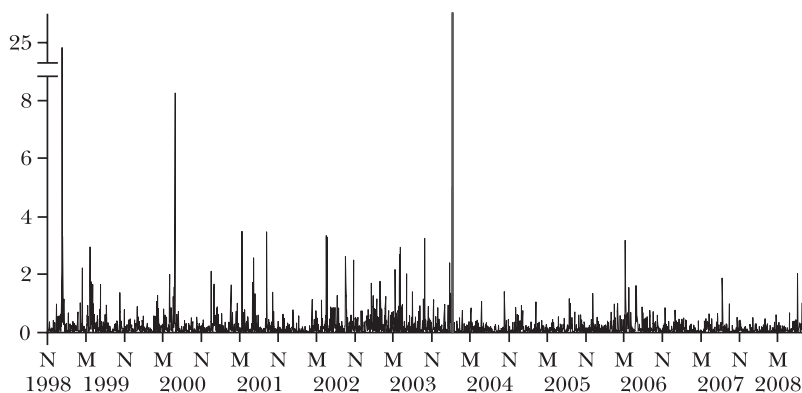
FUENTE: Cálculos de los autores con datos de Banco de México.

NOTA: La línea vertical corresponde al 26 de abril del 2004.

En el panel inferior del cuadro 1 se presenta el resumen estadístico para la variable sustituta –proxy– de volatilidad del tipo de cambio, calculada de la misma forma en que se describió anteriormente para la tasa de interés. Los cambios antes y después de abril del 2004 son proporcionalmente menores a los de la tasa de interés. La volatilidad del tipo de cambio tiene un promedio, desviación estándar, sesgo y curtosis menores durante la muestra después del *Corto* que cuando se estaba usando éste. Estos resultados implican que, en contraste con la volatilidad de las tasas de interés, en la muestra del tipo de cambio los tiempos difíciles son relativamente más benignos después del *Corto*. Junto con las estadísticas descriptivas de la volatilidad de las tasas de interés, existe evidencia adicional acerca de que el cambio en el instrumento de política monetaria redujo el riesgo general en las variables que se analizan en esta nota, y pudo haber cambiado el riesgo relativo de cola, con las tasas de interés relativamente más riesgosas ahora en ese sentido. Nosotros no continuamos más allá, si bien ciertamente es un tema de investigación interesante.

Primero aplicamos el LMT a los rendimientos del tipo de cambio, y_{2t} , y no encontramos quiebres estructurales para el promedio. Luego aplicamos el LMT a los rendimientos al cuadrado y obtuvimos un quiebre: el 13 de febrero del 2004. Como en el caso de la volatilidad de la tasa de interés, el quiebre está notablemente cerca del inicio de la transición hacia el régimen de metas de tasa de interés. Las series de tiempo de la volatilidad así como la fecha del quiebre se muestran en la gráfica VI. Aunque el cambio no está tan marcado como en el caso de la tasa de interés, es claro que la volatilidad decreció después del quiebre.⁸

GRÁFICA VI. VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO. DEL 5 DE NOVIEMBRE DE 1998 AL 29 DE AGOSTO DEL 2008.



FUENTE: Cálculos de los autores con datos de Banco de México.

NOTA: La volatilidad del tipo de cambio fue calculada como $(y_{2t})^2$, donde y_{2t} es el rendimiento diario. La línea vertical muestra el quiebre estimado. Los quiebres fueron estimados con el procedimiento de Lavielle y Moulines (2000).

La LMT también se aplicó a los residuos al cuadrado de modelo $AR(p)$ de los rendimientos. Obtuvimos solo una fecha de quiebre: 11 de febrero del 2004. De nuevo, el cambio en el comportamiento de la volatilidad alrededor de abril del 2004 se confirma a través de una prueba estadística.

⁸ La prueba de Bai y Perron (1998) identificó un quiebre alrededor de la misma fecha: 27 de mayo del 2002. Por lo tanto, esto parece ser un hallazgo robusto. La prueba de Bai y Perron también identificó otros quiebres después del 2004.

4. Hechos empíricos del análisis univariado

Del análisis de las volatilidades individuales existen dos hechos empíricos que destacan y se describen a continuación:

- i) La volatilidad de la tasa de interés parece tener un quiebre estructural alrededor del momento en que el banco central inició a enviar señales sobre su tasa de interés meta. Ésta se redujo sustancialmente después del quiebre. La volatilidad puede tener otros quiebres alrededor del 2000 y del 2001, no obstante la evidencia empírica es muy débil.
- ii) La volatilidad del tipo de cambio también presenta quiebres estructurales en los cuales ésta decrece, y coinciden con el cambio de instrumento de política monetaria alrededor de abril del 2004. Existe evidencia adicional de otros quiebres al inicio del 2002, pero la evidencia empírica es muy débil.

III. INTERACCIÓN ENTRE LAS VOLATILIDADES DE LA TASA DE INTERÉS Y DEL TIPO DE CAMBIO

1. Modelo ARCH multivariado

Se utilizó un modelo multivariado para las varianzas para investigar la interacción entre las volatilidades de la tasa de interés y del tipo de cambio. Se aplicó un modelo BEKK, el cual estima las varianzas y covarianzas condicionales de la serie en análisis usando un método ARCH multivariado (Engle y Krone, 1995).⁹ El modelo BEKK es un caso especial de un modelo postulado anteriormente en un artículo de Bollerslev *et al.* (1988). Este último propuso el modelo VEC, en el que cada elemento de la matriz de varianzas depende únicamente de sus valores pasados y de los valores pasados del producto cruzado de los residuos (representado por ε_i en la ecuación que se incluye más adelante). En otras palabras, las varianzas dependen de sus propios residuos pasados al cuadrado y las covarianzas dependen de sus propios productos cruzados

⁹ La sigla BEKK se refiere a Baba, Engle, Kraft y Kroner, los cuales son los apellidos de los autores que originalmente propusieron el método en 1992.

pasados de los residuos relevantes. Una limitación importante del modelo de Bollerslev *et al.* (1988) es que existe una posibilidad de estimar una varianza negativa, que es inconsistente con la teoría estadística. Por otro lado, el modelo BEKK propuesto tiene suficientes condiciones para obtener una matriz de varianzas condicionales definida positiva en el proceso de optimización.

El procedimiento para obtener las estimaciones del modelo BEKK es como sigue. Sea y_t un vector de rendimientos en t ,

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t,$$

en donde μ_t es un vector promedio que no cambia a través del tiempo (por ejemplo, un vector autorregresivo) los errores heteroscedásticos ε_t son condicionalmente multivariados normalmente distribuidos. Si I_{t-1} representa la información al momento $t-1$, entonces:

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t).$$

Cada uno de los elementos de H_t depende de los valores q rezagados de los cuadrados y productos cruzados de ε_t , así como de los valores p rezagados de H_t . La representación de este modelo es:

$$H_t = \omega\omega' + \sum_{i=1}^q \alpha(\varepsilon_{t-i}\varepsilon'_{t-i})\alpha' + \sum_{i=1}^p \beta H_{t-i}\beta',$$

en donde ω es la triangular superior y $\omega\omega'$ es simétrica y positiva definida, y el segundo y tercer términos de la derecha de esta ecuación están expresados en formas cuadráticas. Esta forma cuadrática garantiza que H_t es positiva definida y que no se necesita de restricciones en las matrices de parámetros α y β . Como resultado, los eigenvalores de la matriz de varianzas y covarianzas muestran partes reales positivas, lo cual satisface la condición para una matriz positiva definida que estima varianzas positivas.

Para una aplicación empírica, se puede estimar el modelo BEKK para el caso bivariado. El modelo BEKK bivariado de Engle y Kroner (1995), en adelante el modelo BVBEKK, se puede expresar en la siguiente forma (se han eliminado los subíndices por comodidad).

$$\begin{aligned}
 H_{11} &= \omega_{11}^2 + \alpha_{11}^2 \varepsilon_1^2 + 2\alpha_{11}\alpha_{21}\varepsilon_1\varepsilon_2 + \alpha_{21}^2 \varepsilon_2^2 + \beta_{11}^2 H_{11} + 2\beta_{11}\beta_{21}H_{12} + \beta_{21}^2 H_{22}, \\
 H_{12} &= H_{21} = \omega_{11}\omega_{12} + \alpha_{11}\alpha_{21}\varepsilon_1^2 + (\alpha_{12}\alpha_{21} + \alpha_{11}\alpha_{22})\varepsilon_1\varepsilon_2 + \alpha_{21}\alpha_{22}\varepsilon_2^2 + \beta_{11}\beta_{12}H_{11} + \\
 &\quad + (\beta_{12}\beta_{21} + \beta_{11}\beta_{22})H_{12} + \beta_{21}\beta_{22}H_{22}, \\
 H_{22} &= \omega_{21}^2 + \omega_{22}^2 + \alpha_{12}^2 \varepsilon_1^2 + 2\alpha_{12}\alpha_{22}\varepsilon_1\varepsilon_2 + \alpha_{22}^2 \varepsilon_2^2 + \beta_{12}^2 H_{11} + 2\beta_{12}\beta_{22}H_{12} + \beta_{22}^2 H_{22}.
 \end{aligned}$$

Como puede observarse, la ventaja de esta especificación es que es posible estimar derrames de volatilidad entre las variables en el modelo.¹⁰

2. Resultados empíricos del modelo BEKK

Las variables utilizadas en el modelo bivariado son los rendimientos de la tasa de interés libre de riesgo mexicana (y_{1t}) y los rendimientos del tipo de cambio (y_{2t}). La especificación de los modelos se seleccionó usando el criterio de información Akaike (AIC).¹¹ Se estimó un vector autorregresivo (VAR) para el promedio. Usamos un VAR como recomiendan Pantelidis y Pittis (2004) para tomar en cuenta la presencia de causalidad en el promedio, dado que la prueba de causalidad de Granger utilizada para el promedio no pudo rechazar causalidad de los rendimientos del tipo de cambio a los rendimientos de la tasa de interés durante el periodo del *Corto*. Para la varianza, se encontró que la especificación parsimoniosa de primer orden tiene el AIC más pequeño. En el procedimiento de estimación se usó la metodología de máxima verosimilitud y el algoritmo BHHH (Berndtand *et al.*, 1974). Asimismo se realizaron pruebas para asimetrías. Estas pruebas de asimetría no mostraron evidencia de asimetrías en los datos.¹² De

¹⁰ El modelo BEKK que presentamos aquí está en su forma general, se conoce también como el modelo BEKK sin restricciones. Un modelo BEKK con restricciones más popular no permitiría realizar estimaciones de volatilities cruzada (Bauwens *et al.*, 2006).

¹¹ Nuestras conclusiones son robustas al uso de otros criterios de información (por ejemplo, BIC).

¹² Las pruebas de asimetría realizadas fueron la estimación de un coeficiente de correlación entre los rendimientos al cuadrado y los rendimientos rezagados. El coeficiente de correlación estimado resultó positivo, lo que indica la ausencia de asimetrías. Un vistazo a un correlograma cruzado entre los residuos estandarizados al cuadrado y los residuos estandarizados corroboró igualmente la ausencia de efectos asimétricos, mediante coeficientes estimados con muy poca significancia estadística. Para mayores

acuerdo con la especificación BVBEKK los coeficientes de las volatilidades cruzadas son α_{12} , α_{21} y β_{12} , β_{21} . La ventaja de aplicar esta forma general es que nos permite estimar los parámetros para los derrames de volatilidad (volatilidades cruzadas) de una serie a la otra (Bauwens *et al.*, 2006).

Dados los quiebres estructurales identificados en la sección anterior, la muestra completa se dividió en dos diferentes submuestras.¹³ Se trata de las siguientes: del 4 de noviembre de 1998 hasta el 10 de febrero del 2004, y del 13 de mayo del 2004 hasta el 29 de agosto del 2008. Para realizar las estimaciones en cada una de las submuestras se usó el modelo BEKK antes expuesto. Los resultados se presentan en los cuadros 2 y 3. En cada cuadro, en el panel A se indican los resultados

CUADRO 2. ESTIMACIONES DEL MODELO BEKK (FORMA GENERAL) 4 DE NOVIEMBRE DE 1998 AL 10 DE FEBRERO DEL 2004

| A. Ecuación del promedio | | |
|---------------------------------|--|---|
| | y_{1t} | y_{2t} |
| y_{1t-1} | -0.3967 ^a (0.0272) [-14.5782] | -0.0020 (0.0026) [-0.7701] |
| y_{1t-2} | -0.1583 ^a (0.02874) [-5.5062] | -0.0033 (0.00274) [-1.1875] |
| y_{1t-3} | -0.0546 ^b (0.0269) [-2.0233] | -0.0014 (0.0025) [-0.5553] |
| y_{2t-1} | 1.6134 ^a (0.2861) [5.6381] | 0.0862 ^a (0.0273) [3.1569] |
| y_{2t-2} | 1.1355 ^a (0.2897) [3.9188] | -0.0129 (0.0276) [-0.4670] |
| y_{2t-3} | 0.8194 ^a (0.2907) [2.8181] | -0.0273 (0.0277) [-0.9839] |
| c | -0.0024 ^c (0.0014) [-1.6589] | 0.0001 (0.0001) [0.4700] |

detalles acerca de este tipo de pruebas se recomienda ver Zivot (2009).

¹³ Ver van Dijk *et al.* (2005) para los efectos posibles de los quiebres estructurales en las pruebas de causalidad en varianza.

B. Ecuación de la varianza

| <i>Coefficiente subyacente</i> | <i>r impacta a xr</i> | <i>xr impacta a r</i> |
|--------------------------------|--|--|
| ω_{11} | 0.0320 ^a (0.0012) <i>25.9770</i> | 0.0019 ^a (0.0002) <i>8.2017</i> |
| ω_{12} | 0.0004 (0.0003) <i>1.2993</i> | 0.087 (0.0063) <i>1.3812</i> |
| ω_{22} | 0.0021 ^a (0.0002) <i>9.5456</i> | 0.0357 ^a (0.0012) <i>29.1886</i> |
| α_{11} | 0.7434 ^a (0.0310) <i>23.9822</i> | 0.3860 ^a (0.0202) <i>19.1366</i> |
| α_{22} | 0.4622 ^a (0.0252) <i>18.3521</i> | 0.7172 ^a (0.0307) <i>23.3775</i> |
| α_{12} | 0.0012 (0.0027) <i>0.4554</i> | -1.9056 ^a (0.2679) <i>-7.1140</i> |
| α_{21} | -0.3265 ^a (0.0516) <i>-6.3334</i> | -0.0037 (0.0028) <i>-1.3286</i> |
| β_{11} | 0.4203 ^a (0.0434) <i>9.6940</i> | 0.8417 ^a (0.0266) <i>31.6321</i> |
| β_{22} | 0.7865 ^a (0.0350) <i>22.4815</i> | 0.2885 ^a (0.0553) <i>5.2135</i> |
| β_{12} | -0.0050 (0.0049) <i>-1.0252</i> | 0.8607 (0.5896) <i>1.4598</i> |
| β_{21} | 0.9402 ^c (0.5345) <i>1.7590</i> | 0.0028 (0.0050) <i>0.5600</i> |
| L | 7,606.3150 | 7,588.1210 |
| AIC | -11.0851 | -11.0586 |
| N | 1,370 | 1,370 |

NOTAS: Los errores estándar aparecen entre paréntesis. Los estadísticos t aparecen entre corchetes. Las itálicas muestran la estadística z. L = estimación del logaritmo de verosimilitud. AIC = Criterio de información de Akaike. N = tamaño de la muestra. r representa la volatilidad de la tasa de interés y xr representa la volatilidad del tipo de cambio.

^{a, b, c} Indican la significancia estadística a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

correspondientes a la ecuación del promedio y en el panel B, los resultados para la ecuación de la varianza. A continuación se incluye una breve descripción de los resultados estimados en cada submuestra.

CUADRO 3. ESTIMACIONES DE BEKK (FORMA GENERAL) 4 DE AGOSTO DEL 2000-31 DE JULIO DEL 2001

| A. Ecuación del promedio | | |
|-----------------------------------|---|---|
| | y_{1t} | y_{2t} |
| y_{1t-1} | -0.1140 ^a (0.0297) [-3.8307] | 0.0053 (0.0159) [0.3313] |
| y_{2t-1} | -0.0527 (0.0560) [-0.9407] | 0.0783 ^a (0.0299) [2.6111] |
| c | 0.0002 (0.0002) [1.1930] | -0.0001 (0.0001) [-0.9210] |
| B. Ecuación de la varianza | | |
| <i>Coficiente subyacente</i> | <i>r impacta a xr</i> | <i>xr impacta a r</i> |
| ω_{11} | 0.0055 (0.0094) <i>0.5899</i> | 0.0006 (0.0016) <i>0.3891</i> |
| ω_{12} | -0.0012 (0.0097) <i>-0.1219</i> | -0.0062 (0.0196) <i>-0.3161</i> |
| ω_{22} | 0.0001 (0.0824) <i>0.0016</i> | 0.0011 (0.1127) <i>0.0096</i> |
| α_{11} | 0.3399 ^a (0.649) <i>5.2392</i> | 0.0448 (0.0620) <i>0.7222</i> |
| α_{22} | 0.0114 (0.0751) <i>0.1519</i> | 0.2839 ^a (0.0690) <i>4.1116</i> |
| α_{12} | -0.0122 (0.0751) <i>0.1519</i> | 0.0033 (0.1381) <i>0.0242</i> |
| α_{21} | 0.0053 (0.1364) <i>0.0390</i> | -0.0250 (0.0578) <i>-0.4333</i> |
| β_{11} | 0.4249 (0.2804) <i>1.5151</i> | 0.9904 ^a (0.0752) <i>13.1673</i> |

| | | |
|--------------|---|---|
| β_{22} | 0.9357 ^a (0.3567) 2.6231 | 0.5044 ^b (0.2454) 2.0556 |
| β_{12} | -0.0025 (0.0989) -0.0251 | 0.3721 (0.4062) 0.9159 |
| β_{21} | 0.8619 (4.0883) 0.2108 | -0.0123 (0.1025) -0.1196 |
| L | 8658.5380 | 8653.4410 |
| AIC | -15.4247 | -15.4156 |
| N | 1,121 | 1,121 |

NOTAS: ver el cuadro 2.

El cuadro 2 considera la submuestra que forma parte del periodo del *Corto*, es decir, del 4 de noviembre de 1998 hasta el 10 de febrero del 2004. La ecuación del promedio en el panel A muestra que, aparte de los términos autorregresivos, hubo un efecto claro del tipo de cambio sobre la tasa de interés. En el panel B, en la columna 2, se muestra el impacto de la volatilidad de la tasa de interés (r) sobre la volatilidad del tipo de cambio (xr), en tanto el impacto opuesto se puede observar en la columna 3. Es posible observar que para el caso en que r impacta a xr , los coeficientes α_{21} y β_{21} son estadísticamente significativos. No obstante, ni el coeficiente α_{12} ni el coeficiente β_{12} son estadísticamente significativos. En la otra dirección, los coeficientes que podrían mostrar efectos de derrame de la volatilidad de la volatilidad del tipo de cambio sobre la volatilidad de la tasa de interés (columna 3), con la excepción de α_{12} , no son significativamente diferentes de cero (α_{21} y β_{12} , β_{21}).

El cuadro 3 contiene la submuestra que va desde el 13 de mayo del 2004 hasta el 29 de agosto del 2008. En esta época el Banco de México inició la transición del *Corto* a las tasas de interés como instrumento de política. Según los resultados expuestos en el panel A, sólo los términos autorregresivos parecen ser relevantes para el promedio. En el panel B, parece no haber evidencia de derrames de volatilidad entre las volatilidades de la tasa de interés y el tipo de cambio en esta muestra, puesto que los coeficientes de las volatilidades cruzadas (los coeficientes de interacción) no son estadísticamente significativos. Aparentemente, una vez que se empezó a abandonar

el *Corto* como herramienta de política monetaria el derrame de volatilidad observado anteriormente, entre las series de volatilidad que se han analizado, desapareció.

3. Pruebas de causalidad en la varianza

Existen varias pruebas de causalidad (Granger) en la varianza en la literatura. En general, se han seguido dos enfoques. En uno se usa la función de correlación cruzada residual (por ejemplo, Cheung y Ng, 1996; Hong, 2001; y, van Dijk *et al.*, 2005). En el otro, se usan modelos bivariados para las volatilidades condicionales, y luego se realizan pruebas de exclusión en los parámetros de varianza condicional relevantes (por ejemplo, Caporale *et al.*, 2002). Este último es el enfoque que nosotros seguimos.¹⁴

Aplicamos pruebas conjuntas de significancia de los parámetros relevantes α_{12} , α_{21} y β_{12} , β_{21} , en cada ecuación. Los resultados de las pruebas de Wald se presentan en el cuadro 4. Se realizaron estimaciones para cada submuestra. Es claro que

CUADRO 4. PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER EN VOLATILIDAD

| <i>Variable dependiente</i> | <i>Excluye</i> | <i>Chi²</i> | <i>Prob</i> |
|--|-----------------------------------|------------------------|-------------|
| 4 de noviembre de 1998 al 10 febrero del 2004 | | | |
| Volatilidad del tipo de cambio | Volatilidad de la tasa de interés | 42.6463 ^a | 0.0000 |
| Volatilidad de la tasa de interés | Volatilidad del tipo de cambio | 50.7400 ^a | 0.0000 |
| 13 de mayo del 2004 al 29 de agosto del 2008 | | | |
| Volatilidad del tipo de cambio | Volatilidad de la tasa de interés | 0.2646 | 0.9920 |
| Volatilidad de la tasa de interés | Volatilidad del tipo de cambio | 2.5166 | 0.6417 |

NOTAS: Este cuadro presenta las estimaciones de las pruebas de causalidad de Granger para el modelo BEKK (forma general). La hipótesis nula es que los coeficientes de correlación cruzados α_{12} , α_{21} y β_{12} , β_{21} son conjuntamente cero. Se incluye la estadística chi-cuadrado y sus respectivos valores *p* (probabilidad). En número de observaciones para la primera muestra es de 1,370 y para la segunda es de 1,121.

^a Indica la importancia estadística a nivel de 1%.

¹⁴ Hafner y Herwatz (2004) comparan ambos enfoques y concluyen que el que usamos en nuestro análisis tiene propiedades de poder y que es robusto ante especificaciones equivocadas del modelo.

la volatilidad de la tasa de interés causa en el sentido de Granger la volatilidad del tipo de cambio y viceversa para la submuestra en la que llevó a cabo la política monetaria usando el *Corto*. Para este mismo periodo de tiempo los pruebas Wald muestran que los valores p claramente rechazan la hipótesis nula de que los cuatro coeficientes de interés son conjuntamente cero en los niveles de significancia usuales. Para la última submuestra, que se relaciona con el periodo posterior al inicio de la transición, no existe evidencia estadística de ninguna relación causal entre las serie de volatilidad en estudio (los valores p están muy por encima de 0.10).

4. Factores empíricos del análisis bivariado

Del análisis de las volatilidades en el marco bivariado, se pueden destacar dos factores empíricos:

- i) Parece ser que causalidad en volatilidades en el sentido de Granger entre el tipo de cambio y la tasa de interés corrió en ambas direcciones para la muestra que corresponde al periodo cuando el *Corto* se usó como instrumento de política monetaria.
- ii) No existe evidencia de derrames de volatilidad entre el tipo de cambio y la tasa de interés para la muestra de la transición al inicio del uso de las tasas de interés como instrumento de política monetaria.

IV. CONCLUSIONES

En esta nota estudiamos las volatilidades de tasa de interés libre de riesgo y el tipo de cambio en México usando datos diarios desde el 4 de noviembre de 1998 hasta el 29 de agosto del 2008, así como las interacciones entre ambas. Nosotros documentamos que la volatilidad de la tasa de interés tiene un quiebre estructural a inicios del 2004, cuando disminuyó de manera sustancial. Esto coincide con el inicio de la transición hacia un nuevo instrumento de política monetaria. Para la volatilidad de tipo de cambio también encontramos un quiebre alrededor de la misma fecha, y la volatilidad también dismi-

nuyó, aunque el cambio resultó menor. Además, ofrecemos evidencia empírica sobre la relación causal entre estas volatilidades. Mostramos que existió una relación causal durante el periodo del *Corto*, con derrames de volatilidad en ambas direcciones, pero que luego de este periodo no se encontró relación causal alguna.

En general, este es un primer paso en el análisis de los determinantes de las volatilidades de la tasa de interés y el tipo de cambio en México. En particular con respecto al impacto de la política monetaria sobre éstas. Aun cuando solo documentamos en esta nota regularidades empíricas de estas volatilidades y su interacción, en futuros estudios deberían intentar explicar tales regularidades. Un énfasis especial debería ponerse en explicar por qué la volatilidad del tipo de cambio disminuyó y el derrame de volatilidad cesó luego de que se empezó a abandonar el *Corto* como instrumento principal de la política monetaria. Una posible explicación para esto último es que el coeficiente señal a ruido de la tasa de interés como instrumento de política monetaria es mayor que aquel del *Corto*. El sentido común para racionalizar estos hechos es fundamental para avanzar en nuestra comprensión de los mecanismos de transmisión monetarios.

REFERENCIAS

- Andreou, E., y E. Ghysels (2002), "Detecting multiple breaks in financial market volatility dynamics", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 17, pp. 579-600.
- Bai, J., y P. Perron (1998), "Estimating and testing linear models with multiple structural changes", *Econometrica*, vol. 66, pp. 47-78.
- Banco de México (1996), *Informe sobre la política monetaria*, septiembre, México.
- Banco de México (2000), *Informe sobre la inflación*, enero-marzo, México.
- Banco de México (2007), *Informe sobre la inflación*, julio-septiembre, México.
- Bauwens, L., S. Laurent y J. V. K. Rombouts (2006), "Multiva-

- riate GARCH models: a survey”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 21, pp. 79-109.
- Berndtand, E., B. Hall, R. Hall y J. Hausman (1974), “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models”, *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 3, n° 4, pp. 653-65.
- Bollerslev T., R. F. Engle y J. M. Wooldridge (1988), “A capital asset pricing model with time varying covariances”, *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 1, pp. 116-31.
- Caporale, G. M., N. Pittis y N. Spagnolo (2002), “Testing for causality-in-variance: An application to the East Asian markets”, *International Journal of Finance and Economics*, vol. 7, pp. 235-45.
- Carrasco, M., y X. Chen (2002), “Mixing and moment properties of various GARCH and stochastic volatility models”, *Econometric Theory*, vol. 18, pp. 17-39.
- Cheung, Y., y L. K. Ng (1996), “A causality-in-variance test and its application to financial market prices”, *Journal of Econometrics*, vol. 72, pp. 33-48.
- Dijk, D. van, D. R. Osborn y M. Sensier (2005), “Testing for causality in variance in the presence of breaks”, *Economics Letters*, vol. 89, pp. 193-199.
- Engle, R. F. (1982), “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation”, *Econometrica*, vol. 50, n° 4, pp. 987-1007.
- Engle, R. F., y K. Kroner, (1995), “Multivariate simultaneous generalized ARCH”, *Econometric Theory*, vol. 11, pp. 122-50.
- Gil, F. (1998), *Monetary policy y its transmission channels in Mexico*, Bank of International Settlements.
- Hafner, C. M., y H. Herwartz (2004), *Testing for causality in variance using multivariate GARCH models*, Christian-Albrechts-University of Kiel, Department of Economics (Economics Working Papers, n° 2004-03).
- Hong, Y. (2001), “A test for volatility spillover with application to exchange rates”, *Journal of Econometrics*, vol. 103, pp. 183-224.
- Lavielle, M., y E. Moulines (2000), “Least-squares estimation of an unknown number of shifts in a time series”, *Journal of Time Series Analysis*, vol. 21, pp. 33-59.
- Martínez, L., O. Sánchez y A. Werner (2001), *Consideraciones sobre la conducción de la política monetaria y el mecanismo de*

- transmisión en México*, Banco de México (Documento de Investigación, n° 2001-02).
- Pantelidis, T., y N. Pittis (2004), "Testing for Granger causality in variance in the presence of causality in mean", *Economics Letters*, vol. 85, pp. 201-207.
- Schwartz, M. J., A. Tijerina y L. Torre (2002), "Volatilidad del tipo de cambio y tasas de interés en México: 1996-2001" *Economía Mexicana*, nueva época, vol. XI, n° 2, pp. 299-331.
- Zivot, E. (2009), *Practical issues in the analysis of univariate GARCH models*, Part 1, Springer Berlin Heidelberg (Handbook of Financial Time Series).

Javier Pereda

Estimación de la curva de rendimiento para el Perú y su uso para el análisis monetario

La curva de rendimiento o *yield curve* es la relación entre las tasas de interés y sus diferentes plazos, para una moneda y deudor determinado, que se observan en una economía en una fecha específica. La estructura de plazos de las tasas de interés es importante para el análisis macroeconómico porque afecta las decisiones de consumo e inversión de los agentes económicos, y por tanto a la demanda agregada que es uno de los principales determinantes de la inflación. Desde el punto de vista financiero, la existencia de una curva de rendimiento favorece el desarrollo del mercado de capitales nacional, primario y secundario; pues favorece la valorización de los instrumentos financieros (de deuda y derivados).¹

¹ Cabe recordar que los conceptos de tasa de rendimiento al vencimiento y tasa de interés de un bono no son equivalentes. La tasa de interés no depende del precio del bono en el mercado mientras que la tasa de rendimiento sí. Si el bono se cotiza en el mercado a su valor nominal o par entonces su tasa de rendimiento al vencimiento coincide con la tasa de interés del bono.

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo de J. Pereda, licenciado en Economía PUCP, MSc London School of Economics. Economista Senior BCRP.

I. IMPORTANCIA DE LA CURVA DE RENDIMIENTO PARA EL ANÁLISIS MONETARIO

En el esquema actual de metas explícitas de inflación que se sigue en el Perú desde el 2002, el banco central tiene como su principal instrumento operativo de política monetaria a la tasa de interés referencia para el mercado interbancario de muy corto plazo la que es el punto de partida de la curva de rendimiento y que puede ser influenciada por las operaciones de inyección o retiro de liquidez del banco central. El grado en que las decisiones del banco central sobre la tasa de corto plazo se transmitan hacia el resto de tasas (efecto traspaso) o, va a determinar la efectividad de la política monetaria. Dichas decisiones pueden modificar la forma de la curva de rendimiento, tanto su intercepto como su pendiente, dependiendo de las expectativas sobre la evolución de las tasas de interés futuras de la economía.

La curva de rendimiento permite extraer información sobre expectativas del mercado de diversas variables macroeconómicas útiles para el diseño de la política monetaria: llámese tasas de interés futuras, tasas de inflación,² tasas de depreciación, entre otras. Desde el punto de vista del análisis monetario, la curva de rendimiento permite extraer las expectativas para las tasas de corto plazo que tienen los agentes, lo que permite determinar si dichas expectativas son compatibles con el objetivo inflacionario del banco central.

La curva de rendimiento no sólo se ve influenciada por las decisiones del banco central sobre las tasas de corto plazo (y su efecto sobre el resto de tasas), sino también por expectativas de otros determinantes de las tasas de largo plazo, particularmente de la tasa de interés real, la tasa de inflación y la prima de riesgo.³ Por ejemplo, menores tasas de rendimientos nominales de largo plazo están asociadas por lo general a menores expectativas de inflación, aunque también podría deberse a una reducción en la tasa real de interés o de la prima por riesgo y liquidez.⁴

² Frankel y Lown (1994).

³ Al respecto consultar, Banco Central Europeo (2004).

⁴ La prima por riesgo generalmente se asocia al riesgo de crédito y es mayor para bonos del mismo plazo pero con una mayor probabilidad de

Otra fuente de información para el análisis monetario está asociada a la relación existente entre las diferentes tasas de la curva de rendimiento. El diferencial entre las tasas de largo y corto plazo (o la pendiente de la curva de rendimiento) revela información sobre las expectativas del mercado sobre la evolución de la economía. Al respecto, algunos autores señalan que una pendiente negativa de la curva de rendimiento o curva invertida (tasas de largo plazo menores a las de corto plazo) indicarían expectativas de una recesión futura⁵ y por tanto menores tasas de interés futuras. Ello incrementa la demanda de los instrumentos de largo plazo, con rendimientos relativamente altos comparados con los esperados, lo que genera presión sobre los precios de los bonos de largo plazo y la reducción de sus rendimientos.

Asimismo, la estimación de la curva de rendimiento permite determinar el grado en que las decisiones de la autoridad monetaria son anticipadas por el mercado, esto se logra comparando las curvas de rendimiento un día antes y un día después de las decisiones del banco central sobre modificaciones a las tasas de interés de referencia.⁶

II. TASA SPOT, YIELD TO MATURITY Y TASA FORWARD

Si bien los rendimientos (*yield to maturity*) de los bonos soberanos emitidos permiten tener una idea de las tasas de interés para diferentes plazos, dichos rendimientos no son en términos estrictos iguales a las tasas de interés y por tanto introducen un elemento de error de medición si se le emplea para la valuación de instrumentos financieros o para el análisis monetario.

En términos estrictos, la curva de rendimiento, se refiere a la estructura temporal de las tasas de interés spot, denominada tasa de interés de contado. La tasa spot o de contado para

incumplimiento. La prima por liquidez se refiere a la mayor tasa que generalmente tienen los bonos de mayor plazo (y el mismo riesgo de crédito) para compensar el tiempo de espera hasta su redención. Una prima por liquidez positiva se asocia a una curva de rendimiento de pendiente positiva.

⁵ Estrella y Mishkin (1996).

⁶ Favero (2000).

un plazo T , corresponde a la tasa de rendimiento de una suma de dinero desembolsado en el periodo actual y pagada en el periodo T . Es equivalente al rendimiento de un bono cupón cero que vence en el periodo T .⁷

Por su parte, la *yield to maturity* es el rendimiento promedio de un bono si éste se conserva hasta su vencimiento. A diferencia de la tasa spot, representa el rendimiento promedio no sólo del dinero desembolsado en el periodo inicial sino también de los cupones o sumas de dinero recibidos durante el periodo de vida del bono (efecto cupón). Es una tasa directamente observable en el mercado, o puede ser deducida a partir del precio del bono y su estructura de cupones.

Las tasas spot, a diferencia de los yields, raramente son observadas en el mercado, con la excepción de los bonos cupón cero y por lo general tienen que ser estimadas. Aún, si se contara con un número determinado de bonos cupón cero, no sería posible construir la curva de rendimiento de manera completa ya que ésta debe ser continua y las tasas spot de los bonos disponibles no cubrirían todos los plazos de la curva.

Además, de un número suficiente de instrumentos y plazos de bonos en el mercado, se requiere que éstos tengan un nivel de riesgo similar: llámese riesgo de crédito, de liquidez, cambiario o de tasa de interés, entre otros. La estandarización de los diferentes bonos, que los haga comparables entre sí, es condición necesaria para la construcción de la curva de rendimiento.⁸ En este sentido, es posible construir distintas curvas de rendimiento atendiendo a características tales como: tipo de moneda (por ejemplo, soles, dólares, soles indexados a la inflación), liquidez, riesgo de tasa de interés, entre otros aspectos. Por ejemplo, los bonos con mayor liquidez se espera que tengan un menor rendimiento.⁹

⁷ Un bono cupón cero es aquel que no paga cupón durante su vida, sólo paga al vencimiento su valor facial o nominal.

⁸ Los métodos que se plantean para estimar una curva de rendimiento consideran bonos estándar, que tienen una tasa cupón fija y un valor facial redimible al vencimiento (*bullet*). Dentro de la muestra no se deben incluir bonos redimibles antes del vencimiento (*call bonds*) ni bonos con tasas de cupón variable o bonos con amortización parcial antes de la fecha de vencimiento, entre otros.

⁹ Al igual que los bonos con mayor convexidad. La convexidad mide la sensibilidad del precio de un bono a variaciones en la tasa de interés. La

La estimación de la curva de rendimiento cubre varias necesidades: la estimación de las tasas spot que no son observables en el mercado, la estimación de tasas spot para plazos que no existen en el mercado, y la posición actual de la estructura de tasas.

Otro concepto que es útil para nuestro análisis es la tasa de interés forward o a plazo. Dicha tasa es aquella que se pacta hoy día (o en un punto t en el tiempo) para un periodo que empezará en el futuro (T) y que tiene un plazo m .¹⁰ Así, las tasas forward nos indican la evolución en el tiempo de las tasas de interés para un plazo determinado, m , (por ejemplo un año), lo que es una fuente de información relevante para el análisis monetario. Sin embargo, en la mayoría de países no existe un mercado forward de tasas de interés por lo que éstas tienen que deducirse de manera implícita a partir de las tasas spot de la curva de rendimiento. Si la curva cupón cero refleja la tasa promedio de interés (tasa spot) la curva forward refleja la tasa marginal.¹¹

Los conceptos de yield to maturity (ym), precio de un bono, tasa spot y tasa forward están estrechamente vinculados. Cabe indicar, que por convención tanto la tasa spot, ym , como tasa forward se representan en términos de porcentaje anual (por ejemplo, 3.5 equivale a 3.5% anual o 0.035).

convexidad es una característica deseable de un bono pues implica un menor riesgo de tasa de interés. Al respecto consultar Bodie, Kane y Marcus (1996). En sentido estricto, la estimación de la curva de rendimiento debería ajustarse por diferencias en dichos factores, sean liquidez o convexidad, entre otros.

¹⁰ En términos formales, la tasa forward, $f(t, \tau, T)$, es un ticket que se compra en el periodo t (*settlement*) y que permite asegurar un rendimiento que se recibirá desde el tiempo τ hasta el periodo T (donde $T - \tau$, es el plazo de maduración del instrumento y $\tau - t$, es el número de periodos contados desde el periodo actual, t , en que se calcula la tasa de interés). Usualmente por simplificación se considera $t = 0$ (el *settlement* se realiza en el periodo actual) y se representa como, $f(\tau, \tau + m)$.

¹¹ De manera similar a la relación que existe entre costo medio y costo marginal, se da la relación entre tasa spot y tasa forward de interés. La observación gráfica de la curva de rendimiento nos permite tener una idea general de la evolución futura de las tasas de interés (forward). Si la tasa spot tiene pendiente positiva (las tasas spot están subiendo) entonces las tasas forward también se están incrementando y viceversa.

La ecuación para el precio de un bono (P) se puede expresar como:

$$P = \sum_{t=1}^{m-1} C \exp(-ytm^* t) + F \exp(-ytm^* m), \text{ función de descto. continuo}$$

$$P \sum_{t=1}^{m-1} C / (1 + ytm)^t + F / (1 + ytm)^m, \quad \text{función de descto. discreto.}$$

Donde C , es el cupón pagado por el bono en cada periodo, F es el valor facial o nominal del bono que se redime a su vencimiento, m es el número de periodos que restan para el vencimiento del bono, ytm es el rendimiento al vencimiento del bono o la tasa de rendimiento que iguala el valor presente de los cupones a su precio de mercado, y \exp es la función exponencial.

El valor de mercado de un bono o su precio (sucio) se puede expresar también de la siguiente forma, usando las tasas cupón cero o tasas spot (i):¹²

$$P = \sum_{t=1}^{m-1} C \exp(-r_t^* t) + F \exp(-r_m^* m)$$

Esta fórmula (que por simplicidad se ha representado con una función de descuento continua) representa una condición de arbitraje, por lo que las variaciones en la estructura temporal de las tasas de interés deben afectar el precio del bono. Dado que el precio de un bono, *ceteris paribus*, aumenta con el paso del tiempo porque incorpora el pago del cupón devengado¹³ en algunos mercados (desarrollados) se muestra la cotización del precio limpio del bono que es un indicador más exacto de las variaciones en precios, dado que el precio

¹² En términos de la función de descuento, el precio (sucio) del bono se representa como:

$$P = \sum_{t=1}^{m-1} Cd_t + Fd_m;$$

donde, $d_m = \exp[i(m;b)^* m]$.

El precio limpio es igual al precio sucio menos los intereses devengados desde el pago del último cupón.

¹³ Por lo general, el pago de cupones de los bonos es semestral. En la fecha de pago del cupón el precio de mercado (precio sucio) cae pero el precio limpio no debe modificarse, salvo que las tasas de interés cambien.

limpio no depende del paso del tiempo sino de cambios en las tasas de interés esperadas.

Las tasas spot representan las expectativas de tasas de interés promedio de los agentes para diferentes plazos, a diferencia de la tasa de rendimiento (*ytm*) que es un promedio de las tasas spot ponderadas por sus cupones, siendo un indicador inexacto de la tasa de interés. De allí que sólo cuando el bono tiene cupón cero, la tasa spot coincide con la tasa de rendimiento al vencimiento.

La tasa spot para un plazo *n*, se puede descomponer como el promedio (geométrico) de las tasas de interés futuras desde el periodo 1 (*f*₁) hasta el periodo *n* (*f*_{*n*}). Así, las tasas de largo plazo (*t=n*) se pueden entender como el promedio de las *n* tasas de corto plazo futuras. En términos algebraicos, la relación entre la tasa spot y las tasas forward es la siguiente:

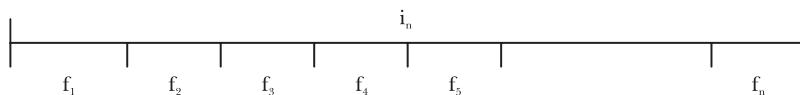
$$(1 + i_n)^n = (1 + f_1)(1 + f_2)...(1 + f_n),$$

o:

$$(1 + i_n) = [(1 + f_1)(1 + f_2)...(1 + f_n)]^{1/n}, \text{ (promedio geométrico),}$$

donde, *i* = la tasa de interés anual para *n* años; y *f*_{*i*} = la tasa de interés forward a un año en el año *i*.

ESQUEMA 1



Es evidente que en el periodo inicial la tasa forward a un año (*f*₁) es igual a la tasa spot a un año (*i*₁).

$$(1 + i_1) = (1 + f_1)$$

En general, para periodos discretos la tasa forward para el año *n*, se puede obtener como:

$$f_n = [(1 + i_n)^n / (1 + i_{n-1})^{n-1}] - 1,$$

donde, *f*_{*n*} es la tasa *forward* (pactada hoy) que rige desde el año (*n-1*) hasta el año (*n*).

Si definimos la tasa de descuento (discreta) de una unidad monetaria recibida en el periodo *n* como:

$$d_n = 1 / (1 + r_n)^n$$

entonces,

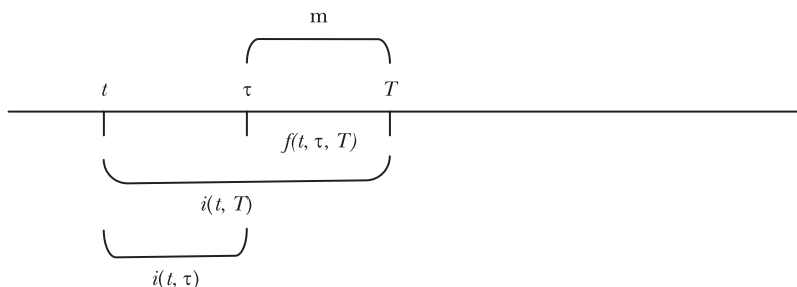
$$f_n = (d_{n-1} / d_n) - 1$$

La tasa forward (en términos continuos) se representa como:

$$f(t, \tau, T) = \frac{i(t, T)(T - t) - i(t, \tau)(\tau - t)}{T - \tau};$$

la cual equivale al diferencial promedio ponderado de las tasas spot del periodo en que termina la vigencia del contrato, $i(t, T)$, y el periodo en que se inicia la vigencia del contrato, $i(t, \tau)$, y se lee como la tasa de interés que se pacta en t , con vigencia desde τ hasta T (periodo $T - \tau$).

ESQUEMA 2



La tasa forward instantánea, en forma continua, se define como:

$$f(t, \tau) = \lim_{T \rightarrow \tau} f(t, \tau, T),$$

que es la tasa forward cuando el periodo de maduración (m) tiende a cero (en la práctica se asume que m se mide en días).

La curva forward instantánea f_n es una herramienta usada en el análisis monetario como indicador de la evolución esperada por el mercado (hoy) para la tasa interbancaria *overnight* en el futuro.¹⁴

¹⁴ Si se desea calcular la evolución de la tasa forward en periodos mensuales (por ejemplo, a 1 mes, 3 meses, 6 meses, 12 meses), donde los periodos se dividen en meses (y no años como vimos en el ejemplo) se obtiene aplicando la siguiente fórmula:

III. TASA INTERBANCARIA *OVERNIGHT* ESPERADA Y TASA *FORWARD* INSTANTÁNEA

La curva de rendimiento, es cada vez más popular entre los bancos centrales como una herramienta que permite extraer las expectativas que tiene el mercado sobre la evolución futura de las tasas de interés de corto plazo (que es la tasa donde el banco central tiene mayor control a través del mercado interbancario), a partir de la estimación de la curva forward instantánea o curva de tasas a plazo *overnight* (f_n).

La Teoría de las Expectativas Puras de la curva de rendimiento sostiene que las tasas de largo plazo son el promedio de las tasas de corto plazo esperadas. Así, una curva de rendimiento con pendiente positiva indica que se esperan tasas de corto plazo mayores en el futuro y una curva de rendimiento con pendiente negativa indica que se esperan menores tasas de interés de corto plazo futuras. De acuerdo con esta teoría, si sabemos que las tasas spot son el promedio de las tasas forward, entonces las tasas de interés esperadas de corto plazo están dadas por la curva forward. Si definimos la expectativa en el periodo t para la tasa de interés a un plazo n (i_n) dentro de m periodos ($t+m$), como $E_m(f_n)$, entonces de acuerdo a dicha teoría, la expectativa de tasas de interés a un plazo n , que estará vigente dentro de m periodos a partir del periodo actual (t), está dado por:

$$E_m(f_n) = f_n$$

La evidencia empírica, sin embargo, muestra que la Teoría de las Expectativas Puras no se cumple. Si se asume que en promedio los agentes no cometen errores sistemáticos en sus expectativas, entonces las tasas de interés esperadas deberían en promedio corresponder a las tasas observadas, y las primeras a las tasas forward. Sin embargo, las tasas forward observadas en el mercado como regla general no corresponden a

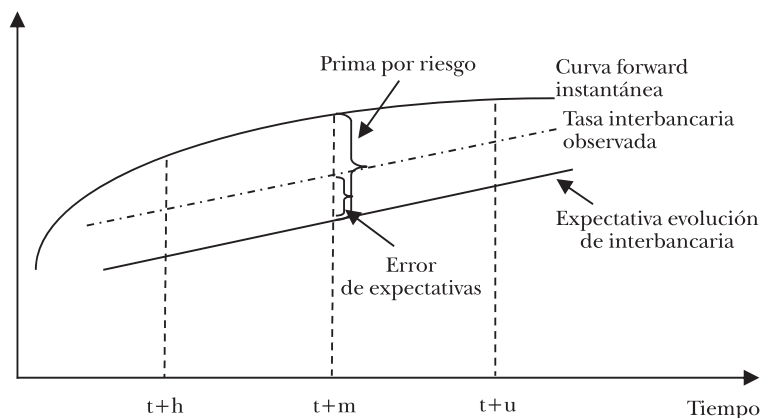
$$F_{t,s,n} = \left[(1 + r_n)^n / (1 + r_{n-s})^{n-s} \right]^{1/s} - 1$$

Donde: t, s y n se miden en meses. La tasa forward a 3 meses: $s=3$; 6 meses, $s=6$ y 1 año, $s=12$. La tasa: $F_{t,s,n}$ se lee: "la expectativa en el periodo actual para la tasa a s meses medida desde el periodo t (periodo inicial) hasta el periodo n (periodo final)", donde $n = t+s$.

las tasas efectivamente realizadas, siendo las primeras un estimador sesgado de las tasas observadas en el mercado con un error de predicción –diferencia entre la tasa forward y la tasa observada– creciente con el plazo de predicción.¹⁵

GRÁFICA I

Tasa a un día



Una teoría alternativa propuesta para la curva de rendimiento y que es la que se emplea para el análisis monetario, es la Teoría de la Preferencia por Liquidez.¹⁶ Esta teoría señala que las tasas de mayor plazo incorporan también una prima denominada prima por liquidez o prima por plazo (*term premia*) –además de las expectativas sobre la evolución de las tasas futuras– que sirve para compensar la pérdida de liquidez de aceptar una transacción a plazo y el mayor riesgo generado por la incertidumbre de la evolución futura de las tasas de interés.¹⁷ Según esta teoría, una curva de rendimiento invertida

¹⁵ Por ejemplo, ver Blinder (2004).

¹⁶ Existen dos teorías alternativas para la forma de la curva de rendimiento: la Teoría de Segmentación del Mercado, y la Teoría del Habitat Preferido.

¹⁷ Se asume que los agentes económicos son aversos al riesgo y por tanto la prima por riesgo es positiva y creciente. Esto no ocurre con el error de expectativas, que puede ser positivo o negativo. Generalmente, en periodos de alzas de tasas de interés el error de expectativas tiende a ser positivo y en periodos de reducciones de tasas de interés el error de predicción tiende a ser negativo. Asimismo, la prima por liquidez es variable y tiende a ser mayor en periodos de mayor volatilidad de tasas de interés.

indicaría que las tasas de rendimiento futuras esperadas son tan bajas en comparación con las tasas actuales que aún con la suma de una prima por riesgo positiva las tasas de rendimiento a plazo son decrecientes. Siguiendo este enfoque, la tasa de interés forward es igual a las tasa de interés esperada más una prima por liquidez o riesgo (*term premia*). Así:

$$\text{Tasa forward}_{t+s} = \text{tasa esperada}_{t+s} + \text{prima por liquidez}_s$$

Para fines de análisis monetario, el cálculo de la trayectoria de las tasas de interés esperadas *overnight* requiere de la estimación de la curva forward instantánea –a partir de la estimación de la curva de rendimiento– y de la prima por liquidez para cada plazo de la curva *forward overnight*.¹⁸

Svensson (1994),¹⁹ señala que las tasas *forward* instantáneas son un indicador válido de las expectativas sobre la evolución de las tasas de corto plazo, si tomamos un horizonte de proyección menor a un año. Sin embargo, para un horizonte de proyección mayor es necesario estimar la prima por liquidez para los diferentes plazos de las tasas de interés que permitan realizar el ajuste a las tasas forward estimadas.

IV. MODELOS PARA LA ESTIMACIÓN DE LA CURVA DE RENDIMIENTO

Existen diversos modelos para estimar la curva de rendimiento a partir de una muestra de precios, los que se pueden clasificar en modelos paramétricos y modelos no paramétricos.

Los modelos paramétricos permiten construir la curva de tasas spot a partir de la estimación de un conjunto de parámetros que permiten replicar la forma funcional de la curva de rendimiento, a partir de una muestra de precios (o de *yields*), siendo los más usados los propuestos por Nelson y Siegel

¹⁸ Aquí hablamos de tasas forward y primas por liquidez de tasas *forward overnight* (a un día). Estrictamente existe una familia de tasas forward y una familia de primas por liquidez para cada plazo de las tasas forward. Igualmente, existe una relación entre la prima por liquidez de la tasa forward y la prima por liquidez de la tasa spot, así como existe una relación entre la tasa forward y la tasa spot.

¹⁹ Svensson (1994).

(1987), Svensson (1994)²⁰ –que es una extensión del modelo de Nelson y Siegel– y los modelos polinómicos o *spline*. Los modelos de Nelson y Siegel-Svensson proponen una función continua para describir la trayectoria de la tasa de interés forward instantánea en función de un conjunto de parámetros y del plazo de vencimiento, a partir de los cuales se puede estimar una función para la tasa spot y la función de descuento. El modelo de Nelson y Siegel depende de cuatro parámetros, y el de Svensson de seis, lo que le otorga una mayor flexibilidad.

Los modelos polinómicos, por su parte, dividen los datos observados de los rendimientos (o precios) en segmentos o *knots* y se ajusta un polinomio a cada segmento uniéndose entre sí de manera suavizada (en cada *knot* la primera y segunda derivada deben ser iguales), y luego se ajusta un polinomio para cada tramo de la curva de rendimiento (usualmente de tercer grado o cúbicas), los que unidos generan la curva de rendimiento. Entre estos modelos destacan los denominados modelos *spline*. El trabajo pionero de este enfoque es el de McCulloch (1971), y más recientemente los trabajos de Fisher, Nychka, y Zervos (1995), Waggoner (1997), Anderson y Sleath (2001), Li, DeWetering, Lucas, Brenner, y Shapiro (2001), entre otros.

Los modelos estocásticos, a diferencia de los modelos paramétricos y *spline* que son métodos de ajuste a los datos observados, estiman la estructura de tasas spot asumiendo una relación teórica entre las tasas de corto plazo y el resto de tasas mediante una función diferencial estocástica. A partir de la tasa de corto plazo se puede inferir toda la curva de tasas de interés. Los modelos de este tipo más representativos (denominados dinámicos) son el de Vasicek (1977), Cox, Ingersoll y Ross (1985), Duffie y Kan (1996), entre otros.

Los modelos *spline* y paramétricos son los más empleados en el mercado debido a que han demostrado un mejor desempeño. En el caso de los modelos *spline* su principal desventaja es que no tienen una forma de curva predeterminada por lo que son muy sensibles a la muestra de datos disponible y al número de intervalos en que se divide la curva (*knots*). Estos

²⁰ Nelson y Siegel (1987), y Svensson (1994). Un buen recuento de los modelos usados por los bancos centrales se puede encontrar en BIS (2005).

modelos son utilizados con mayor éxito en países que cuentan con un número de bonos (precios o rendimientos) suficientes para cada intervalo de la curva, lo que generalmente no ocurre en la mayoría de países con un mercado de bonos incipiente, en los que se prefiere optar por modelos paramétricos. A cambio de esta debilidad, los modelos *spline* permiten un mejor ajuste de la curva cuando se dispone de datos suficientes, sobre todo del tramo largo de la curva, en comparación con los modelos paramétricos.

El modelo adecuado de estimación no es igual para todos los países. Para el Reino Unido, Anderson y Sleath (2001) estiman cuatro modelos alternativos de la estructura temporal de tasas de interés con el fin de examinar sus propiedades: Nelson y Siegel, Svensson, Fisher-Nychka-Zervos y Waggoner. Los resultados de las estimaciones indican que el modelo de Waggoner es el que tiene un mejor desempeño.

Para Canadá, Jamieson y Gusba (2002), estiman ocho versiones de modelos *spline* y paramétricos, encontrando que los modelos que tienen un mejor desempeño para Canadá son el de Fischer-Nychka-Zervos y el de Li *et al.*

Para el Perú, Rieckhof (1999) emplea un modelo de ajuste polinomial de la función de descuento; Rodríguez y Villavicencio (2005) aplican el modelo de Nelson y Siegel; y SBS (2005) propone el modelo de Svensson.

CUADRO 1. MODELOS DE ESTIMACIÓN DE LA CURVA DE RENDIMIENTO SEÑALADOS POR BANCOS CENTRALES

| <i>Banco central</i> | <i>Método</i> |
|----------------------|---|
| Bélgica | Nelson-Siegel, Svensson |
| Canadá | Svensson |
| Estados Unidos | Fischer-Nychka-Zervos (<i>Spline</i>) |
| Finlandia | Nelson-Siegel |
| Francia | Nelson-Siegel, Svensson |
| Alemania | Svensson |
| Italia | Nelson-Siegel |
| Japón | Fischer-Nychka-Zervos (<i>Spline</i>) |
| Noruega | Svensson |
| España | Svensson |
| Inglaterra | Anderson-Sleath (<i>Spline</i>) (hasta 2001 se usó Svensson) |
| Suecia | Fischer-Nychka-Zervos (<i>Spline</i>) (anteriormente se usó Svensson) |
| Suiza | Svensson |
| Unión Europea | Svensson |

FUENTE: BIS (2005).

V. MODELOS DE NELSON Y SIEGEL, Y DE SVENSSON

Nelson y Siegel (1987) proponen una función continua para describir la trayectoria de la tasa de interés forward instantánea en función de un conjunto de cuatro parámetros y del plazo de vencimiento, m .²¹ Así:

$$f(m;b) = \beta_0 + \beta_1 \exp(-m/\beta_1) + \beta_2 m/\beta_1 \exp(-m/\beta_1)$$

$$b = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_1).$$

Dada la siguiente relación entre la tasa spot y la tasa forward instantánea:²²

$$i(t, t+m) = \frac{1}{m} \int_{s=0}^m f(t, t+s) ds;$$

entonces, la tasa de interés spot con un plazo de vencimiento igual a m , en el periodo t , está dado por $i(t, t+m)$, o de manera abreviada:

$$i_m(m,b) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{(-m/\tau_1)}}{m/\tau_1} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{(-m/\tau_1)}}{m/\tau_1} - e^{(-m/\tau_1)} \right).$$

Svensson (1994) propone una versión ampliada del modelo de Nelson y Siegel (1987). La ecuación propuesta para la tasa forward instantánea en el periodo t , para un plazo de vencimiento de m , es la siguiente:

$$f(m;b) = \beta_0 + \beta_1 \exp(-m/\tau_1) + \beta_2 m/\tau_1 \exp(-m/\tau_1) + \beta_3 m/\tau_2 \exp(-m/\tau_2)$$

$$b = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \tau_1, \tau_2)$$

y la ecuación para la tasa spot es:

$$i_m(m,b) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{(-m/\tau_1)}}{m/\tau_1} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{(-m/\tau_1)}}{m/\tau_1} - e^{(-m/\tau_1)} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{(-m/\tau_2)}}{m/\tau_2} - e^{(-m/\tau_2)} \right)$$

²¹ Observe que para la tasa spot $m = (T - t)$ y que $(\tau - t) = 0$.

²² La función de descuento, para el periodo m , está dada por: $d_m = \exp[i(m;b)*m]$.

Como se puede apreciar el modelo de Svensson tiene seis parámetros contra cuatro del modelo de Nelson y Siegel, lo que le otorga una mayor flexibilidad.

La forma de la curva forward o spot del modelo de Nelson y Siegel está determinado por el valor de sus parámetros. El parámetro β_0 determina la tasa a la que converge la curva o tasa de largo plazo. Esto es válido para la curva spot y forward. β_1 indica qué tan lejos se ubica la tasa del periodo inicial respecto de la tasa de largo plazo. El signo de β_2 indica si la curva presenta una *joroba* (cuando es positivo) o una forma de *U* (cuando es negativo). Finalmente, el parámetro τ_1 indica la posición de la *joroba* o de la *U* y la velocidad a la que las tasas de corto y mediano plazo convergen a su tasa de largo plazo.

Un valor mayor de τ_1 indica que la tasa de largo plazo se alcanza más rápidamente. Así, en la gráfica II se aprecia que las dos últimas curvas de la gráfica sólo difieren en el valor de τ_1 , con un valor de 4.46 años la primera y de 10 años la segunda, lo que indica que la primera curva alcanza su mínimo más rápidamente y también su nivel de largo plazo.

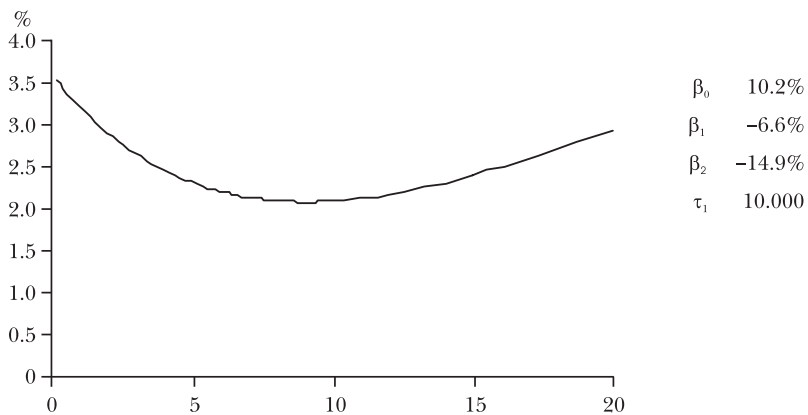
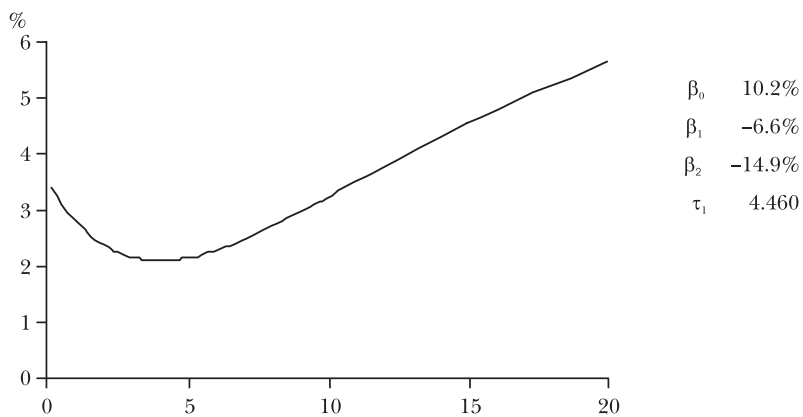
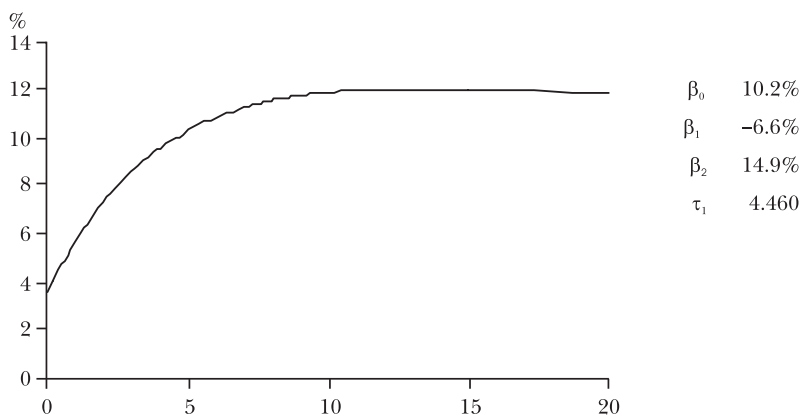
La forma de la curva forward o spot del modelo de Svensson también depende de sus parámetros. El modelo de Svensson es una extensión del modelo de Nelson y Siegel y por ello incorpora dos parámetros adicionales, β_3 y τ_2 . β_3 indica una segunda *joroba* (si es positivo) o una segunda *U* (si es negativo).

Por su parte, τ_2 indica la posición de la segunda *joroba* o *U*. La gráfica III muestra diferentes curvas de rendimiento generadas por el modelo de Svensson con diferentes valores de los parámetros. Cabe indicar, que ambos modelos el de Nelson y Siegel y de Svensson incorporan la posibilidad de estimar curvas invertidas (de pendiente negativa).

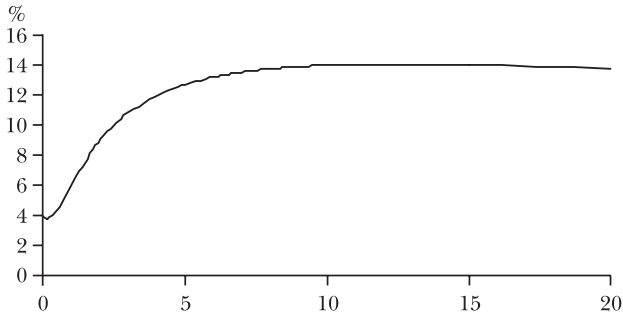
VI. ESTIMACIÓN DE LA CURVA DE RENDIMIENTO PARA EL PERÚ

1. Ecuación de precios de los bonos

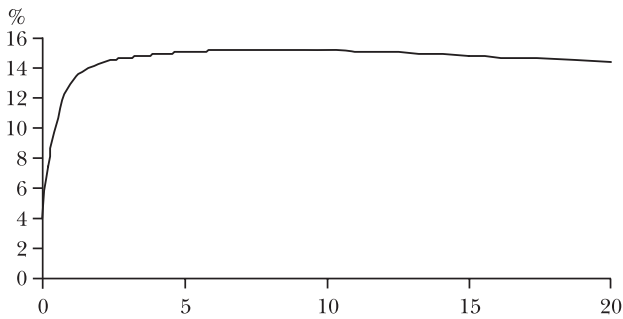
La estimación de la curva de rendimiento tanto en su versión de Nelson y Siegel como de Svensson implica resolver ciertas cuestiones prácticas. En la mayoría de mercados en desarrollo, incluido el Perú, los bonos se cotizan en términos

GRÁFICA II. CURVA SPOT DEL MODELO N&S CON DIFERENTES PARÁMETROS

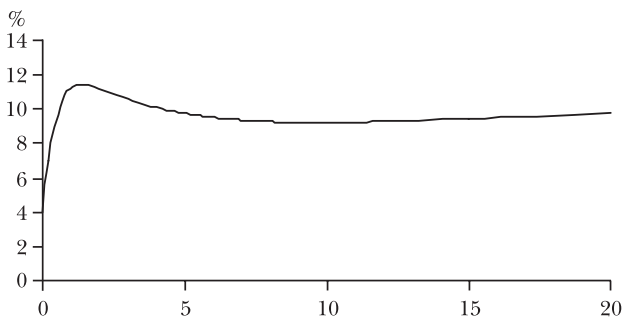
GRÁFICA III. CURVA SPOT DEL MODELO SVENSSON CON DIFERENTES PARÁMETROS



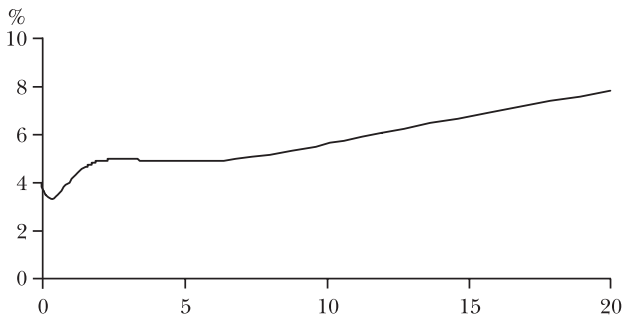
β_0 12.0%
 β_1 -8.0%
 β_2 -12.0%
 β_3 10.0%
 τ_1 0.500
 τ_2 5.000



β_0 12.0%
 β_1 -8.0%
 β_2 12.0%
 β_3 10.0%
 τ_1 0.500
 τ_2 5.000



β_0 12.0%
 β_1 -8.0%
 β_2 12.0%
 β_3 -10.0%
 τ_1 0.500
 τ_2 5.000



β_0 12.0%
 β_1 -8.0%
 β_2 -10.0%
 β_3 -20.0%
 τ_1 1.000
 τ_2 10.000

de su *yield to maturity* (en adelante *yield*) mientras que en los países desarrollados (por ejemplo, EUA e Inglaterra) los bonos se cotizan en términos de sus precios.

Los precios (de mercado) de los bonos que se cotizan en mercados desarrollados²³ (que se pueden ver en *Bloomberg*) por convención son precios limpios, esto es, no incluyen los intereses corridos que han sido devengados desde el pago del último cupón pero, dada la naturaleza discreta de los pagos, todavía no se han cobrado.

El precio limpio elimina el efecto de los intereses corridos (que aumentan cada día) y permite analizar el efecto sobre el precio de los movimientos en la estructura temporal de las tasas de interés.

En términos exactos, el valor de mercado de un bono o precios sucio (P) se expresa como:

$$P = \frac{1}{(1+y)^{u/v}} \left\{ \left[\sum_{k=0}^n \frac{C}{(1+y)^k} \right] + \frac{F}{(1+y)^n} \right\}.$$

Donde, P es el precio sucio o valor de mercado; F es el valor nominal del bono; y es el *yield* de mercado del bono por periodo, si es semestral, entonces $y = y \text{ anual} / 2$; C es el pago de cupón por periodo, si es semestral, entonces $C = c * F / 2$, donde c es la tasa cupón anual; n es el número de periodos completos hasta el vencimiento del bono, es igual al número de cupones que faltan pagar menos uno; u es el número de días corridos entre la fecha de cierre de la transacción hasta el día de pago del próximo cupón; v es el número de días corridos desde el pago del último cupón hasta la fecha de pago del próximo cupón (días del periodo).

Los intereses corridos (IC)²⁴ se calculan de la siguiente manera:

$$IC = C * (v - u) / v$$

²³ Por ejemplo, los bonos públicos peruanos, globales o Brady emitidos en dólares, que se cotizan en la Bolsa de Nueva York. El programa de Excel en sus fórmulas entiende que el precio se refiere al precio limpio.

²⁴ El cómputo de los días corridos se realiza considerando un mes de 30 días y un año de 360 días.

2. Definición de la función objetivo

Se utilizan cuatro versiones de la función objetivo (F.O.) para estimar los modelos de Nelson y Siegel y Svensson:

– F.O. Minimización de precios (NW)

$$i) \text{ Min } \Sigma (P_i - P_i(b))^2$$

– F.O. Minimización de precios ponderados (tres versiones)

$$\text{Min } \Sigma [(P_i - P_i(b) \cdot W_i)^2]$$

ii) W1: $W_i = 1 / D_i / (\Sigma 1 / D_i)$ (ponderación propuesta por Bliss, 1994)

iii) W2: $W_i = 1 / D_i^*$ (por ejemplo, Bank of England)

iv) W3: $W_i = 1 / P_i \cdot D_i^*$ (por ejemplo, Banco de Bélgica)

Donde, D_i es la duración McCauley; D_i^* es la duración modificada y P_i es el precio del bono; $y \frac{dP}{dr} \cdot \frac{1}{P} = \frac{D}{(1+y)} = -D^*$.

En términos conceptuales, la elasticidad del precio respecto a la tasa de interés es directamente proporcional a su duración (de McCauley o modificada). En ese sentido, las ponderaciones buscan *corregir* los errores por el inverso de su duración de tal manera que la minimización de los errores de los precios ponderados equivaldría a la minimización de los errores de los *yields*.²⁵

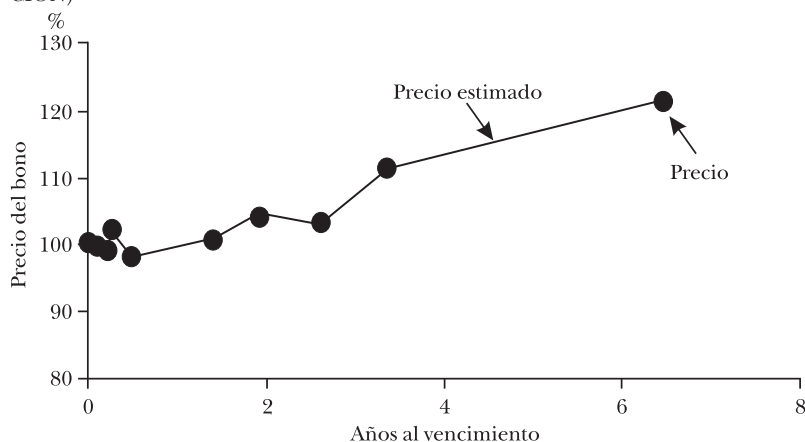
Las ponderaciones se relacionan de la siguiente manera:

$$W_1 / (1 + y) = W_2 = P \cdot W_3$$

El objetivo de minimizar una función objetivo de errores de precios ponderados es mejorar el ajuste de los *yields*, fundamentalmente del tramo corto de la curva de rendimiento, dado que errores grandes en los *yields* de corto plazo no afectan significativamente los precios de los bonos en dicho tramo (y por tanto sus errores).

Por tanto, una minimización de errores en precios genera un sobreajuste de los *yields* de largo plazo contra un pobre ajuste

²⁵ BIS (2005). Cabe señalar que la elección de la función objetivo es independiente del modelo de estimación utilizado, sea paramétrico o no paramétrico.

GRÁFICA IV. PRECIOS DE LA MUESTRA Y PRECIOS ESTIMADOS (SIN PONDERACIÓN)

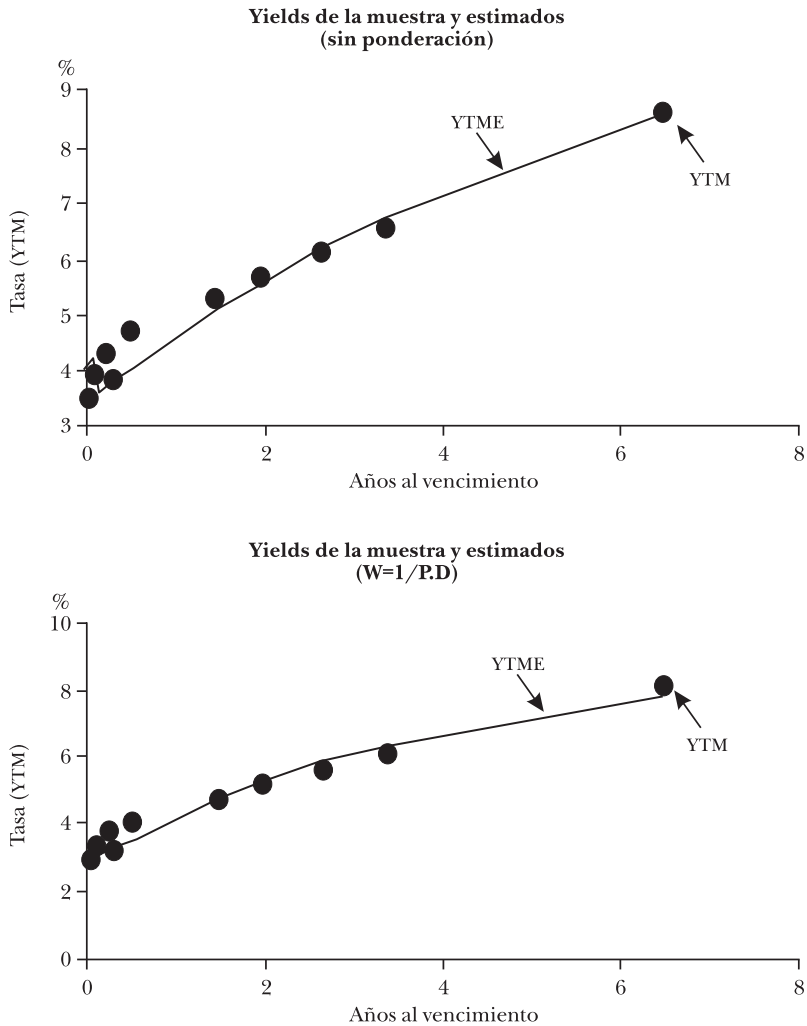
en los *yields* de corto plazo.²⁶ Por ejemplo, el ajuste de la función objetivo de precios de bonos del mercado peruano (con datos del 28 de febrero de 2005) usando el modelo de Nelson y Siegel se muestra en la gráfica IV. El ajuste de precios es bastante bueno, pero si vemos el ajuste correspondiente a los *yields* en la gráfica V (ajuste sin ponderar), se observa que en el tramo corto de la curva éste no es tan bueno. Sin embargo, si ponderamos la función objetivo con cualquiera de las ponderaciones propuestas en este trabajo (por ejemplo, con $w=1/PD$), el ajuste de los *yields* (implícitos en los precios estimados) mejora, tal como se aprecia en la misma gráfica V. Si en lugar de utilizar ponderaciones para la función objetivo de los precios, se realiza directamente la minimización de los *yields* obtenidos en la muestra, el resultado es similar a la minimización de la función objetivo de los precios ponderados, pero este método tiene el inconveniente que incrementa los requerimientos computacionales para estimar los parámetros.²⁷ En la gráfica VI se puede apreciar la relación entre la

²⁶ Recuerde que la elasticidad del precio del bono (y por tanto de sus errores de estimación) ante un cambio en el *yield* depende directamente de su duración.

²⁷ La minimización de *yields* implica un paso adicional en el proceso de cálculo ya que una vez calculados los precios estimados (y sus parámetros respectivos) hay que realizar el cálculo de los *yields* estimados mediante el procedimiento de Newton-Raphson, y evaluar estos si estos *yields* minimizan

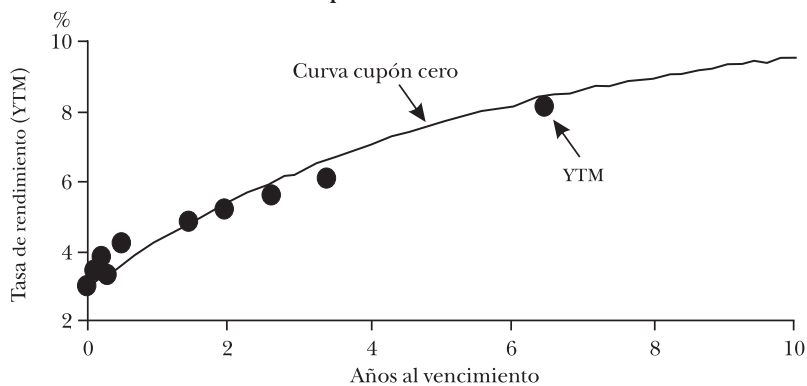
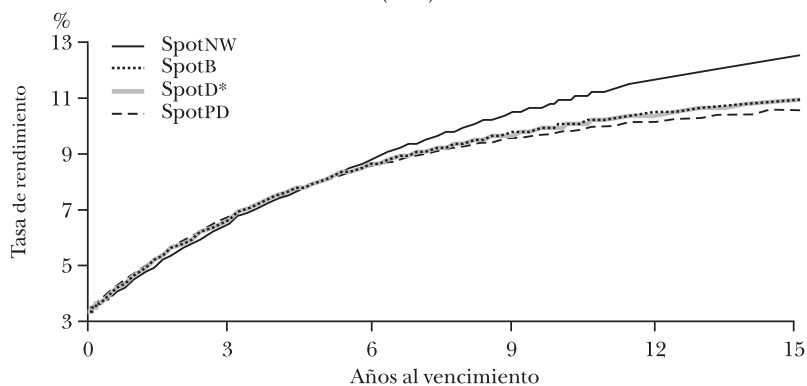
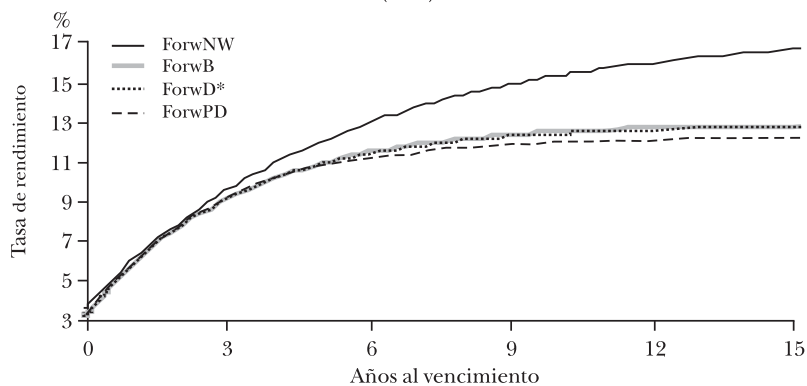
muestra de *yields* obtenidas del mercado secundario para el día 28 de febrero de 2005 y su correspondiente curva spot o curva de rendimiento cupón cero estimada a partir de dicha muestra. Asimismo, se grafican las curvas spot de tasas de interés y la curva forward instantánea para los métodos propuestos.

GRÁFICA V



la función objetivo. Si no lo hace, se continúa hasta que la función objetivo se minimiza de acuerdo a los criterios de convergencia establecidos.

GRÁFICA VI

Yield to maturity de la muestra y curva
cupón cero estimadaCurvas spot estimadas con diferentes funciones objetivo
(N&S)Curvas forward estimadas con diferentes funciones objetivo
(N&S)

3. Restricciones a la función objetivo y valores iniciales

La minimización de la función objetivo, tanto para estimar el modelo de Nelson y Siegel como el de Svensson, está sujeta a las siguientes restricciones:

$$\beta_0 + \beta_1 = r_{(t=0)} \quad (r_{(t=0)} \text{ es la tasa } \textit{overnight} \text{ o interbancaria})$$

$$r_{(t=0)} > 0 \quad (\text{tasa } \textit{overnight} \text{ positiva})$$

$$r_{(t=\infty)} = \beta_0 > 0 \quad (\text{tasa de largo plazo positiva})$$

$$f_t \geq 0 \quad (\text{tasa forward no negativa})$$

Los valores iniciales de los b , para estimar el modelo de Nelson y Siegel son:

$$\beta_0 = \textit{yield} \text{ del bono de mayor plazo}$$

$$\beta_1 = r_0 - \beta_0$$

$$\beta_2 = \text{positivo o negativo de acuerdo a la forma de la curva}$$

$$\tau_1 = 2$$

La estimación de Svensson toma como valores iniciales los resultados de Nelson y Siegel y asume además: $\beta_3 = 0$ y $\tau_2 = 1$.

Anderson y Sleath (2001), utiliza los siguientes criterios para la elección de un modelo para estimar la curva de rendimiento del Banco de Inglaterra: suavidad de la curva, flexibilidad y estabilidad. Pereda (2006) estima la curva de rendimiento para el Perú usando los modelos paramétricos de Nelson y Siegel (1987) y el modelo de Svensson (1994), utilizando la función objetivo de precios sin ponderar y con las tres ponderaciones de la función objetivo mencionadas anteriormente.²⁸ Los principales resultados son:

- Las especificaciones con ponderaciones de la función objetivo son superiores a las especificaciones sin ponderar, tanto para el modelo de Svensson como de Nelson y Siegel, ya que producen un menor error de estimación, tanto en términos de MAE²⁹ como de RMSE (ver Anexo 1).

²⁸ Para una muestra de 42 días entre el periodo que va de enero del 2004 a septiembre del 2005.

²⁹ El error absoluto medio (MAE) y la raíz del error cuadrático medio (RMSE), se definen de la siguiente manera:

- El error de estimación del modelo de Svensson (en sus distintas especificaciones de función objetivo, ver Anexo 1) es menor que el de Nelson y Siegel. El error promedio absoluto (MAE) del ajuste de *yields* es de 6 puntos básicos (pb)³⁰ (versus 10 puntos básicos de Nelson y Siegel), mientras que en términos de ajuste de precios dicho error es de 15 pb (esto es 15 centavos por cada 100 soles), versus 21 pb de Nelson y Siegel. Este mejor ajuste del modelo de Svensson se mantiene si sólo se considera el ajuste del tramo corto de la curva de rendimiento (entre 0 y 2 años), donde el MAE de las *yields* es 6 pb versus 14 pb de Nelson y Siegel.
- Sin embargo, si tomamos en cuenta factores tales como estabilidad de parámetros y tiempo de estimación, la elección del método de Nelson y Siegel o Svensson, *a priori* no es clara. El modelo de Svensson es más sensible a la falta de datos o a la calidad de los mismos que el modelo de Nelson y Siegel (sobre todo de la tasa de largo plazo β_0).
- El método de Nelson y Siegel converge por lo general más rápido y en menos tiempo. El de Svensson toma más tiempo y a veces se debe cambiar los valores iniciales para que converja, aunque su bondad de ajuste es mayor.
- En lo que se refiere a la forma funcional de la función objetivo, es preferible el modelo de ajuste de precios con errores ponderados (que equivale a ajustar los *yields* directamente). Asimismo, no hay diferencia sustancial entre los tres métodos de ponderación propuestos para la función objetivo, (basada en la inversa de las duraciones de cada bono), pues permite un mejor ajuste de los *yields* (implícitos) del tramo corto de la curva de rendimiento.
- La inestabilidad de los parámetros estimados es mayor cuanto mayor es la escasez de datos para ciertos tramos de la curva o éstos no son de buena calidad –por ejemplo por la presencia de *outliers* debido a bajos montos de negociación

$$\text{MAE} = \frac{|\text{errores}|}{n}$$

$$\text{RMSE} = \text{Raíz}[\sum \text{errores}^2]$$

³⁰ Un punto básico (pb) equivale a 1/100 puntos porcentuales. Así, 50 pb equivale a medio punto porcentual.

de determinados bonos-, siendo mayor este problema si hay escasez de bonos de largo plazo (que afecta β_0), por lo que no es recomendable extrapolar la curva para plazos donde no se cuenta con bonos (*out of sample forecasting*). En estos casos el modelo de Nelson y Siegel es preferible porque presenta una mayor estabilidad ante la ausencia de data.

De acuerdo a los resultados anteriores, se propone que la curva de rendimiento se estime usando en una primera etapa el modelo de Nelson y Siegel con una función objetivo ponderada (que puede ser $w = 1 / D^*$). Los parámetros estimados, se usan como valores iniciales para la estimación del modelo de Svensson, eligiéndose aquellos parámetros que muestran un mejor desempeño del modelo en términos de las tasas forward estimadas.

4. Mercado de bonos en el Perú y mercado secundario

El mercado de deuda pública es el que sirve de referencia para la construcción de una curva de rendimiento, a partir de la cual se puede construir las curvas para emisores privados una vez estimada su prima por riesgo. Durante la década de los noventa, las emisiones de deuda pública en soles de largo plazo (a tasa fija) eran inexistentes en el Perú debido al elevado riesgo de inflación percibido por los agentes y el incipiente desarrollo del mercado de capitales. Como consecuencia de ello, las emisiones públicas y privadas, se daban principalmente en dólares o en soles indexados a la inflación (soles VAC), limitándose las emisiones en soles nominales a plazos menores a dos años. A partir de la segunda mitad de los noventa el mercado de capitales se ve favorecido por la mayor presencia de inversionistas institucionales (administradoras de fondos de pensiones, fondos mutuos y compañías de seguros) y por las mejoras en las condiciones macroeconómicas, principalmente por la reducción sostenida de la tasa de inflación.

En el 2001 empiezan las primeras emisiones de deuda pública doméstica en soles a tasa fija aunque a plazos menores a tres años, así como deuda en dólares e indexada a la inflación a plazos mayores. En el caso de la deuda pública en dólares, ésta principalmente estaba dada en el mercado internacional

y en forma de créditos. En el 2002, el gobierno peruano emitió bonos en el mercado internacional denominados en dólares (bonos globales) luego de una larga ausencia siendo la última vez que realizó una emisión pública internacional en 1928.

En el 2000, se crea el Programa de Creadores de Mercado, en el cual se establecen las condiciones para las emisiones domésticas de la deuda soberana, tanto en soles como en soles VAC, con el fin de permitir el desarrollo de un mercado secundario de la deuda pública. Dicho programa contempla que los bancos participantes establezcan cotizaciones para los bonos emitidos con el fin de permitir la formación de precios y su valorización.

En esta línea, el primer bono que se emitió en el mencionado Programa fue en soles a un plazo original de dos años. La curva en soles fue ampliándose lentamente, con emisiones hasta el 2004 de bonos a plazos no mayores de siete años. A partir del 2005 los plazos de los bonos en soles empiezan a aumentar de manera significativa, emitiéndose en dicho año, bonos a plazos de 10, 11, 12, y 15 años. En mayo del 2006 se emitió un bono a 20 años (con vencimiento en agosto del 2026).

En la actualidad el mayor plazo original de la curva en soles corresponde al bono a 30 años (con vencimiento en agosto del 2037), el cual se emitió en julio del 2007 con una tasa cupón de 6.90% anual. Respecto a las emisiones de bonos soberanos en soles indexados (bonos VAC), en el 2002 se emitió el primero de estos bonos a un plazo original de siete años. En el 2004 se emitieron bonos para plazos originales de 10, 12, 15 y 20 años y en enero del 2005 se emitió un bono a 30 años (que vence en enero del 2035). En la actualidad, el bono soberano en soles indexado de mayor plazo es el bono de 40 años emitido en noviembre de 2006 (que vence en agosto del 2046).

Los bonos indexados soberanos son de especial utilidad para desarrollar el mercado de préstamos hipotecarios y corporativos de muy largo plazo, cuando no se cuentan con referencias de tasas nominales en soles en los plazos requeridos, o no se desea incurrir en riesgo inflacionario. El diferencial entre la tasa de rendimiento de bonos nominales y bonos

indexados a la inflación (bonos VAC) permite extraer un estimado de las expectativas de inflación de largo plazo. Pereda (2008) encuentra para el caso peruano que este diferencial, también denominado compensación por inflación o *break even inflation*, es un buen indicador de las expectativas de inflación de largo plazo en episodios de estabilidad de precios. Ante la presencia de choques inflacionarios la compensación por inflación no es una buena variable sustituta de la expectativa de inflación debido a que la prima por riesgo inflacionario se vuelve inestable y deja de ser constante.³¹ Sin embargo, en general el diferencial sigue la tendencia de las expectativas de inflación de los agentes.

5. Estimación de la curva de rendimiento en el Perú

A partir de la data de bonos del gobierno y certificados del banco central (CD) se estima la curva de rendimiento cupón cero (tasas spot) usando el modelo de Nelson y Siegel (1987), y de Svensson (1994), eligiéndose el que tiene un mejor ajuste a la data, de acuerdo con lo expuesto en la sección VI.3 de este trabajo. Cabe recordar, que no siempre el mejor ajuste es preferible cuando los datos disponibles son limitados. A veces puede ser preferible un menor ajuste dado por el modelo de Nelson y Siegel para obtener una curva más suavizada y reducir las oscilaciones de la misma que pueden generarse ante la presencia de *outliers* por la escasez de datos representativos. En el caso de cálculo de una curva de rendimiento representativa de un mes, lo correcto sería utilizar datos diarios y luego promediar los parámetros estimados para las curvas. Pero si se desea el comportamiento de la curva de rendimiento ante algún evento en particular, es preferible estimar los datos disponibles entre ciertas fechas determinadas.

³¹ Compensación por inflación (π) = Expectativa de inflación (π^e) + prima por riesgo inflacionario (ρ).

Este resultado subsiste aun si se estima el diferencial entre las tasas *spot* de la curva de rendimiento nominal y curva de rendimiento real (VAC). En general la estimación de una curva de rendimiento real se dificulta por la ausencia de bonos en todos los plazos de la curva y por la iliquidez de estos bonos. Una discusión sobre el uso de este diferencial para estimar expectativas de inflación en Estados Unidos se puede ver en Carlstrom y Fuerst (2004) y en www.clevelandfed.org.

Los datos utilizados corresponden sólo a instrumentos en nuevos soles del gobierno o del banco central, con vencimiento mayores a un día. Para el punto inicial de la curva se toma la tasa interbancaria *overnight* promedio del sistema bancario. La información de bonos del gobierno que se usa corresponde a los *yields* tomados de Datatec y corresponden a operaciones cerradas. En caso de que sea necesario ante la ausencia de cotizaciones se pueden incluir propuestas de compra-venta con un diferencial máximo entre ellas de 100 pb. Los instrumentos del banco central (CD) se emiten sin cupón y se transan en el mercado secundario tomando como referencia su tasa de interés al vencimiento (*yields*). Se incluyen en nuestra estimación los *yields* de CD correspondientes a operaciones cerradas primarias y del mercado secundario (cuando no existen datos del mercado primario). Eventualmente en caso de ausencia de información para estos instrumentos se pueden incluir cotizaciones de compra-venta y también las tasas de operaciones de reporte (repos) que utiliza el banco central para inyectar liquidez al sistema financiero.

La función objetivo utilizada, para la estimación de la curva de rendimiento, se basa en la minimización de los precios de mercado (o precios *sucios*) que se calculan a partir de la muestra de rendimientos anuales de la muestra.³²

Una vez estimados los parámetros de los modelos, sea Nelson y Siegel o Svensson, es posible obtener de manera directa las tasas spot o forward instantánea (a un día) para cualquier plazo deseado.³³ Sin embargo, sólo se deben usar las tasas estimadas para los plazos comprendidos entre la tasa interbancaria *overnight* y el bono de mayor plazo de la muestra,³⁴ debido a que la extrapolación de la data genera tasa spot inestables que se incrementa con el plazo.

A partir de la curva estimada, se calcula las tasas forward a

³² La curva se estima usando el programa VBA de Excel. El programa de Excel calcula el precio limpio dado el *yield* anual. Para el cálculo de la duración de McCauley Excel necesita la tasa cupón, el precio limpio y el valor facial. El número de años se calcula asumiendo un mes de 30 días y un año de 360 días.

³³ Existe una relación matemática entre dichas tasas para ambos modelos.

³⁴ Como es la práctica entre los bancos centrales. Ver BIS (2005).

un día (forward instantánea), lo que a su vez determina las tasas interbancarias esperadas luego de ajustar las tasas forward por un componente de prima por liquidez. Este ajuste se realiza a lo largo de todos los plazos, debido a que a diferencia de lo señalado por Svensson (1994), en el caso peruano las tasas forward de corto plazo también tienen un sesgo que debe ser corregido.

Manner (2005)³⁵ estima la prima por liquidez para el Perú para la tasa forward a un día para diferentes plazos e informa primas estimadas entre 70 y 270 puntos básicos para la tasa de interés entre tres meses y 30 meses. Los datos utilizados para la estimación son mensuales entre junio del 2003 y octubre del 2005.

Para nuestro análisis, vamos a estimar la prima por liquidez basados en el promedio de los errores de predicción entre las tasas forward instantánea estimadas y las tasas observadas (para un periodo de proyección de 36 meses), con datos mensuales obtenidos entre el 2005 y el 2007, complementadas con la prima que se deriva de las encuestas de expectativas de tasas de interés que el banco central realiza a los agentes económicos con periodicidad mensual. Estas encuestas, sin embargo, sólo informan expectativas para uno, dos, tres meses adelante, y para diciembre del año de la encuesta y del año siguiente. Estimaciones preliminares usando los datos de la encuesta de expectativas de tasas de interés realizada por el BCRP muestran que en el periodo analizado el error de expectativas (que es la diferencia entre la tasa esperada por el mercado y la tasa observada) es negativo. Si usamos este error como una variable sustituta para la prima por riesgo, entonces la prima por liquidez estimada según esta forma es mayor a la que resulta del uso del error de predicción de la tasa forward como variable sustituta de la prima por liquidez (tasa forward menos la tasa observada). Este resultado, sin embargo, tiene gran influencia del periodo analizado que se caracteriza por periodos de tasas estables y alzas de tasas no esperadas por los agentes.

Con esta información se estima una prima por liquidez para la tasa forward a un día para plazos menores a tres años en un rango de 0-200 puntos básicos, y para un año entre cinco y

³⁵ Página 9.

80 puntos básicos. Se observa que en los últimos años el error de expectativas de las encuestas han ido decreciendo (ver cuadro 2), por lo que para nuestro cálculo de la prima se usan los datos disponibles más recientes de estos errores, así como la información que proporciona el error de predicción de las tasas forward.

CUADRO 2. PRIMA ESTIMADA PARA LA TASA INTERBANCARIA FORWARD OVERNIGHT^a

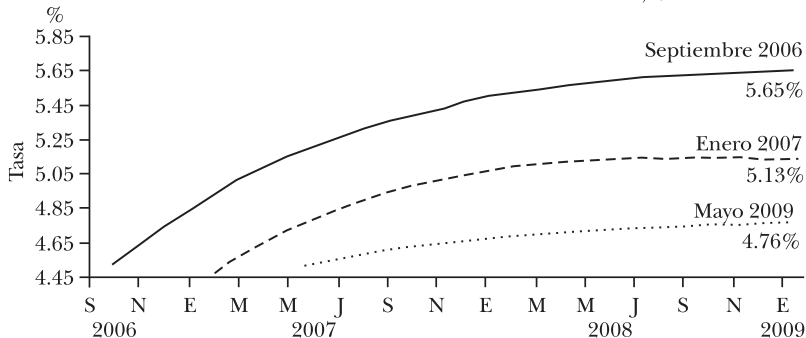
| <i>Mes</i> | <i>2005</i> (%) | <i>2006</i> (%) | <i>2000</i> (%) | <i>Estimada</i> (%) |
|------------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------------|
| 1 | 0.21 | 0.18 | 0.11 | 0.1 |
| 2 | 0.52 | 0.30 | 0.22 | 0.1 |
| 3 | 0.59 | 0.41 | 0.32 | 0.2 |
| 4 | 0.64 | 0.45 | 0.39 | 0.3 |
| 5 | 0.68 | 0.76 | 0.42 | 0.4 |
| 6 | 0.81 | 0.89 | 0.47 | 0.4 |
| 7 | 0.63 | 0.55 | 0.53 | 0.5 |
| 8 | 0.60 | 1.01 | 0.56 | 0.6 |
| 9 | 0.43 | 1.35 | 0.88 | 0.6 |
| 10 | 0.81 | 1.45 | 1.01 | 0.7 |
| 11 | 0.52 | 1.75 | 0.99 | 0.8 |
| 12 | 1.86 | 1.69 | 1.00 | 0.8 |

FUENTE: estimaciones del autor.

^a Estimada a partir de la diferencia entre la tasa forward interbancaria a un día de la curva de rendimiento y la tasa interbancaria esperada tomada de encuestas de expectativas del BCR entre el 2005 y 2007. La tasa forward a un día usando el modelo de Nelson-Siegel.

Una primera estimación de las expectativas de tasas de interés interbancaria implícitas en la curva de rendimiento del mercado, fue publicada por el BCRP en el Informe de Inflación de enero del 2007 (p. 77). Dicha estimación, al igual que la encuesta de expectativas de tasas de interés que el banco central realiza periódicamente, permite extraer información relevante para las decisiones de política monetaria. En el Informe de Inflación de mayo dichas estimaciones (p. 21) mostraban que las expectativas para las tasas interbancarias futuras habían disminuido de manera sostenida entre septiembre del 2006 y mayo del 2007, aunque esperaba que las tasas interbancarias aumenten para los próximos meses en al menos 25 pb (de 4.50 en mayo del 2007 a 4.76 en enero del 2009).

El 6 de julio del 2007 el BCRP acordó elevar la tasa interbancaria de referencia en 25 pb, de 4.50% a 4.75%, lo que estaba

GRÁFICA VII. TASA INTERBANCARIA OVERNIGHT ESPERADA, 2006-09^a

^a Implícitas en la estructura temporal de las tasas de interés (yield curve).

en línea con lo que el mercado esperaba. Coincidente con el ajuste de la tasa, la economía fue afectada por un periodo de inestabilidad por la crisis generada en el mercado inmobiliario de EUA, cuya consecuencia inmediata fue una crisis de liquidez y un incremento de la aversión al riesgo de los inversionistas generando un incremento de las tasas de los bonos emergentes. Como resultado, las expectativas para las tasas interbancarias se han vuelto más inestables, lo que implica un seguimiento cada vez más cercano de la evolución de las expectativas y de las primas por liquidez que se vuelven más variables.

VII. CONCLUSIONES

El desarrollo del mercado de bonos del gobierno e instrumentos del banco central ha permitido estimar curvas de rendimiento para la economía peruana y contar con tasas de referencia para las emisiones de deuda privada de largo plazo, contribuyendo al desarrollo del mercado de capitales doméstico. La estimación de curvas de rendimiento soberanas cupón cero tiene especial relevancia para el análisis monetario pues permite estimar las expectativas que tienen los agentes sobre las tasas de interés futuras, particularmente de la tasa interbancaria que es el instrumento de política monetaria que el banco central utiliza en su esquema actual de metas de inflación.

Anexo 1

CUADRO A. 1. MAE Y RECM ESTIMADOS

| MAE (muestra: 42 días) | | | | |
|--|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------|-----------|
| <i>Modelo</i> | <i>Función objetivo sin pond.</i> | <i>Función objetivo ponderada</i> | | |
| | | <i>w1</i> | <i>w2</i> | <i>w3</i> |
| Ajuste de precios (%) | | | | |
| Nelson y Siegel | 0.19 | 0.21 | 0.21 | 0.20 |
| Svensson | 0.14 | 0.15 | 0.15 | 0.15 |
| Ajuste yields, implícitos (%) | | | | |
| Nelson y Siegel | 0.12 | 0.11 | 0.10 | 0.10 |
| Svensson | 0.07 | 0.06 | 0.06 | 0.06 |
| RECM (muestra: 42 días) | | | | |
| <i>Modelo</i> | <i>Función objetivo sin pond.</i> | <i>Función objetivo ponderada</i> | | |
| | | <i>w1</i> | <i>w2</i> | <i>w3</i> |
| Ajuste de precios (%) | | | | |
| Nelson y Siegel | 0.27 | 0.33 | 0.33 | 0.32 |
| Svensson | 0.23 | 0.25 | 0.25 | 0.25 |
| Ajuste yields, implícitos (%) | | | | |
| Nelson y Siegel | 0.17 | 0.15 | 0.15 | 0.15 |
| Svensson | 0.11 | 0.09 | 0.09 | 0.09 |
| MAE (muestra: 42 días, tramos corto: 0-2 años) | | | | |
| <i>Modelo</i> | <i>Función objetivo sin pond.</i> | <i>Función objetivo ponderada</i> | | |
| | | <i>w1</i> | <i>w2</i> | <i>w3</i> |
| Ajuste de precios (%) | | | | |
| Nelson y Siegel | 0.10 | 0.07 | 0.07 | 0.08 |
| Svensson | 0.05 | 0.04 | 0.04 | 0.03 |
| Ajuste yields, implícitos (%) | | | | |
| Nelson y Siegel | 0.18 | 0.15 | 0.14 | 0.13 |
| Svensson | 0.10 | 0.06 | 0.06 | 0.06 |
| RECM (muestra: 42 días, tramos corto: 0-2 años) | | | | |
| <i>Modelo</i> | <i>Función objetivo sin pond.</i> | <i>Función objetivo ponderada</i> | | |
| | | <i>w1</i> | <i>w2</i> | <i>w3</i> |
| Ajuste de precios (%) | | | | |
| Nelson y Siegel | 0.14 | 0.10 | 0.10 | 0.11 |
| Svensson | 0.08 | 0.06 | 0.06 | 0.06 |
| Ajuste yields, implícitos (%) | | | | |
| Nelson y Siegel | 0.24 | 0.19 | 0.18 | 0.18 |
| Svensson | 0.15 | 0.11 | 0.11 | 0.11 |

FUENTE: Pereda (2006).

Anexo 2

Las tasas del mercado de instrumentos de renta fija permite estimar la curva de rendimiento a partir de las tasas spot observadas en el mercado, así como las tasas de interés a un día esperadas implícitas en dicha curva de rendimiento. Ello se realiza estimando las curvas forward instantánea mediante cualquiera de los métodos disponibles (por ejemplo, Nelson y Siegel) y restando la prima por liquidez correspondiente a la tasa forward. En el siguiente cuadro se muestra un ejemplo de este procedimiento.

CUADRO A. 2. TASA INTERBANCARIA ESPERADA A PARTIR DE TASAS SPOT, ENERO DEL 2000-ENERO DEL 2001 (en porcentajes)

| <i>Fecha de negociación: enero del 2000</i> | | | | |
|---|--|--|----------------------------------|---|
| <i>Fecha de vencimiento</i> | <i>Tasas mercado secundario (curva de rendimiento)</i> | <i>Interbancaria forward^a</i> | <i>Prima forward^b</i> | <i>Interbancaria esperada^c</i> |
| | | (1) | (2) | (3) = (1 - 2) |
| 2000 | | | | |
| Enero | | | | |
| Febrero | | 6.68 | 0.1 | 6.6 |
| Marzo | | 7.03 | 0.1 | 6.9 |
| Abril | 6.75 | 7.24 | 0.2 | 7.0 |
| Mayo | 6.83 | 7.36 | 0.3 | 7.1 |
| Junio | | 7.43 | 0.4 | 7.1 |
| Julio | | 7.47 | 0.4 | 7.0 |
| Agosto | | 7.49 | 0.5 | 7.0 |
| Septiembre | | 7.51 | 0.6 | 6.9 |
| Octubre | | 7.51 | 0.6 | 6.9 |
| Noviembre | | 7.52 | 0.7 | 6.8 |
| Diciembre | | 7.52 | 0.8 | 6.8 |
| 2001 | | | | |
| Enero | 7.32 | 7.52 | 0.8 | 6.7 |

FUENTE: estimaciones del autor.

^a Corresponde a las tasas forward implícita en la curva de rendimiento estimada mediante el modelo de Nelson y Siegel. ^b Estimadas. ^c Es igual a la tasa forward a un día pactada para dentro de t meses menos su prima por liquidez.

También es posible estimar cuál es la curva de rendimiento implícita en las tasas de interés a un día esperadas por el mercado. Esto nos permite por ejemplo, establecer las tasas spot que deben negociarse en el mercado cuando se piensa realizar una subasta primaria de valores. En el siguiente cuadro se

muestra cómo construir una curva de rendimiento implícita (tasas spot) a partir de las tasas esperadas a un día. Cabe indicar, que la prima por liquidez de la tasa spot es el promedio geométrico de la prima por liquidez de las tasas forward.

CUADRO A. 3. CURVA DE RENDIMIENTO IMPLÍCITA A PARTIR DE TASAS ESPERADAS, ENERO DEL 2000-ENERO DEL 2001 (en porcentajes)

| <i>Fecha de negociación: enero del 2000</i> | | | | |
|---|---|--|-------------------------------|---|
| <i>Fecha de vencimiento</i> | <i>Interbancaria esperada^a</i> | <i>Tasas spot implícitas (sin prima)^b</i> | <i>Prima spot^c</i> | <i>Curva de rendimiento implícita^d</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) = (2 + 3) |
| 2000 | | | | |
| Enero | 6.25 | | | 6.3 |
| Febrero | 6.75 | 6.5 | 0.1 | 6.6 |
| Marzo | 7.25 | 6.7 | 0.1 | 6.8 |
| Abril | 7.25 | 6.9 | 0.1 | 7.0 |
| Mayo | 7.25 | 6.9 | 0.2 | 7.1 |
| Junio | 7.25 | 7.0 | 0.2 | 7.2 |
| Julio | 7.25 | 7.0 | 0.2 | 7.2 |
| Agosto | 7.25 | 7.1 | 0.2 | 7.3 |
| Septiembre | 7.25 | 7.1 | 0.3 | 7.3 |
| Octubre | 7.25 | 7.1 | 0.3 | 7.4 |
| Noviembre | 7.25 | 7.1 | 0.3 | 7.4 |
| Diciembre | 7.25 | 7.1 | 0.3 | 7.5 |
| 2001 | | | | |
| Enero | 7.25 | 7.1 | 0.4 | 7.5 |

FUENTE: estimaciones del autor.

^a Corresponde, por ejemplo, a las expectativas para la tasa interbancaria obtenida de las encuestas. ^b Corresponde al promedio geométrico de las tasas esperadas. No es la curva de rendimiento pues éstas no son tasas spot dado que falta incorporar la prima de liquidez. ^c Corresponde al promedio geométrico de las primas forward. ^d Corresponde a la curva de rendimiento, esto es a las tasas spot, implícita a partir de las tasas interbancarias esperadas.

Anexo 3

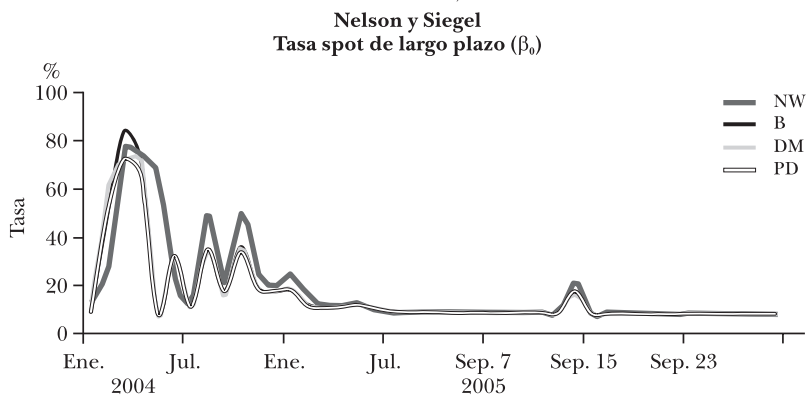
En el cuadro se muestra los datos mensuales estimados de las tasas interbancarias esperadas para los próximos 12 meses (forward instantánea a un año), con el modelo de Nelson y Siegel y el modelo de Svensson empleando las ponderaciones de la función objetivo de precios y la muestra discutida en el texto.

CUADRO A. 4

| | <i>Nelson y Siegel: forward un año (%)</i> | | | | <i>Svensson: forward un año (%)</i> | | | |
|------------|--|------------|------------|------------|-------------------------------------|------------|------------|------------|
| | <i>P</i> | <i>Pw1</i> | <i>Pw2</i> | <i>Pw3</i> | <i>P</i> | <i>Pw1</i> | <i>Pw2</i> | <i>Pw3</i> |
| 2004 | | | | | | | | |
| Ene. | 3.94 | 4.03 | 4.03 | 4.03 | 4.03 | 4.02 | 4.02 | 4.02 |
| Feb. | 4.23 | 4.26 | 4.26 | 4.26 | 4.11 | 4.11 | 4.15 | 4.11 |
| Mar. | 4.08 | 4.24 | 4.25 | 4.25 | 4.32 | 4.26 | 4.26 | 4.26 |
| Abr. | 4.34 | 4.57 | 4.57 | 4.57 | 4.56 | 4.53 | 4.54 | 4.54 |
| May. | 4.03 | 6.28 | 6.29 | 6.30 | 4.55 | 4.92 | 4.88 | 5.24 |
| Jun. | 6.20 | 6.38 | 6.39 | 6.38 | 6.04 | 5.96 | 5.95 | 5.96 |
| Jul. | 6.90 | 6.93 | 6.93 | 6.93 | 6.04 | 5.96 | 5.95 | 5.96 |
| Ago. | 6.35 | 6.59 | 6.60 | 6.58 | 6.87 | 6.86 | 6.86 | 6.79 |
| Sep. | 5.97 | 6.11 | 6.11 | 6.12 | 6.09 | 6.02 | 6.05 | 6.04 |
| Oct. | 5.47 | 5.56 | 5.56 | 5.57 | 5.68 | 5.66 | 5.66 | 5.66 |
| Nov. | 5.75 | 5.97 | 5.98 | 5.99 | 6.21 | 6.17 | 6.17 | 6.17 |
| Dic. | 5.82 | 5.88 | 5.88 | 5.87 | 5.85 | 5.84 | 5.84 | 5.84 |
| 2005 | | | | | | | | |
| Ene. | 5.26 | 5.41 | 5.42 | 5.41 | 5.49 | 5.49 | 5.50 | 5.50 |
| Feb. | 5.23 | 5.48 | 5.48 | 5.52 | 5.32 | 5.30 | 5.30 | 5.29 |
| Mar. | 6.07 | 6.24 | 6.24 | 6.25 | 5.86 | 5.96 | 5.94 | 5.94 |
| Abr. | 5.76 | 5.97 | 5.97 | 5.97 | 5.34 | 5.52 | 5.54 | 5.55 |
| May. | 5.48 | 5.55 | 5.55 | 5.56 | 5.38 | 5.49 | 5.49 | 5.48 |
| Jun. | 5.10 | 5.24 | 5.24 | 5.25 | 4.82 | 4.94 | 4.94 | 4.95 |
| Jul. | 4.84 | 5.00 | 5.01 | 5.01 | 4.76 | 4.60 | 4.60 | 4.59 |
| Ago. | 4.90 | 4.99 | 4.99 | 4.98 | 4.69 | 4.68 | 4.68 | 4.70 |
| 1 de sep. | 4.92 | 4.92 | 4.92 | 4.92 | 4.87 | 4.70 | 4.70 | 4.71 |
| 2 de sep. | 4.98 | 4.99 | 4.99 | 4.98 | 4.93 | 4.70 | 4.70 | 4.71 |
| 5 de sep. | 4.95 | 5.03 | 5.03 | 5.04 | 4.74 | 4.68 | 4.68 | 4.68 |
| 6 de sep. | 4.99 | 5.02 | 5.02 | 5.02 | 4.99 | 4.67 | 4.67 | 4.67 |
| 7 de sep. | 4.98 | 5.03 | 5.04 | 5.05 | 5.01 | 4.73 | 4.73 | 4.74 |
| 8 de sep. | 4.98 | 5.03 | 5.04 | 5.05 | 4.94 | 4.76 | 4.76 | 4.76 |
| 9 de sep. | 4.83 | 4.89 | 4.90 | 4.90 | 4.90 | 4.79 | 4.79 | 4.79 |
| 12 de sep. | 4.87 | 4.94 | 4.94 | 4.95 | 4.78 | 4.73 | 4.73 | 4.74 |
| 13 de sep. | 4.84 | 4.94 | 4.94 | 4.96 | 4.91 | 4.76 | 4.76 | 4.77 |
| 14 de sep. | 4.84 | 4.91 | 4.92 | 4.93 | 4.93 | 4.76 | 4.76 | 4.74 |
| 15 de sep. | 4.87 | 4.93 | 4.93 | 4.95 | 4.98 | 4.81 | 4.81 | 4.83 |
| 16 de sep. | 4.87 | 4.93 | 4.93 | 4.95 | 4.83 | 4.76 | 4.76 | 4.77 |
| 19 de sep. | 4.85 | 4.92 | 4.92 | 4.94 | 4.97 | 4.84 | 4.84 | 4.86 |
| 20 de sep. | 4.85 | 4.93 | 4.93 | 4.94 | 4.88 | 4.82 | 4.82 | 4.82 |
| 21 de sep. | 4.85 | 4.93 | 4.93 | 4.94 | 4.95 | 4.86 | 4.86 | 4.86 |
| 22 de sep. | 4.92 | 4.97 | 4.97 | 4.98 | 5.00 | 4.90 | 4.90 | 4.90 |
| 23 de sep. | 4.82 | 4.92 | 4.93 | 4.93 | 5.02 | 5.02 | 5.02 | 5.02 |
| 26 de sep. | 4.83 | 4.92 | 4.93 | 4.94 | 4.99 | 4.96 | 4.95 | 4.94 |
| 27 de sep. | 4.91 | 4.99 | 4.99 | 5.00 | 5.04 | 4.99 | 4.99 | 5.00 |
| 28 de sep. | 4.95 | 4.98 | 4.98 | 4.98 | 4.98 | 4.91 | 4.91 | 4.91 |
| 29 de sep. | 4.94 | 5.01 | 5.01 | 5.02 | 4.81 | 4.88 | 4.88 | 4.89 |
| 30 de sep. | 5.01 | 5.03 | 5.03 | 5.04 | 5.01 | 4.97 | 4.97 | 4.98 |

En la gráfica A.I se muestran las tasas spot de largo plazo estimadas con el modelo de Nelson y Siegel y el modelo de Svensson empleando las ponderaciones de la función objetivo de precios y la muestra discutida en el texto.

GRÁFICA A.I. TASA SPOT DE LARGO PLAZO, 2004-2005



BIBLIOGRAFÍA

- Anderson, N., y J. Sleath (2001), *New Estimates of the UK Real and Nominal Yield Curves*, Bank of England (Working Paper).
- Arango, L. E., L. F. Melo y D. M. Vásquez (2002), *Estimación de la estructura a plazo de las tasas de interés en Colombia*, Banco de la República.

- Banco Central Europeo (2004), "Extracting Information from Financial Asset Prices", *Monthly Bulletin*, noviembre, pp. 65-75.
- BIS (2005), *Zero-Coupon Yield Curves: Technical Documentation*, octubre (BIS Papers, n° 25).
- Blinder, A. (2004), *The Quiet Revolution*, cap. 3, Yale University Press.
- Bliss, R. R. (1994), *Testing Term Structure Estimation Methods*, Federal Reserve Bank of Atlanta, abril (Working Paper); también en *Advances in Futures and Options Research*, vol. 9, 1996, pp. 197-231.
- Bodie, Z., A. Kane y A. J. Marcus (1996), *Investments*, Fourth Edition, Irwin Mc Graw Hill.
- Carlstrom, C., y T. S. Fuerst (2004), "Expected inflation and TIPS", *Economic Commentary* (Federal Reserve Bank of Cleveland), noviembre.
- Cox, J. C., J. E. Ingersoll y S. A. Ross (1985), "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica*, vol. 53, n° 2, pp. 385-407.
- Duffie, D., y R. Kan (1996), "A Yield-Factor Model of Interest Rates", *Mathematical Finance*, vol. 6, pp. 379-406.
- Estrella, A., y F. Mishkin (1996), *The Yield Curve as a predictor of the United States recessions*, Federal Reserve Bank of New York (Current Issues in Economics and Finance, vol. 2, n° 7).
- Favero, C. (2000), *Applied Macroeconometrics*, cap. 6, Oxford University Press.
- Fisher, M., D. Nychka y D. Zervos (1995), *Fitting the Term Structure of Interest rates with Smoothing Splines*, Federal Reserve Board (Finance and Economics Discussion Series, n° 95-1).
- Frankel, J. A., y C. Lown (1994), "An Indicator of Future Inflation extracted from the steepness of the Interest Rate Yield Curve along its entire length", *The Quarterly Journal of Economics*, mayo, pp. 517-30.
- Jamieson, D., y S. Gusba (2002), *Exponential, Polinomials, and Fourier Series: More Yield Curve Modeling at the Bank of Canada*, Bank of Canada (Working Paper).
- Li, B., E. DeWetering, G. Lucas, R. Brenner y A. Shapiro (2001), *Merril Lynch Exponential Spline Model*, Merrill Lynch (Working Paper).

- Manner, H. (2005), *The term structure of interest rates and term premia in Peru*, texto mimeografiado, BCRP, diciembre.
- Mc Culloch, J. H. (1971), "Measuring the Terms Structure of Interest Rates", *Journal of Business*, vol. 44, pp. 19-31.
- Nelson, C. R., y A. F. Siegel (1987), "Parsimonious Modeling of Yield Curves", *Journal of Business*, vol. 60, n° 4, pp. 473-489.
- Pereda, J. (2006), *Estimación de la curva de rendimientos cupón cero para el Perú: aspectos metodológicos y aplicaciones*, texto mimeografiado, presentado al XXIII Encuentro de Economistas del BCRP en marzo del 2006 y al Primer Concurso de Trabajos sobre el Mercado de Valores Peruano organizado por CONASEV en febrero del 2006 (premiado con el tercer puesto en el segmento de profesionales).
- Pereda, J. (2008), *Derivación de Expectativas de Inflación a través de la información del mercado de bonos*, presentación realizada en el XXVI Encuentro de Economistas del BCRP, ESAN, noviembre; (<http://www.bcrp.gob.pe/docs/Proyeccion-Institucional/Encuentro-de-Economistas/XXVI-EE-2008/XXVI-EE-2008-S16-Pereda.pdf>).
- Rieckhof, P. (1999), *Una Aproximación a la Estructura de Plazos de Tasas de Interés en el Mercado Financiero*, texto mimeografiado, SBS.
- Rodríguez, A., y J. A. Villavicencio (2005), *La Formación de la Curva de Rendimientos en Nuevos Soles en el Perú*, PUC (Documento de Trabajo, n° 239).
- SBS (2005), *Curvas Cupón Cero Soberanas: Manual Metodológico y de Procedimientos*, agosto (Borrador para Discusión).
- Svensson, L. E. O. (1994), *Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994*, NBER (Working Paper, n° 4871).
- Vasicek, O. A. (1977), "An Equilibrium Characterization of the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, vol 5, n° 2, pp. 177-88.
- Waggoner, D. (1997), *Spline methods for Extracting Interest Rate Curves from Coupon Bond Prices*, Federal Reserve Bank of Atlanta (WP Series, n° 97-10).

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

| | |
|---|--|
| Banco Central de la República Argentina | Banco de Guatemala |
| Centrale Bank van Aruba | Bank of Guyana |
| Central Bank of the Bahamas | Banque de la République d'Haïti |
| Central Bank of Barbados | Banco Central de Honduras |
| Central Bank of Belize | Bank of Jamaica |
| Banco Central de Bolivia | Banco de México |
| Banco Central do Brasil | Bank van de Nederlandse Antillen |
| Eastern Caribbean Central Bank | Banco Central de Nicaragua |
| Cayman Islands Monetary Authority | Banco Central del Paraguay |
| Banco Central de Chile | Banco Central de Reserva del Perú |
| Banco de la República (Colombia) | Banco Central de la República Dominicana |
| Banco Central de Costa Rica | Centrale Bank van Suriname |
| Banco Central de Cuba | Central Bank of Trinidad and Tobago |
| Banco Central del Ecuador | Banco Central del Uruguay |
| Banco Central de Reserva de El Salvador | Banco Central de Venezuela |

COLABORADORES

Bancos centrales

| | |
|---|--------------------------------------|
| Deutsche Bundesbank (Alemania) | Banca d'Italia |
| Bank of Canada | De Nederlandsche Bank (Países Bajos) |
| Banco de España | Bangko Sentral ng Pilipinas |
| Federal Reserve System (Estados Unidos) | Banco de Portugal |
| Banque de France | European Central Bank |

Otras instituciones

| | |
|---|--|
| Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador) | Superintendencia de Bancos (República Dominicana) |
| Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador) | Banco Centroamericano de Integración Económica |
| Superintendencia de Bancos (Guatemala) | Banco Latinoamericano de Comercio Exterior, S. A. |
| Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras) | Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisenverband e. V. (Confederación Alemana de Cooperativas) |
| Superintendencia de Bancos (Panamá) | Fondo Latinoamericano de Reservas |

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org