

Reyna Cerecero, Mario; Salazar Cavazos, Diana; Salgado Banda, Héctor

Working Paper

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

Working Papers, No. 2008-15

Provided in Cooperation with:

Bank of Mexico, Mexico City

Suggested Citation: Reyna Cerecero, Mario; Salazar Cavazos, Diana; Salgado Banda, Héctor (2008) : La curva de rendimiento y su relación con la actividad económica: Una aplicación para México, Working Papers, No. 2008-15, Banco de México, Ciudad de México

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/83775>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2008-15

**La Curva de Rendimiento y su Relación con la Actividad
Económica: Una Aplicación para México**

Mario Reyna Cerecero
Banco de México

Diana Salazar Cavazos
Banco de México

Héctor Salgado Banda
Banco de México

Diciembre 2008

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

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

La Curva de Rendimiento y su Relación con la Actividad Económica: Una Aplicación para México^{*}

Mario Reyna Cerecero[†]
Banco de México

Diana Salazar Cavazos[‡]
Banco de México

Héctor Salgado Banda[§]
Banco de México

Resumen Existen varios artículos que demuestran que la pendiente de la curva de rendimiento tiene cierto poder de pronóstico sobre la actividad económica real y la inflación. Sin embargo, en economías emergentes, ésto no se ha explotado lo suficiente; México no es la excepción. En México, la estabilidad que la economía ha mostrado recientemente permitió la emisión de bonos gubernamentales de más largo plazo a partir de 2001. Por tanto, con el advenimiento de ciclos económicos más estables, la información que contiene la parte larga de la curva de rendimiento podría ser una herramienta útil de la evolución de la actividad económica futura. En este sentido, se analiza el poder predictivo del diferencial. Además, se desagrega el diferencial en dos componentes para analizar el origen del poder predictivo del diferencial. Posteriormente, se realizan estimaciones sobre el poder del diferencial para pronosticar los grandes ciclos de la actividad económica. Por último, se efectúan pruebas sobre el error de pronóstico fuera de muestra del diferencial. En general, se encuentra que la curva de rendimiento continúa aportando información muy importante sobre la actividad económica futura.

Palabras Clave: Curva de rendimiento, pronóstico, actividad económica.

Abstract There are a significant number of papers that show that the slope of the yield curve has a certain ability to forecast real economic activity and inflation. However, in emerging economies this source of information has not been thoroughly used; Mexico is not an exception. The economic stability achieved in this country in recent years has allowed the government to issue, since 2001, long-term bonds. With more stable economic cycles, the information included in the long part of the yield curve could be a useful tool to estimate future economic activity. This document analyses the predictive power of the spread. Moreover, the spread is divided into two main components to analyse the origin of its predictive power. Next, the power of the spread to forecast economic cycles is tested. Last, out-of-sample tests of the spread are carried out. The findings show that the yield curve provides significant information about future economic activity.

Keywords: Yield curve, forecasting, economic activity.

JEL Classification: C5, E44, E52, F37

^{*} Jonathan Puigvert brindó una excepcional asistencia de investigación. Estamos muy agradecidos con Carlos Capistrán, Josué Cortés, Alberto Torres y los participantes de la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano por sus valiosas sugerencias. Finalmente, agradecemos el apoyo de Claudia Sánchez.

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

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

[§] Dirección General de Investigación Económica. Email: hsalgado@banxico.org.mx.

1 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), 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 la curva de rendimientos 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 que 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 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,

¹Más detalles se mencionarán en la sección 3.

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

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

se sugiere ver Stock y Watson (2003). Con respecto a algún modelo que sustente la evidencia empírica, ver Estrella (2005b), quien asigna un rol 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 2 presenta una breve revisión de literatura, con énfasis en los estudios aplicados para México. La sección 3 describe los datos y la metodología. La sección 4 presenta los resultados más relevantes. La sección 5 concluye con un resumen y menciona algunas limitaciones y posibles extensiones.

2 Teoría y Estudios Previos

2.1 Teoría

Si bien, como se verá más adelante, diversos estudios han encontrado una relación positiva estadísticamente significativa entre la pendiente de la curva de rendimiento y el crecimiento económico, no existe una teoría única generalmente aceptada 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 período 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 6 meses debe ser igual a la de mantener un bono de 3 meses por dos periodos consecutivos. Lo anterior implica que si el bono de una maduración de 6 meses tiene una tasa de 9 por ciento y el bono de 3 meses tiene una tasa de 8 por ciento, para que esta teoría se mantenga, el mercado espera que dentro de 3 meses la tasa de un bono con maduración de 3 meses sea de 10 por ciento. 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 período de maduración de dicho bono. Es decir

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

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 (e.g. una política monetaria laxa, lo

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

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

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

donde P_t , es la prima que se agrega al valor del bono ya sea por liquidez y/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 a 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.

2.2 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 80's 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 1 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 3 meses de dicho país, ayuda a predecir cambios acumulados en el crecimiento del PIB para un horizonte de 4 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, destacando 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), 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, a partir de una submuestra inicial estima una serie de VARs, agregando en cada iteración una observación más i.e. 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 3 años y de los Certificados de la Tesorería (CETES)⁵ a 91 días para el periodo 1995-2005; encontrando 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 efectivamente 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.

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 (1991), 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 6 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 período 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

⁵ Bonos del gobierno en pesos mexicanos.

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 6 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.

3 Datos y Metodología

3.1 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 del 79.6 por ciento 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 del 26.9 por ciento del PIB en 2006, y de algunos conceptos del sector Servicios (SERV), el cual para ese año registró una participación de 56.1 por ciento 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 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 período 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.

⁶El Producto Interno Bruto (PIB) tiene una frecuencia trimestral.

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 período de estudio son: *i*) IGAE 98.5 por ciento, *ii*) SERV 89.9 por ciento, y *iii*) IPI 53.9 por ciento.

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 1 año con la tasa de 3 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.

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 (e.g. 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 1 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 hueco al valor del CETE una vez que se había reanudado la subasta de los CETES a 1 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 (1 año-3 meses y 10 años-3 meses).

Para poder 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

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

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

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

Antes de pasar a la siguiente sección, para dar un poco más de contexto e intuición al tema, se presentan tres figuras. En la figura 1, se muestra el crecimiento anual del IGAE y el diferencial entre CETES de 1 año y de 3 meses para el período de enero 1993 a junio 2007, en la cual se somborean dos áreas.¹⁰ La primera en gris claro, denota períodos en el que el diferencial es negativo; la segunda en gris oscuro, denota dos períodos de recesión: *i*) febrero 1995 a enero 1996 y *ii*) junio 2001 a marzo 2002.¹¹ De la figura 1 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 tenerse casi veinte meses (a partir de agosto de 1993) con un diferencial negativo. Segundo, iniciando en septiembre de 2000, hay un período de seis meses con diferencial negativo que, un trimestre después, se ve seguido de la más reciente recesión. Tercero, de diciembre de 2004 a febrero de 2006, se aprecia una etapa con diferencial negativo (excepto marzo-mayo 2005 y no mayor a 0.30 por ciento) y, sin embargo, no se produce una recesión a pesar de ser un período más largo con diferencial negativo que el ocurrido anteriormente. Finalmente, se aprecia que la variabilidad del diferencial parece disminuir después de los primeros años de los 00s. Este proceso puede estar asociado a la utilización, a partir de abril de 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 figura 2 para el período de enero de 2001 a junio de 2007. En esta figura se aprecia cómo el diferencial ha pasado, aproximadamente, de estar en un rango de 1 y 2 por ciento (hasta agosto 2004) a un rango de entre -0.3 a 0.5 por ciento (desde noviembre de 2004). Además, es importante destacar que, tal y como se indica en la figura 2 con una flecha de pendiente negativa de 45 grados, después del largo período donde se ha tenido un diferencial negativo (o muy bajo) la actividad económica ciertamente se ha venido desacelerado.

En la figura 3, se presenta el diferencial entre CETES de 10 años y de 3 meses con el crecimiento anual del IGAE desde julio 2001. Con una primera inspección gráfica podemos hablar de una cierta ‘sincronía’ en los grandes ciclos de ambas series en los últimos tres años, pero no de una fuerte relación en su evolución de corto plazo.

Las figuras 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 formalmente, 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.

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

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

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

Figura 1: IGAE y Spread 1 año - 3 meses

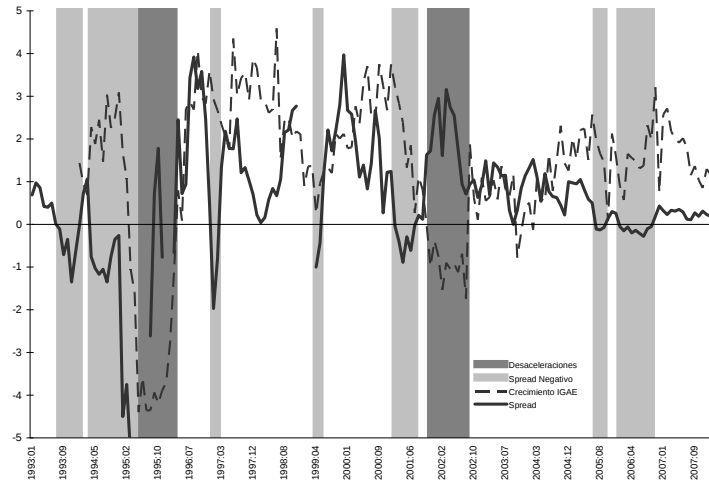
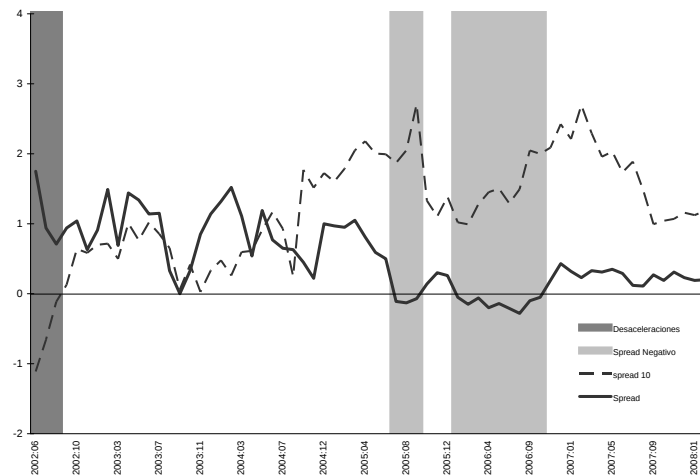


Figura 2: IGAE y Spread 1 año - 3 meses



Finalmente, se llevan a cabo pruebas de raíz unitaria sobre las series utilizadas. Se reportan 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), encuentran, utilizando las pruebas ADF y PP, que el diferencial y el crecimiento del IPI son estacionarios para el período 1995-2000.

¹²Las pruebas que se reportan en el apéndice son para el periodo 1996-2007, excepto, el diferencial de 10 años-3 meses.

3.2 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

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

donde C_t^l es la tasa de largo plazo, que puede ser el CETE de 10 años, o bien, el CETE a 1 año, y C_t^c es la tasa de corto plazo, en este caso, el CETE de 3 meses.

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

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

donde y es cualquiera de los tres indicadores mencionados y 1200 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

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

Medidas de poder predictivo dentro de la muestra

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

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

De acuerdo a 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, siguiendo a 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

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

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

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

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

dónde $\mathbf{X}_t$ 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 proxy 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 .

El papel de las expectativas.¹⁴

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

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

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

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

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 $(\frac{1}{n} \sum E_t[C_{t+j}^1] - C_t^1)$, la cual se representa por EP_t , y una parte del efecto de la prima de tasas TP_t representado por $(C_t^n - \frac{1}{n} \sum E_t[C_{t+j}^1])$. Sustituyendo

¹³ Asimismo, en el tipo de análisis aquí considerado, existe una potencial 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.

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

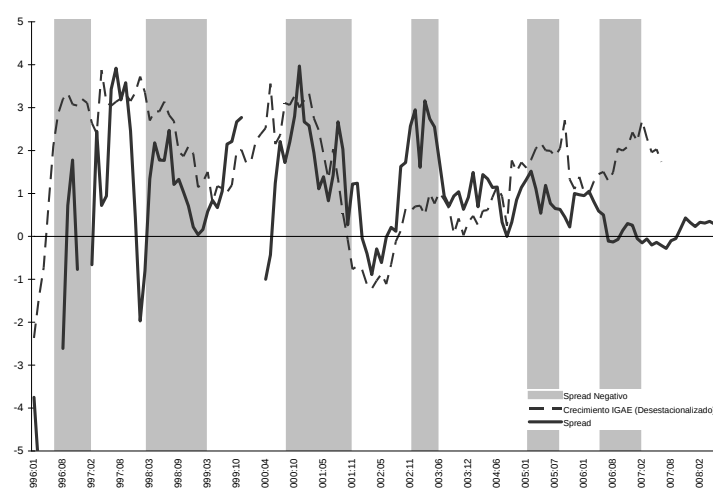
(10) en (6) y, reacomodando términos, se obtiene (11). Hamilton y Kim (2002) muestran que bajo el supuesto de expectativas racionales, el término u_t no está correlacionado con cualquier variable conocida en tiempo t . Así, se pueden emplear las tasas de interés contemporáneas como instrumentos de dichas variables.

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

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 período 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 siguiente se muestran los períodos identificados como una desaceleración del crecimiento del IGAE. Al parecer sí existe cierta relación entre el diferencial y el ciclo económico 1 año en el futuro.

Figura 3: IGAE Desestacionalizado y Spread 1 año - 3 meses



Las desaceleraciones se definen por el período siguiente del punto máximo del crecimiento anual del IGAE, con datos desestacionalizados. En la figura 3 dichas etapas se encuentran sombreadas. Así se tiene la siguiente definición de la variable dependiente:

$$\begin{aligned} D_t &= 1 && \text{Desaceleración} \\ D_t &= 0 && \text{No desaceleración} \end{aligned}$$

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

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

donde k toma los valores de 3, 6, 9 y 12 meses de rezago, en el caso tanto del diferencial de 1 año- 3 meses como del diferencial de 10 años - 3 meses.

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 a 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), bajo 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

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

donde $y_{t+\tau}$ es el valor a pronosticar, $\hat{y}_{1t,t+\tau}$ es el pronóstico del modelo de referencia, $\hat{y}_{2t,t+\tau}$ es el pronóstico del modelo alterno 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.

4 Resultados

4.1 Análisis del Diferencial de 1 año - 3 meses

Como primer ejercicio se evaluó la ecuación 6, utilizando únicamente el spread 1 año-3 meses para estimar el crecimiento de los tres indicadores de la actividad económica, para el período 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 notar que en el caso del horizonte a 6 meses con datos desestacionalizados el estadístico es significativo únicamente al 10 por ciento.

Cuadro 1: Estimaciones con Horizontes (1993-2007)

$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^1 + u_t$				
Serie	Hor.	$\hat{\alpha}_1^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_1^{IPI}$	$\hat{\alpha}_1^{SERV}$
Original	1	1.801**	1.934**	1.805**
		(2.493)	(2.150)	(2.682)
Original	3	1.051***	0.751**	1.234***
		(4.298)	(2.224)	(4.608)
Original	6	0.429	0.091	0.603*
		(1.361)	(0.277)	(1.834)
Original	12	0.072	-0.078	0.124*
		(0.867)	-(0.331)	(1.654)
A.E.	1	1.114***	1.137***	1.184***
		(3.942)	(4.661)	(3.564)
A.E.	3	0.751**	0.893***	0.742**
		(2.798)	(2.954)	(2.771)
A.E.	6	0.413*	0.364	0.474**
		(1.762)	(1.214)	(2.217)
A.E.	12	0.072	-0.073	0.138*
		(0.902)	-(0.341)	(1.724)

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %,espectivamente.

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

Estos resultados son, en su mayoría, consistentes con los encontrados por Castellanos y Camero (2003) y Mehl (2006). Sin embargo, este último autor, utilizando una muestra de tiempo más amplia que Castellanos y Camero, reporta 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 27 a 29 del anexo. Con ella se detecta un cambio en la relación alrededor de 1995, cuando en algunos meses no se tienen datos del diferencial y cuando 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.

¹⁶ Ver Andrews (1993).

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

Cuadro 2: Estimaciones con Horizontes (1996-2007)

$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^1 + u_t$				
Serie	Hor.	$\hat{\alpha}_1^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_1^{IPI}$	$\hat{\alpha}_1^{SERV}$
Original	1	-0.072	0.908	0.465
		(-0.031)	(0.314)	(0.517)
Original	3	0.884	0.132	0.091
		(0.621)	(0.072)	(0.224)
Original	6	0.204	-1.428	0.397
		(0.361)	(-1.426)	(1.103)
Original	12	0.279	0.681	1.644*
		(1.564)	(1.282)	(1.341)
A.E.	1	0.601	0.887	-0.485
		(0.721)	(1.052)	(-0.212)
A.E.	3	0.381	0.979	1.215
		(0.814)	(1.403)	(0.837)
A.E.	6	0.621	1.028*	0.949*
		(1.453)	(1.667)	(1.972)
A.E.	12	0.274	0.705	0.243
		(1.621)	(1.354)	(1.602)

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %,espectivamente.

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

Utilizando esta muestra restringida, el IGAE no presenta una relación estadísticamente significativa con el diferencial en las tasas. Por su parte, la producción industrial únicamente registra un sólo coeficiente significativo, a 6 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 6 meses. Sin embargo, es importante notar que los tres coeficientes significativos lo son al 10 por ciento. 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 significa-

tivo diferente de cero. Además, la tasa de interés tiene el signo negativo que se esperaría ex-ante. De esta manera, para el período de 1996:01-2007:06, el diferencial 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)

$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^1 + \alpha_2 CETES_t + \alpha_3 y_{t-k} + u_t$							
Serie	Hor.	$\hat{\alpha}_1^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_2^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_1^{IPI}$	$\hat{\alpha}_2^{IPI}$	$\hat{\alpha}_1^{SERV}$	$\hat{\alpha}_2^{SERV}$
Original	1	-0.680	-0.224	0.600	-0.621	-0.850	-0.049
		(-.265)	(-0.648)	(0.169)	(-1.653)	(-0.330)	(-0.114)
Original	3	0.005	-0.382	-0.315	-0.522**	-0.620	-0.269
		(0.004)	(-2.898)	(-0.144)	(-2.007)	(-0.569)	(-1.626)
Original	6	-0.286	-0.311**	-0.432	-0.471*	-0.203	-0.252***
		(-0.377)	(-2.373)	(-0.412)	(-1.929)	(-0.295)	(-3.005)
Original	12	0.278	0.003	0.483	-0.024	0.271	0.009
		(1.369)	(0.098)	(0.826)	(-0.175)	(1.471)	(0.302)
A.E.	1	-0.648	-0.330***	-0.376	-0.454***	-0.804	-0.272***
		(-0.990)	(-3.778)	(-0.408)	(-2.952)	(-1.240)	(-3.607)
A.E.	3	-0.188	-0.188**	0.226	-0.258**	-0.448	-0.175**
		(-0.440)	(-2.251)	(0.412)	(-2.053)	(-0.977)	(-2.552)
A.E.	6	0.299	-0.125	0.446	-0.146	0.114	-0.135*
		(0.745)	(-1.203)	(0.893)	(-1.027)	(0.301)	(-1.720)
A.E.	12	0.287	0.001	0.575	-0.002	0.255	0.001
		(1.507)	(0.044)	(1.108)	(-0.024)	(1.450)	(0.063)

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Estadísticos t entre paréntesis.

Errores robutos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

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 1 año con la tasa de 3 meses. Los resultados se presentan en el Cuadro 4. Los resultados siguientes muestran que el diferencial de los Estados Unidos, entre la tasa de 1 año y 3 meses, tiene mayor poder explicativo sobre la evolución de la actividad económica que el mismo diferencial de México y la 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 1 y 2 sugiere que sí existe alguna relación en la tendencia de la economía y dicho diferencial; esto se verá posteriormente.

Cuadro 4: Estimaciones con Horizontes (1996-2007)

$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^1 + \alpha_2 CETES_t + \alpha_3 SUS_t^1 + \alpha_4 y_{t-k} + u_t$												
Serie	Hor.	$\hat{\alpha}_1^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_2^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_3^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_1^{IPI}$	$\hat{\alpha}_2^{IPI}$	$\hat{\alpha}_3^{IPI}$	$\hat{\alpha}_1^{SERV}$	$\hat{\alpha}_2^{SERV}$	$\hat{\alpha}_3^{SERV}$		
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* (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*** (3.06)	-0.847 (-0.420)	-0.231 (-0.835)	19.31** (2.18)	-0.896 (-0.825)	-0.159 (-0.916)	7.158* (1.849)		
O.R.	6	-0.593 (-0.881)	-0.162 (-1.197)	9.43*** (2.92)	-0.813 (-0.883)	-0.270 (-1.059)	12.58** (2.530)	-0.478 (-0.768)	-0.127 (-1.523)	7.90*** (2.97)		
O.R.	12	0.227 (1.446)	0.042 (1.064)	2.15** (2.35)	0.343 (0.472)	0.066 (0.461)	5.477* (1.979)	0.234 (1.559)	0.046 (1.595)	1.972*** (2.635)		
A.E.	1	-0.872 (-1.380)	-0.24*** (-2.674)	5.78** (2.18)	-0.769 (-0.944)	-0.303 (-1.798)	10.578** (2.352)	-0.937 (-1.402)	-0.217*** (-2.842)	3.574 (1.496)		
A.E.	3	-0.431 (-1.053)	-0.124 (-1.381)	5.86** (2.57)	-0.090 (-0.191)	-0.168 (-1.174)	8.633** (2.597)	-0.649 (-1.421)	-0.113 (-1.651)	4.843** (2.316)		
A.E.	6	0.073 (0.208)	-0.059 (-0.551)	5.65** (2.48)	0.201 (0.447)	-0.067 (-0.444)	7.001** (2.088)	-0.096 (-0.286)	-0.070 (-0.870)	5.103** (2.510)		
A.E.	12	0.240 (1.610)	0.040 (1.130)	2.15** (2.47)	0.447 (1.053)	0.076 (0.641)	4.839* (1.753)	0.224 (1.544)	0.041 (1.508)	2.035*** (2.921)		

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Estadísticos t entre paréntesis.

Errores robutos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

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 anteriormente, 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 una 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 a 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.

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 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.

Cuadro 5: Descomposición del diferencial de tasas (1996-2007)

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

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

Serie	Hor.	$\hat{\gamma}_1^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_2^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_1^{IPI}$	$\hat{\gamma}_2^{IPI}$	$\hat{\gamma}_1^{SERV}$	$\hat{\gamma}_2^{SERV}$
Original	1	-1.711	-0.560	-0.453	1.023	-2.180	-1.253
		(-0.581)	(-0.231)	(-0.115)	(0.331)	(-0.824)	(-0.532)
Original	3	0.328	1.134	-0.711	0.649	0.831	1.331
		(0.191)	(0.761)	(-0.286)	(0.321)	(0.537)	(0.868)
Original	6	-0.294	0.270	-2.592**	-1.068	0.772	0.868*
		(-0.416)	(0.523)	(-2.011)	(-1.050)	(1.362)	(1.756)
Original	12	0.100	0.358**	-0.013	1.005	0.136	0.297**
		(0.453)	(2.012)	(-0.018)	(1.651)	(0.754)	(2.079)
A.E.	1	0.295	0.713	0.268	1.130	0.322	0.494
		(0.234)	(0.883)	(0.201)	(1.156)	(0.244)	(0.573)
A.E.	3	-0.039	0.598	0.231	1.256	-0.157	0.262
		(-0.057)	(1.115)	(0.222)	(1.486)	(-0.273)	(0.585)
A.E.	6	0.214	0.796*	0.259	1.278*	0.166	0.520
		(0.365)	(1.786)	(0.305)	(1.906)	(0.351)	(1.453)
A.E.	12	0.091	0.363**	-0.021	1.036*	0.124	0.299**
		(0.406)	(2.026)	(-0.028)	(1.687)	(0.689)	(2.092)

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Estadísticos t entre paréntesis.

Errores robutos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

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.

Cuadro 6: Descomposición del diferencial de tasas (1996:01-2007:06)

$y_t^k = \alpha_0 + \gamma_1 \left(\frac{1}{n} \sum C_{t+j}^1 - C_t^1 \right) + \gamma_2 \left(C_t^m + \frac{1}{n} \sum C_{t+j}^1 \right) + \gamma_3 CETES_t + \gamma_4 SUS_t^1 + u_t$														
Usando como instrumentos una constante, Cetes de 91 y 364 días, Cetes a 28 días y el diferencial de 1 año - 3 meses de los Estados Unidos														
Serie	Hor.	$\hat{\gamma}_1^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_2^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_3^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_4^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_1^{IPI}$	$\hat{\gamma}_2^{IPI}$	$\hat{\gamma}_3^{IPI}$	$\hat{\gamma}_4^{IPI}$	$\hat{\gamma}_1^{SERV}$	$\hat{\gamma}_2^{SERV}$	$\hat{\gamma}_3^{SERV}$	$\hat{\gamma}_4^{SERV}$	
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)	33.265** (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** (2.0851)	0.884 (0.534)	1.362 (0.870)	-0.008 (-0.030)	-0.972 (-0.137)	
Original	6	-1.159* (-1.835)	-0.565 (-1.239)	-0.129 (-1.278)	9.705*** (2.74)	-3.845*** (-3.037)	-2.262** (-2.229)	-0.175 (-0.686)	14.334** (1.988)	0.112 (0.232)	0.222 (0.497)	-0.105 (-1.002)	7.248*** (2.663)	
Original	12	-0.129 (-0.897)	0.157 (0.963)	-0.017 (-0.597)	2.948*** (2.892)	-0.798 (-1.525)	0.216 (0.350)	-0.141 (-1.286)	8.266** (2.599)	-0.035 (-0.305)	0.167 (1.358)	0.002 (0.088)	2.534*** (3.040)	
A.E.	1	-0.443 (-0.384)	-0.071 (-0.093)	-0.165 (-1.229)	7.055** (2.167)	-0.974 (-0.977)	-0.127 (-0.144)	-0.230 (-1.327)	12.944*** (2.906)	-0.161 (-0.122)	-0.051 (-0.057)	-0.133 (-0.929)	4.049 (1.178)	
A.E.	3	-0.824* (-1.714)	-0.193 (-0.411)	-0.142 (-1.631)	8.236*** (3.027)	-0.960 (-1.361)	0.055 (0.076)	-0.216 (-1.563)	12.519*** (3.3284)	-0.732 (-1.623)	-0.324 (-0.742)	-0.109 (-1.520)	5.918** (2.447)	
A.E.	6	-0.514 (-1.552)	0.071 (0.223)	-0.124 (-1.831)	7.823*** (3.226)	-0.773 (-1.414)	0.219 (0.390)	-0.202* (-1.767)	10.519*** (3.189)	-0.400 (-1.442)	-0.032 (-0.122)	-0.088 (-1.634)	6.276*** (2.911)	
A.E.	12	-0.137 (-0.954)	0.157 (0.991)	-0.022 (-0.783)	2.826*** (2.864)	-0.779 (-1.487)	0.254 (0.419)	-0.151 (-1.385)	7.659** (2.484)	-0.050 (-0.444)	0.160 (1.352)	-0.002 (-0.128)	2.485*** (3.091)	

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Estadísticos t entre paréntesis.

Errores robutos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

Poder predictivo del diferencial sobre ciclos económicos

Por otro lado, como se observa en la figura 3 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 período 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 figura 3 muestra en las partes sombreadas los períodos tomados como desaceleraciones. En la regresión también se incluyeron la postura de la política monetaria y el diferencial de 1 año- 3 meses de los Estados Unidos

En este caso, como se mencionó, la variable dependiente tomó el valor de 1 en caso de que el crecimiento de la economía se encuentra en una etapa de desaceleración y 0 cuando la evolución del crecimiento es ascendente.

Cuadro 7: Estimaciones de Probit con Rezagos (1996-2007) para diferencial 1 año-3 meses)

$\Pr(D_t = 1 SMX_{t-k}^1) = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_{t-k}^1 + \alpha_2 CETES_{t-k} + \alpha_3 SUS_{t-k}^1 + u_t$									
Hor.	$\hat{\alpha}_1^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_2^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_3^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_1^{IPI}$	$\hat{\alpha}_2^{IPI}$	$\hat{\alpha}_3^{IPI}$	$\hat{\alpha}_1^{SERV}$	$\hat{\alpha}_2^{SERV}$	$\hat{\alpha}_3^{SERV}$
3	0.212*	-0.063**	-3.572***	-0.082	-0.040**	-3.148***	0.212*	-0.033	-3.444***
	(0.094)	(0.018)	(0.000)	(0.493)	(0.076)	(0.000)	(0.072)	(0.131)	(0.000)
6	0.150	-0.098***	-4.525***	-0.057	-0.051**	-3.373***	-0.067	-0.059***	-3.800***
	(0.222)	(0.000)	(0.000)	(0.641)	(0.025)	(0.000)	(0.582)	(0.007)	(0.000)
9	-0.185	-0.086***	-3.343***	-0.229*	-0.044*	-1.211**	-0.446***	-0.026	-0.824
	(0.166)	(0.000)	(0.000)	(0.062)	(0.052)	(0.041)	(0.001)	(0.276)	(0.164)
12	-0.241*	-0.068***	-2.307***	-0.391***	-0.025	0.924*	-0.438***	-0.020	0.718
	(0.070)	(0.002)	(0.000)	(0.004)	(0.293)	(0.097)	(0.002)	(0.381)	(0.202)

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Estadísticos p entre paréntesis.

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 9 meses. Al igual que en los resultados de las regresiones de crecimiento presentadas en el Cuadro 4, con excepción de los horizontes a 9 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 3 horizontes de IPI y uno de SERV.

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. Una vez que se ajustó la muestra a 1996:01-2007:06, se realizó nuevamente dicha prueba, detectándose otro cambio estructural a principios de 2001. Cabe destacar que es en este año cuando el Banco de México adoptó formalmente una política monetaria bajo un esquema de objetivos de inflación. 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 de IPI 1 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 3 y 6 meses en adelante con datos desestacionalizados.

Cuadro 8: Descomposición del diferencial de tasas 1 años (1996:01-2001:01)

$y_t^k = \alpha_0 + \gamma_1 \left(\frac{1}{n} \sum C_{t+j}^1 - C_t^1 \right) + \gamma_2 \left(C_t^n + \frac{1}{n} \sum C_{t+j}^1 \right) + \gamma_3 CEFES_t + \gamma_4 SUS_t^1 + u_t$													
Usando como instrumentos una constante y Cetes de 91 días y 1 año.													
Serie	Hor.	$\hat{\gamma}_1^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_2^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_3^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_4^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_1^{IPI}$	$\hat{\gamma}_2^{IPI}$	$\hat{\gamma}_3^{IPI}$	$\hat{\gamma}_4^{IPI}$	$\hat{\gamma}_1^{SERV}$	$\hat{\gamma}_2^{SERV}$	$\hat{\gamma}_3^{SERV}$	$\hat{\gamma}_4^{SERV}$
Original	1	0.359 (0.089)	0.640 (0.162)	0.135 (0.176)	22.585 (0.928)	2.589 (0.584)	3.274 (0.779)	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)	2.051 (0.850)	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*** (3.277)	-3.483*** (-3.078)	-2.503*** (-2.1509)	0.041 (0.147)	20.505* (1.875)	0.469 (0.804)	0.327 (0.598)	0.001 (0.009)	10.808*** (3.705)
Original	12	-0.004 (-0.031)	0.241 (1.464)	0.015 (0.481)	3.650*** (2.818)	-0.249 (-0.445)	0.661 (1.016)	-0.090 (-0.671)	7.896 (1.543)	0.042 (0.357)	0.214 (1.668)	0.036 (1.513)	3.494*** (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)	-0.351 (-0.324)	-0.066 (-0.344)	16.713** (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** (2.385)	-0.468 (-0.846)	0.143 (0.215)	-0.069 (-0.556)	15.272*** (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*** (4.038)	-0.474 (-1.149)	0.278 (0.586)	-0.064 (-0.707)	13.853*** (3.388)	-0.291 (-0.825)	-0.173 (-0.460)	-0.000 (-0.015)	8.144*** (3.262)
A.E.	12	-0.014 (-0.097)	0.250 (1.600)	0.011 (0.388)	3.459*** (2.745)	-0.287 (-0.492)	0.680 (1.086)	-0.092 (-0.706)	7.552 (1.509)	0.034 (0.286)	0.221* (1.788)	0.031 (1.505)	3.306*** (3.877)

*** **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Estadísticos t entre paréntesis.

Errores robutos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

Cuadro 9: Descomposición del diferencial de tasas (2001:02-2007:06)

$$y_t^k = \alpha_0 + \gamma_1 \left(\frac{1}{n} \sum C_{t+j}^1 - C_t^1 \right) + \gamma_2 \left(C_t^n + \frac{1}{n} \sum C_{t+j}^1 \right) + \gamma_3 C E T E S_t + \gamma_4 S U S_t^1 + u_t$$

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

Serie	Hor.	$\hat{\gamma}_1^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_2^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_3^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_4^{IGAE}$	$\hat{\gamma}_1^{IPI}$	$\hat{\gamma}_2^{IPI}$	$\hat{\gamma}_3^{IPI}$	$\hat{\gamma}_4^{IPI}$	$\hat{\gamma}_1^{SERV}$	$\hat{\gamma}_2^{SERV}$	$\hat{\gamma}_3^{SERV}$	$\hat{\gamma}_4^{SERV}$
Original	1	-27.118** (-2.140)	-18.194** (-2.303)	-6.468 (-1.344)	25.139 (1.061)	-40.576** (-2.453)	-25.745** (-2.372)	-10.425* (-1.679)	61.994** (2.018)	-20.291 (-1.627)	-14.280** (-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** (-2.564)	-13.487*** (-2.823)	-4.439 (-1.410)	25.689 (1.358)	-2.602* (-0.294)	-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)	8.492 (0.780)	0.201 (0.084)	-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)	1.296 (0.311)	0.480 (1.343)	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)	1.164 (0.153)	0.936 (0.488)	-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* (-1.783)	-0.427 (-0.643)	4.087 (1.026)	2.327* (1.700)	0.329 (0.311)	0.945* (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)	0.419 (0.115)	2.194* (1.702)	0.565 (0.612)	0.876* (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)	0.037 (0.011)	0.347 (1.054)	-0.058 (-0.290)	0.161 (1.087)	-1.034 (-1.168)

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Estadísticos t entre paréntesis.

Errores robutos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

Asimismo, también se realizaron pruebas Probit para el diferencial de 1 año - 3 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.

Cuadro 10: Estimaciones Probit 1-3 años 96-01 y 01-07

$\Pr(D_t = 1 SMX_{t-k}^1) = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_{t-k}^1 + \alpha_2 CETES_{t-k} + \alpha_3 SUS_{t-k}^1 + u_t$							
Serie	Hor.	$\hat{\alpha}_1^{96-01}$	$\hat{\alpha}_2^{96-01}$	$\hat{\alpha}_3^{96-01}$	$\hat{\alpha}_1^{01-07}$	$\hat{\alpha}_2^{01-07}$	$\hat{\alpha}_3^{01-07}$
IGAE	3	0.216	-0.061**	-3.224***	0.360	0.051	-3.189***
		(0.191)	(0.035)	(0.007)	(0.236)	(0.718)	(0.008)
IGAE	6	0.416**	-0.117***	-6.476***	-0.404	-0.160	-4.456***
		(0.013)	(0.000)	(0.000)	(0.202)	(0.271)	(0.000)
IGAE	9	-0.124	-0.063**	-2.492	-1.007***	-0.331**	-4.640***
		(0.462)	(0.044)	(0.155)	(0.003)	(0.028)	(0.000)
IGAE	12	-0.254	-0.032	-0.800	-2.397***	-0.793***	-5.455***
		(0.142)	(0.290)	(0.657)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
IPI	3	0.123	-0.044	-3.165**	-0.131	0.325**	-4.260***
		(0.439)	(0.104)	(0.014)	(0.661)	(0.032)	(0.000)
IPI	6	0.399**	-0.110***	-7.540***	-0.190	0.414***	-3.758***
		(0.016)	(0.000)	(0.000)	(0.538)	(0.002)	(0.000)
IPI	9	-0.004	-0.098**	-5.052***	-0.175	0.088	0.318
		(0.982)	(0.002)	(0.004)	(0.497)	(0.425)	(0.677)
IPI	12	-0.318*	-0.035	-0.261	-1.278***	-0.223*	1.513*
		(0.087)	(0.237)	(0.881)	(0.004)	(0.084)	(0.066)
SERV	3	0.481***	-0.071**	-4.933***	1.363***	0.890***	-3.676***
		(0.009)	(0.025)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
SERV	6	0.211	-0.101***	-6.324***	0.179	0.413***	-3.797***
		(0.194)	(0.000)	(0.000)	(0.522)	(0.000)	(0.000)
SERV	9	-0.284	-0.058*	-2.679	-0.277	0.233*	0.753
		(0.127)	(0.073)	(0.141)	(0.305)	(0.051)	(0.337)
SERV	12	-0.397**	0.000	2.671	-1.423***	-0.214	2.422***
		(0.023)	(0.990)	(0.131)	(0.008)	(0.126)	(0.003)

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Estadísticos p entre paréntesis.

Al dividir la muestra, se encuentra que el diferencial de 1 año- 3 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 9 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.

4.2 Análisis a 10 Años

En enero de 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 80's. Inclusive, durante 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 1 año. En efecto, en julio de 2001 se realizó la primera emisión del bono 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 la tasa de 10 años cupón cero y la tasa de corto plazo de 3 meses.

Al examinar la figura 12 del anexo, 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 3 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 - 3 meses con Horizontes (2001-2007)

$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^{10} + u_t$				
Serie	Hor.	$\hat{\alpha}_1^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_1^{IPI}$	$\hat{\alpha}_1^{SERV}$
Original	1	-1.481	-2.915	-0.839
		(-1.020)	(-1.575)	(-0.576)
Original	3	-1.454	-2.588*	-0.909
		(-1.395)	(-1.971)	(-0.839)
Original	6	-0.752**	-1.563**	-0.370
		(-2.103)	(-2.130)	(-1.318)
Original	12	-0.150**	-0.513*	-0.103**
		(-2.259)	(-1.892)	(-2.139)
Original	24	-0.106	-0.127	-0.097
		(-0.723)	(-0.657)	(-0.746)
A.E.	1	-0.437	-0.588	-0.373
		(-1.571)	(-1.234)	(-1.519)
A.E.	3	-0.385	-0.543	-0.308
		(-1.665)	(-1.368)	(-1.581)
A.E.	6	-0.407**	-0.489	-0.346**
		(-2.265)	(-1.536)	(-2.476)
A.E.	12	-0.147**	-0.488*	-0.105**
		(-2.400)	(-1.917)	(-2.382)
A.E.	24	-0.071	-0.024	-0.092
		(-0.497)	(-0.133)	(-0.708)

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

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, 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 período de análisis es muy corto, por lo que los resultados podrían no ser muy robustos.

Cuadro 12: Estimaciones con Horizontes (2001-2007)

$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_t^{10} + \alpha_2 CETES_t + \alpha_3 SUS_t^{10} + \alpha_4 y_{t-k} + u_t$									
Hor.	$\hat{\alpha}_1^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_2^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_3^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_1^{IPI}$	$\hat{\alpha}_2^{IPI}$	$\hat{\alpha}_3^{IPI}$	$\hat{\alpha}_1^{SERV}$	$\hat{\alpha}_2^{SERV}$	$\hat{\alpha}_3^{SERV}$
Originales									
1	-3.024 (-1.183)	3.778 (1.605)	5.422 (1.186)	-8.44*** (-3.186)	5.184* (1.754)	13.39*** (2.686)	-0.852 (-0.279)	3.007 (1.208)	2.113 (0.416)
3	-43.27*** (-2.144)	1.279 (1.427)	4.904** (2.537)	-7.58*** (-4.252)	2.949* (1.861)	11.42*** (3.404)	-1.354 (-1.222)	0.453 (0.58)	1.890 (1.292)
6	-1.59*** (-4.783)	0.828* (1.933)	2.086** (2.546)	-2.55*** (-4.482)	0.840 (1.501)	3.23** (2.499)	-1.14*** (-3.482)	0.87** (2.207)	1.54** (2.338)
12	-0.19** (-2.474)	0.174 (1.549)	0.237 (1.615)	-0.76*** (-2.95)	0.893** (2.520)	1.15** (2.54)	-0.112* (-1.902)	0.087 (1.075)	0.155 (1.337)
Desestacionalizadas									
1	-1.271** (-2.120)	0.700 (1.422)	1.729* (1.019)	-2.11** (-2.321)	0.944 (1.251)	2.97** (2.049)	-0.872 (-1.407)	0.570 (1.143)	1.148 (1.045)
3	-0.96** (-2.417)	0.500 (1.452)	1.384** (1.958)	-1.65** (-2.918)	0.360 (0.753)	2.16** (2.19)	-0.72* (-1.777)	0.67* (1.815)	1.164 (1.645)
6	-0.84*** (-3.495)	0.364 (1.275)	1.044** (2.231)	-1.21*** (-2.94)	0.238 (0.455)	1.46* (1.93)	-0.65*** (-2.647)	0.51** (2.372)	0.87** (2.01)
12	-0.18*** (-2.85)	0.046 (0.376)	0.188 (1.217)	-0.69*** (-3.14)	0.523 (1.326)	0.83* (1.77)	-0.11** (-2.104)	-0.003 (-0.03)	0.13 (1.05)

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Estadísticos t entre paréntesis.

Errores robutos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

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- 3 meses de los Estados Unidos, se confirma el resultado que ningún coeficiente del diferencial es significativamente distinto de cero y con signo positivo. Lo anterior se observa en 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 - 3 meses, al igual que para el diferencial de 1 año - 3 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 la Cuadro 13.

Cuadro 13: Estimaciones de Probit con Rezagos (2001-2007) para Diferencial 10 años-3 meses

$\Pr(D_t = 1 SMX_{t-k}^{10}) = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_{t-k}^{10} + u_t$			
Hor.	$\hat{\alpha}_1^{IGAE}$	$\hat{\alpha}_1^{IPI}$	$\hat{\alpha}_1^{SERV}$
3	-0.174** (0.048)	-0.218*** (0.005)	-0.111 (0.170)
6	-0.292*** (0.001)	-0.067 (0.451)	-0.092 (0.320)
9	-0.223** (0.021)	-0.002 (0.980)	-0.143 (0.163)
12	-0.325*** (0.003)	-0.253** (0.012)	-0.354*** (0.002)

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

Estadísticos p entre paréntesis.

Se encuentra que el diferencial de 10 años - 3 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 3 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.

4.3 Análisis Fuera de Muestra

Como se ha visto en el análisis previo, no es muy claro que el diferencial tanto de 1 año - 3 meses, como el 10 años - 3 meses, aporte de manera consistente información que ayude a pronosticar la evolución de la economía. Para ver la capacidad de pronósticar 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 de 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 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 6 meses y SERV original a 12 meses, al agregar el nivel de la tasa 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 1 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.

Cuadro 14: Razón del Error Cuadrático Promedio (1996-2007)

Razón Respecto al Error de Pronóstico utilizando únicamente el Diferencial										
		<i>IGAE</i>			<i>IPI</i>			<i>SERV</i>		
Serie	Hor.	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>
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

Para los modelos que contienen el diferencial de largo plazo de 10 años-3 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 1 año - 3 meses.

Cuadro 15: Razón del Error Cuadrático Promedio 10 años - 3 meses (2001-2007)

Razón Respecto al Error de Pronóstico utilizando únicamente el Diferencial										
		<i>IGAE</i>			<i>IPI</i>			<i>SERV</i>		
Serie	Hor.	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>
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

Se puede observar en los cuadros anteriores que algunas de las razones son muy cercanas a 1. 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, i.e. el que utiliza únicamente el diferencial y una constante como variables explicativas. Los períodos 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 a utilizar únicamente el diferencial como variable explicativa. Por su parte, el diferencial de los Estados Unidos sí aporta información suficiente para disminuir significativamente el error de pronóstico en relación al 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 6 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.

Cuadro 16: Estimaciones Clark-West, Diferencial 1 año-3 meses con Horizontes

$\hat{f}_{t+\tau} \equiv (y_{t+\tau} - \hat{y}_{1t,t+\tau})^2 - [(y_{t+\tau} - \hat{y}_{2t,t+\tau})^2 - (\hat{y}_{1t,t+\tau} - \hat{y}_{2t,t+\tau})^2] = \beta_0$										
M: 1996:01 2004:12; P: 2005:01 2007:06										
		<i>IGAE</i>			<i>IPI</i>			<i>SERV</i>		
Serie	Hor.	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>
Original	1	-1.041	0.173	1.768**	-0.860	0.444	0.757	-1.024	-0.008	1.964**
Original	3	-0.994	0.371	1.945**	-0.212	0.591	1.416*	-1.257	-0.240	1.914**
Original	6	-0.500	2.192**	1.109	1.438*	0.855	1.473*	-1.979	2.280**	1.309*
Original	12	-2.579	2.875**	-1.818	-1.859	2.769**	1.169	-2.883	2.806**	-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**	-0.459	-0.997	2.513**	-0.189	-2.258	2.071**	-0.895
A.E.	12	-2.431	3.181**	-2.645	-1.897	3.355**	-1.641	-2.654	2.945**	-2.456

Estadísticos t son reportados. **, y * Significancia estadística al 5 % y 10 %,

de acuerdo a los valores críticos 1.282 y 1.645, respectivamente.

Por su parte, los resultados de las pruebas Clark-West al utilizar el diferencial de 10 años -3 meses son muy similares a los que se registran al utilizar el diferencial de 1 año - 3 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 1 año - 3 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 3 y 6 meses con datos originales, y a 6 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 6 meses con datos originales y a 3 y 6 meses con datos desestacionalizados. En cuanto a los rezagos de la variable dependiente, si bien el incluir esta variable mejora los pronósticos de las tres variables en ciertos casos, no hay un patrón claro de dicha mejora.

Cuadro 17: Estimaciones Clark-West, Diferencial 10 años-3 meses con Horizontes

$\hat{f}_{t+\tau} \equiv (y_{t+\tau} - \hat{y}_{1t,t+\tau})^2 - \left[(y_{t+\tau} - \hat{y}_{2t,t+\tau})^2 - (\hat{y}_{1t,t+\tau} - \hat{y}_{2t,t+\tau})^2 \right] = \beta_0$										
M: 2001:07 2005:06; P: 2005:07 2007:06										
		<i>IGAE</i>			<i>IPI</i>			<i>SERV</i>		
Serie	Hor.	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>
Original	1	-0.736	1.242	0.060	-2.965	2.844**	-1.498	0.410	0.253	1.427*
Original	3	-1.859	1.922**	1.936**	-4.164	3.870**	0.630	-0.223	0.497	1.996**
Original	6	-4.682	4.015**	0.685	-3.873	3.247**	1.425**	-4.393	4.098**	2.109**
Original	12	-4.981	-3.723	2.147**	-4.180	3.326**	2.708**	-5.676	-4.529	-2.061
A.E.	1	-1.629	-1.370	-4.284	-1.462	-0.992	1.489*	1.119	-0.778	2.648*
A.E.	3	-0.615	0.379	6.279**	-0.984	-0.557	4.906**	-0.632	2.058**	5.083**
A.E.	6	1.179	2.478**	-0.157	0.019	1.158	0.476	-4.443	4.477**	-1.469
A.E.	12	-4.072	-3.261	-3.929	-3.399	-2.996	-0.766	-4.685	-3.836	-5.044

Estadísticos t son reportados. **, y * Significancia estadística al 5 % y 10 %,

de acuerdo a los valores críticos 1.282 y 1.645, respectivamente.

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 evolución de la economía en México que el diferencial doméstico.

5 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 período más extenso posible, de 1996 a 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 período 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) 3 y 6 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 al 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 daría una mayor estructura a las regresiones (Ang *et al.*, 2006).

Referencias

- [1] Ang, A.; Piazzesi, M. y Wei, M. (2006). "What does the yield curve tell us about GDP growth?". *Journal of Econometrics*, 131:1-2, 359-403.
- [2] Arango, L.E. Flórez, L.A. y Arosamena, A.M. (2005). "El tramo corto de la estructura a plazo como predictor de expectativas de la actividad económica en Colombia". *Cuadernos de Economía*, 42:mayo, 79-101.
- [3] Bonser-Neal, C. y Morley, T.R. (1997). "Does the yield spread predict real economic activity? A multicountry analysis". *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 82:3, 37-53.
- [4] Castellanos, S.G. y Camero, E. (2003). "La estructura temporal de tasas de interés en México: ¿Puede ésta predecir la actividad económica futura?". *Revista de Análisis Económico*, 18:2, 33-66.
- [5] Chauvet, M. y Potter, S. (2005). "Forecasting recessions using the yield curve". *Journal of Forecasting*, 24:2, 77-103.
- [6] Chiquiar, D.; Noriega, A. y Ramos Francia, M. (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* 2007-01, p. 16.
- [7] Clarida, R.; Galí, J. y Gertler, M. (1999). "The science of monetary policy: A New Keynesian perspective". *Journal of Economic Literature*, 37:4, 1661-1707.
- [8] Clark, T.E. y West K.D. (2007). "Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models". *Journal of Econometrics*, 138:1, 291-311.
- [9] Diebold, F.X. y Mariano, R.S. (1995). "Comparing predictive accuracy". *Journal of Business & Economic Statistics*, 13:3, 253-263.
- [10] Diebold, F.X., Rudebusch, G.D. y Aruoba, S.B. (2006). "The macroeconomics and the yield curve: a dynamic latent factor approach". *Journal of Econometrics*, 131:1-2, 309-338.
- [11] Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- [12] 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*, 79:2, 41-51.
- [13] Engsted, T.(1996). "The Predictive Power of the Money Market Term Structure". *International Journal of Forecasting*, 12:2, 289-295.
- [14] Estrella, A. (2005a). "The yield curve and recessions". *International Economy*, 19:3, 36-38.
- [15] Estrella, A. (2005b). "Why does the yield curve predict output and inflation?". *The Economic Journal*, 115:505, 722-744.
- [16] Estrella, A. y Hoardouvelis, G.A. (1991). "The term structure as a predictor of real economic activity". *The Journal of Finance*, 46:2, 555-576.

- [17] Estrella, A. y Mishkin, F.S. (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*, 41:7, 1375-1401.
- [18] Estrella, A. y Mishkin, F.S. (1998). "Predicting U.S. recessions: financial variables as leading indicators". *The Review of Economics and Statistics*, 80:1, 45-61.
- [19] Estrella, A.; Rodrigues, A.P. y Schich, S. (2003). "How stable is the predictive power of the yield curve? Evidence from Germany and the United States". *The Review of Economics and Statistics*, 85:3, 629-644.
- [20] Fama, E. (1990). "Term-Structure forecasts of interest rates, inflation, and real returns". *Journal of Monetary Economics*, 25:1, 59-76.
- [21] Favero, C.A.; Kaminska, I. y Söderström, U. (2005). "The predictive power of the yield spread: Further evidence and a structural interpretation". *C.E.P.R. Discussion Papers* 4910, p. 32.
- [22] Fernández, V. (2000). "Estructura de tasas de interés en Chile: ¿Qué tan buen predictor de crecimiento e inflación?". *Cuadernos de Economía*, 37:agosto, 373-404.
- [23] González, J.G.; Spencer, R.W. y Walz, D.T. (2000). "The term structure of interest rates and the Mexican economy". *Contemporary Economic Policy*, 18:3, 284-294.
- [24] Hamilton, J.D. y Kim, D.H. (2002). "A reexamination of the predictability of economic activity using the yield spread". *Journal of Money, Credit and Banking*, 34:2, 340-360.
- [25] Harvey, C.R. (1988). "The real term structure and consumption growth". *Journal of Financial Economics*, 22:2, 305-333.
- [26] Haubrich, J.G. y Dombrosky, A.M. (1996). "Predicting real growth using the yield curve". *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, 32:1, 26-35.
- [27] Kapetanios, G. (2002). "Unit root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks". *Queen Mary University of London Department of Economics Working Paper* 469, p. 18
- [28] Kessel, R. A. (1965). "The cyclical behavior of the term structure of interest rates". *NBER, Occasional Paper* 91, p. 54.
- [29] Kikut, A.C.; Muñoz, E. y Durán, R. (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.
- [30] Kozicki, S. (1997). "Predicting real growth and inflation with the yield spread". *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 82:4, 39-57.
- [31] Ng, S. y Perron, P. (2001). "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power". *Econometrica*, 69:6, 1519-1554.
- [32] Mehl, A. (2006). "The yield curve as a predictor and emerging economies". *European Central bank Working Paper Series*, 691, p. 54.

- [33] Perron, P. y Qu, Z. (2007). “A simple modification to improve the finite sample properties of Ng and Perron’s unit root tests”. *Economics Letters*, 94:1, 12-19.
- [34] Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988). “Testing for a unit root in time series regression”. *Biometrika*, 75, 335–346.
- [35] Plosser, C.I. y Rouwenhorst, K.G. (1994). “International term structures and real economic growth”. *Journal of Monetary Economics*, 33:1, 133-155.
- [36] Rudebusch, Glenn D., Brian P. Sack and Erick T. Swanson. (2007). “Macroeconomic Implications of Changes in the Term Premium”. Federal Reserve Bank of St. Louis *Review* 89(4): 241-269.
- [37] Rudebusch, Glenn D y Tao Wu. (2003). “A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy, and the Economy”. *Working Paper* 2003-17. Federal Reserve Bank of San Francisco.
- [38] Stock, J.H. y Watson, M.W.(1989). “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators”. *NBER macroeconomics annual*, 351-394.
- [39] Stock, J.H. y Watson, M.W. (2003). “Forecasting output and inflation: The role of asset prices”. *Journal of Economic Literature*, 41:3, 788-829.
- [40] Svensson, L.E.O. (1997). “Inflation forecast targeting: Implementing and monetoring inflation targets”. *European Economic Review*, 41:6, 1111-1146.
- [41] Torres, A. y Vela, O. (2002). “Integración Comercial y Sincronización entre los Ciclos Económicos de México y los Estados Unidos”. *Banco de México, Documento de Investigación* 2002-06, p. 29.

6 Apéndice

Figura 4: IGAE Desestacionalizado y Spread 10 años - 3 meses

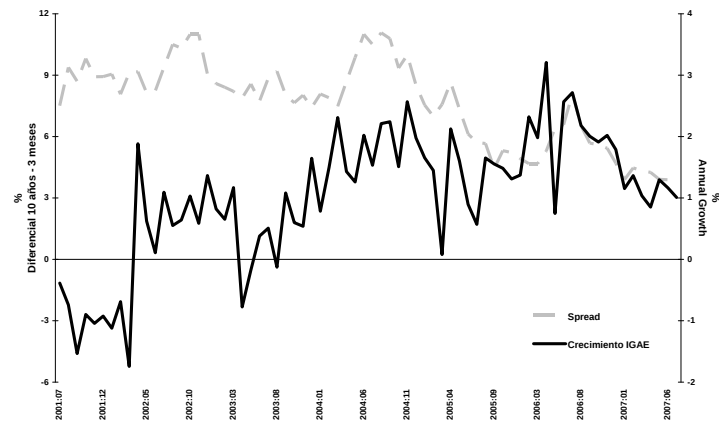


Figura 5: SERV y Spread 10 años - 3 meses

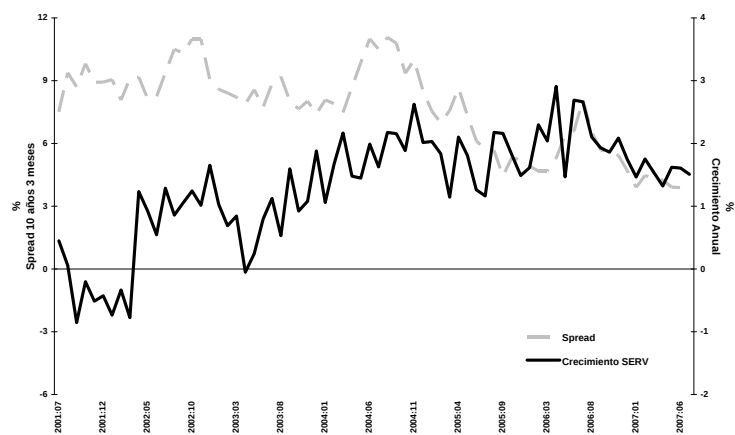


Figura 6: SERV Desestacionalizado y Spread 10 años - 3 meses

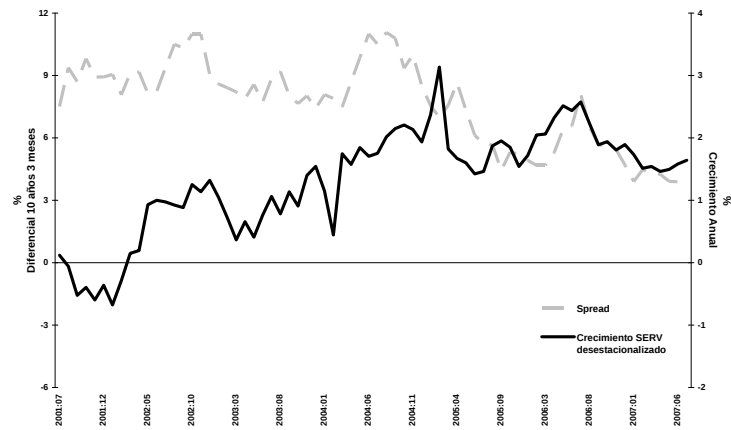


Figura 7: IPI y Spread 10 años - 3 meses

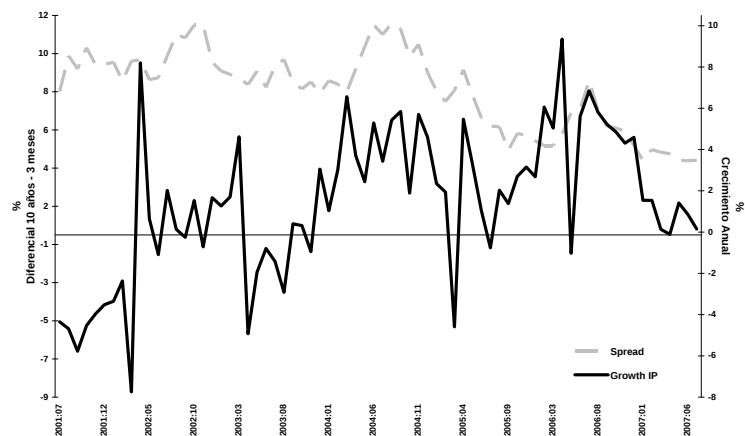


Figura 8: IPI Desestacionalizado y Spread 10 años - 3 meses

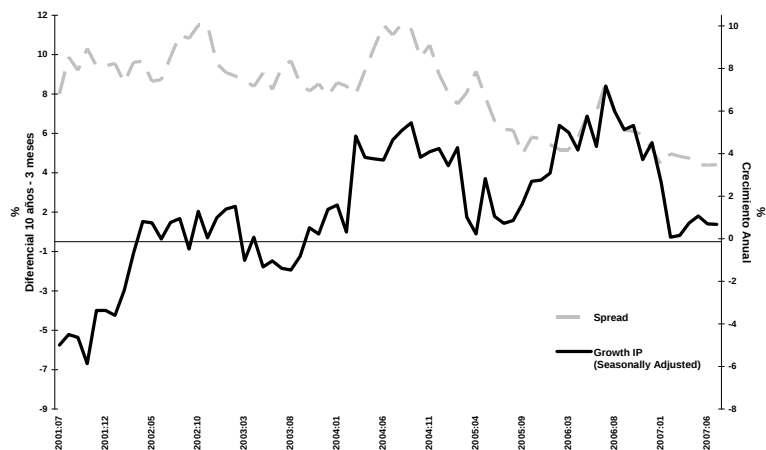


Figura 9: IPI y Spread 1 año - 3 meses

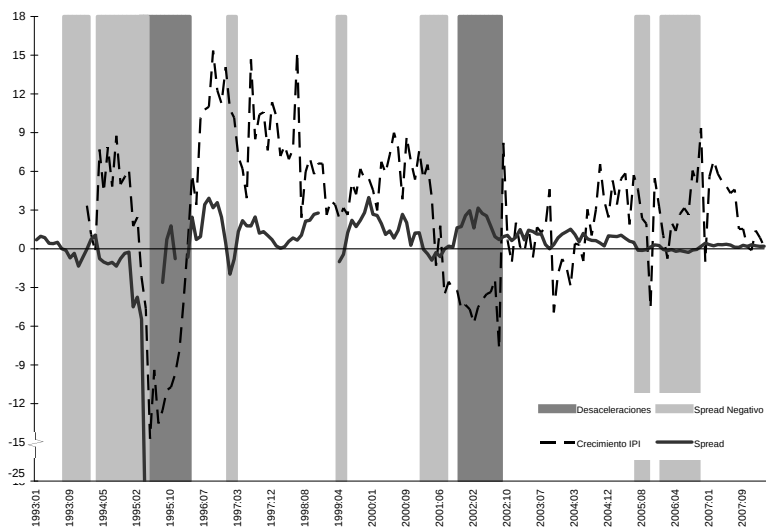


Figura 10: IPI Desestacionalizado y Spread 1 año - 3 meses

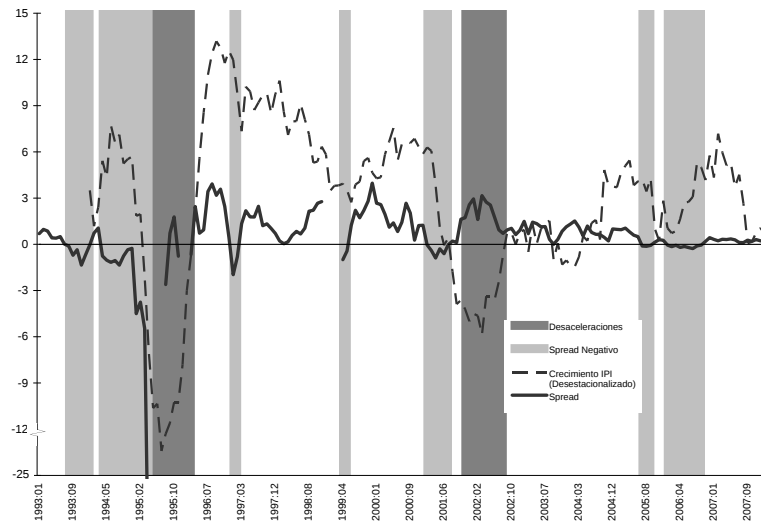
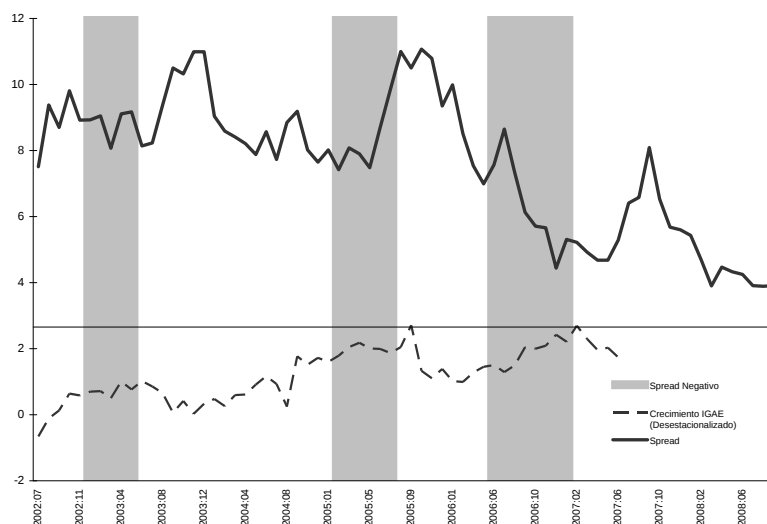


Figura 11: Análisis Probit IGAE y Spread 10 años - 3 meses



Pruebas de Raíz Unitaria 1996:01-2007:06“

Cuadro 18: Pruebas de Raíz Unitaria– IGAE

Serie	Hor.	ADF	Phillips-Perron	Ng-Perron			
				MZa	MZt	MSB	MPT
Original	1	-2.576	-102.677***	-64.790***	-5.691***	0.088***	0.379***
Original	3	-1.955	-32.293***	-60.931***	-5.516***	0.091***	0.41***
Original	6	-3.089	-12.787***	-2.061	-0.999	0.485	43.281
Original	12	-2.481	-5.951***	-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***	-28.130***	0.345	0.500	1.450	120.098
A.E.	3	-3.478**	-9.117***	-11.015	-2.339	0.212	8.313
A.E.	6	-3.328*	-5.631***	-21.665**	-3.289**	0.152**	4.223**
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

***, **, y * significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

A.E.:Ajustada por estacionalidad. Las series incluyen constante y tendencia, excepto: Hor. 1 y 3 de la serie original y el Hor. 1 de la serie A.E. que incluyen únicamente constante.

Cuadro 19: Pruebas de Raíz Unitaria– IPI

Serie	Hor.	ADF	Phillips-Perron	Ng-Perron			
				MZa	MZt	MSB	MPT
Original	1	-2.578*	-113.216***	16.066***	-2.820***	0.176***	1.578***
Original	3	-1.959	-22.359***	-44.099***	-4.684***	0.106***	0.587***
Original	6	-2.844	-7.099***	-0.480	-0.313	0.651	85.784
Original	12	-2.628	-7.562***	-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*	-24.307***	-1.820	-0.954	0.524	50.059
A.E.	3	-3.627**	-6.047***	-13.605	-2.571	0.189	6.918
A.E.	6	-2.562	-4.909***	-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

***, **, y * significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

A.E.: Ajustada por estacionalidad. Las series incluyen constante y tendencia, excepto: Hor. 1 y 3 de la serie original que incluyen únicamente constante.

Cuadro 20: Pruebas de Raíz Unitaria– Serv

Serie	Hor.	ADF	Phillips-Perron	Ng-Perron			
				MZa	MZt	MSB	MPT
Original	1	-2.937**	-52.951***	-67.481***	-5.808***	0.086***	0.364***
Original	3	-2.118	-31.965***	-58.854***	-5.424***	0.092***	0.419***
Original	6	-2.138	-31.966***	-1.024	-0.702	0.686	23.291
Original	12	-2.528	-6.217***	-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***	-16.837***	0.368	0.736	1.998	222.941
A.E.	3	-3.670***	-11.944***	-8.509**	-2.008**	0.236*	3.093**
A.E.	6	-3.215*	-5.166***	-30.217***	-3.886***	0.129***	3.020***
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

***, **, y * significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

A.E.: Ajustada por estacionalidad. Las series incluyen constante y tendencia, excepto: Hor. 1 a 6 de la serie original y Hor. 1 y 3 de la serie A.E. que incluyen únicamente constante.

Cuadro 21: Pruebas de Raíz Unitaria

Serie	ADF	Phillips-Perron	Ng-Perron			
			MZa	MZt	MSB	MPT
IGAE (Original)	-2.457	-5.265***	-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***	-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***	-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*	-3.405*	-6.140	-1.658	0.270	14.795
CETES 28 REAL	-3.738**	-3.744**	10.441	-2.255	0.216	8.874
Diferencial 1-3 (Mex)	-5.690***	5.694***	-23.444**	-3.414**	0.146**	3.946***
Diferencial 10-3 (Mex)	-3.030	-3.042	-8.988	-2.068	0.230	10.338
EP	-4.272***	-5.005***	13.045	-2.543	0.195	7.048
TP	-3.351**	3.402*	-8.939	-2.104	0.235	10.234

***, **, y * significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

A.E.:Ajustada por estacionalidad. Las series incluyen tendencia y constante.

Cuadro 22: Pruebas de Segundo Orden de Integración

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

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

A.E.: Ajustada por estacionalidad. Las series incluyen únicamente constante excepto las series de inflación que incluyen constante y tendencia.

Cuadro 23: Prueba Kapetanios de Raíz Unitaria– IGAE

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

***, **, y * significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

A.E.:Ajustada por estacionalidad. Se utilizó un kmax=5.

Cuadro 24: Prueba Kapetanios de Raíz Unitaria– IPI

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

***, **, y * significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

A.E.:Ajustada por estacionalidad. Se utilizó un kmax=5.

Cuadro 25: Prueba Kapetanios de Raíz Unitaria– IGAE Serv

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

***, **, y * significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

A.E.:Ajustada por estacionalidad. Se utilizó un kmax=5.

Cuadro 26: Prueba Kapetanios de Raíz Unitaria

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

***, **, y * significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

A.E.:Ajustada por estacionalidad. Se utilizó un kmax=5; excepto para el Spread 10-3 (Mex) dónde se empleó un kmax=15.

Cuadro 27: Prueba QLR– IGAE (1996-2007)

Serie	Hor.	Modelo 1		Modelo 2	
		Fecha del quiebre	Sup F-Stat	Fecha del quiebre	Sup F-Stat
Original	1	Ene-2001	1.625	Oct-2000	1.866
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***	Ene-2001	2.842
Original	24	Ene-2001	40.644***	Ene-2001	5.459
A.E.	1	Ene-2001	3.139	Nov-2003	2.519
A.E.	3	Jun-2000	16.873***	Jun-2000	2.354
A.E.	6	Ene-2001	23.748***	May-2000	2.546
A.E.	12	Ene-2001	31.621***	Mar-2000	2.578
A.E.	24	May-1999	48.194***	Mar-2001	4.561

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

Errores robotos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

Cuadro 28: Prueba QLR– IGAE (1996-2007)

Serie	Hor.	Modelo 1		Modelo 2	
		Fecha del quiebre	Sup F-Stat	Fecha del quiebre	Sup F-Stat
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***	Ene-2000	4.446
Original	24	Ene-2001	64.811***	Ene-2001	5.134
A.E.	1	Jun-2000	4.639	Nov-2003	1.663
A.E.	3	Dic-2000	20.174***	Jun-2005	2.374
A.E.	6	Ene-2001	32.734***	Abr-2000	2.656
A.E.	12	Ene-2001	53.577***	Ene-2000	3.582
A.E.	24	Ene-2001	88.072***	Mar-2001	7.829

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Errores robotos

a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

Cuadro 29: Prueba QLR-SERV (1996-2007)

Serie	Hor.	Modelo 1		Modelo 2	
		Fecha del quiebre	Sup F-Stat	Fecha del quiebre	Sup F-Stat
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***	Nov-2002	3.361
Original	24	Jun-1999	23.009***	Jun-2001	3.869
A.E.	1	May-2001	1.659	Oct-003	3.461
A.E.	3	Jun-2000	9.199	Ene-2001	4.120
A.E.	6	Ene-2001	12.824**	Nov-2001	4.972
A.E.	12	Ene-2001	19.060***	Mar-2003	3.505
A.E.	24	Ene-2001	24.314***	Jun-2001	3.858

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Errores robutos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

Cuadro 30: Estimaciones de Probit para Diferencial 1 año-3 meses (1996-2007)

$\Pr(D_t = 1 SMX_{t-k}^1) = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_{t-k}^1 + u_t$				
	<i>IGAE</i>	<i>IPI</i>	<i>SERV</i>	
Hor.	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_1$	
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* (0.087)	-0.154** (0.025)	-0.377** (0.028)	
12	-0.285* (0.063)	-0.312* (0.054)	-0.244* (0.098)	

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

Estadísticos p entre paréntesis.

Cuadro 31: Estimaciones de Probit para diferencial 1 año-3 meses (Submuestras)

$\Pr(D_t = 1 SMX_{t-k}^1) = \alpha_0 + \alpha_1 SMX_{t-k}^1 + u_t$						
Hor.	<i>IGAE</i>		<i>IPI</i>		<i>SERV</i>	
	$\hat{\alpha}_1^{96-01}$	$\hat{\alpha}_1^{01-07}$	$\hat{\alpha}_1^{96-01}$	$\hat{\alpha}_1^{01-07}$	$\hat{\alpha}_1^{96-01}$	$\hat{\alpha}_1^{01-07}$
3	0.052 (0.722)	0.222 (0.257)	0.017 (0.907)	-0.462** (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*** (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* (0.068)	-0.377** (0.028)	-0.707*** (0.001)
12	-0.285* (0.063)	-0.385 (0.110)	-0.312* (0.054)	-0.739*** (0.000)	-0.244* (0.098)	-0.767*** (0.003)

***, **, y * Significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

Estadísticos p entre paréntesis.