

# Qué información contiene la estructura temporal de tasas de interés de México?\*

Sara Castellanos      Eduardo Camero G.

6 de junio de 2000  
Tercer versión preliminar

## Resumen

Utilizamos algunos modelos convencionales para medir la información que contiene la estructura temporal de tasas de interés (ETTI) de México, de 1985 a 1999, sobre tres diferentes variables económicas: inflación, actividad económica y tasas de interés spot futuras. Encontramos que, para este período, la ETTI contiene cierta información sobre inflación y actividad económica que permite mejorar marginalmente el poder de predicción, especialmente fuera de la muestra en modelos ARMA usados frecuentemente. Los resultados son mejores para la actividad económica que para la inflación y en los primeros, inclusive se observa el patrón de mejor poder de predicción de las diferencias de tasas de más largo plazo con respecto a las de más corto plazo que se detecta para otros países. En los resultados de inflación se observa que la *ETTI* contiene información útil de expectativas de

---

\*Ambos autores agradecen los comentarios de los participantes en el seminario de economía de la DEE de Banco de México. Alejandro Werner nos ha hecho sugerencias muy útiles para este proyecto. Lorenza Martinez y Guillermo Babatz nos han proporcionado información sobre la regulación del sistema financiero que nos han servido para interpretar algunos datos. Los errores restantes son responsabilidad única de los autores. Las ideas expresadas en este documento no necesariamente reflejan las del Banco de México.

inflación sólo a partir de 1996, fecha a partir de la cual, además de una regulación financiera más flexible, México tiene un régimen de tipo de cambio flexible. La relación entre tasas spot futuras y ETTI predicha por la hipótesis de expectativas racionales se rechaza en el periodo de análisis, lo cual parece coincidir con la existencia de una prima de riesgo cambiante.

## 1 Introducción

La investigación sobre la relación que existe entre la diferencia en las tasas de interés a diferentes plazos y variables económicas como inflación, PIB, tasas de interés reales y tasas spot futuras ha sido un tema tradicional en la literatura económica y de gran interés para los diseñadores de política económica. Esto se debe a que los resultados de numerosos estudios, realizados con datos de Estados Unidos y de países europeos principalmente, muestran que la estructura temporal de tasas de interés (ETTI) contiene información sobre las variables mencionadas que puede ser útil como un indicador sencillo y fácilmente observable de la marcha de la economía en el futuro inmediato. Estas consideraciones son las que motivan nuestro trabajo, que tiene como fin evaluar el contenido de información de la ETTI y comparar su valor predictivo con el de otros indicadores para el caso de México.

Creemos que es un momento oportuno para un estudio de esta naturaleza porque actualmente existe cierto debate sobre la importancia que una autoridad monetaria debe asignar a los precios de activos financieros en su toma de decisiones, especialmente en países con baja inflación.<sup>1</sup> Para tomar una postura en este tema, el paso previo es tener ciertas medidas cuantitativas sobre la información que tales precios pudieran estar revelando. La ETTI es una de muchas variables que una autoridad monetaria puede monitorear fácil y sistemáticamente.

---

<sup>1</sup>Ver FMI, World Economic Outlook, Octubre 1999, Cap. IV, "Safeguarding Macroeconomic Stability at Low Inflation" ó The Economist, "Time to Break the Rules" y "Central Banks: all a-quiver," Mayo 13-19, 2000.

En la medida en que las tasas de interés se determinen libremente en los mercados financieros, las tasas de rendimiento de los activos estarán determinadas por, entre otras cosas, las expectativas de los agentes acerca de la inflación, del nivel de actividad económica, de la depreciación de la moneda y del riesgo que perciban en general. En general, estas expectativas no serán constantes, por lo que podríamos esperar que la diferencia entre las tasas de interés a diferentes plazos reflejen, en cierta medida, cambios en las expectativas de los agentes.

Lo anterior implica que la ETTI puede ser un buen indicador de las condiciones generales de la economía en el futuro. Esto puede ser de especial importancia para la autoridad monetaria por la influencia que ésta pueda ejercer sobre la ETTI a través de medidas de política monetaria, las cuales a su vez se pueden reflejar en la ETTI. Por ejemplo: si un Banco Central desea implementar un plan antinflacionario creíble, en el corto plazo, una política monetaria restrictiva haría que las tasas de interés aumentaran; sin embargo, en la medida en que la gente percibiere que el plan es exitoso en disminuir la inflación, las tasas de interés a plazos más largos incorporarán esta expectativa de menor inflación y, por lo tanto, serán menores. El resultado es que un plan antiinflacionario exitoso disminuye el diferencial entre tasas de interés a distintos plazos, es decir, disminuye la pendiente de la ETTI.

Por otro lado, la ETTI puede reflejar el equilibrio entre la oferta y la demanda de crédito; las tasas de más largo plazo se verían más afectadas por un aumento ya sea de la oferta o de la demanda de crédito. De esta manera, un aumento en la demanda de crédito presionaría a las tasas de más largo plazo, lo que aumentaría el diferencial entre tasas de interés. Como este aumento en la demanda de crédito está relacionado con una mejora en las perspectivas económicas de los agentes, la pendiente de la ETTI puede contener información acerca de las expectativas de los agentes acerca del crecimiento económico futuro.

Sin embargo, hay tres razones por las que el poder predictivo de la ETTI sobre las expectativas futuras puede ser reducido. La primera es que, en

general las tasas de interés a mayor plazo incorporan una prima de riesgo sobre las tasas a menor plazo. Esto ocasiona que las predicciones de la ETTI resulten un poco *ruidosas*, en el sentido de que cambios en esta prima de riesgo, frecuentes en economías emergentes como la de México, pueden ocasionar cambios en la pendiente de la ETTI que en el corto plazo no tienen relación alguna con las expectativas de inflación y de la marcha futura de la economía por parte de los agentes.

La segunda razón se refiere al argumento de que el sistema de precios, operado apropiadamente, produce seales que informan a los agentes económicos sobre el mejor uso de sus recursos basándose en la información colectiva. Si el sistema de precios tiene el poder de agregar todo el conocimiento colectivo del futuro de una sociedad, los precios actuales relativos al dinero y a otros bienes deben reflejar cierta información privada de los inversionistas sobre el estado futuro de la economía.<sup>2</sup> El artículo clásico de Grossman y Stiglitz ([17]) muestra que si la adquisición de información es costosa para los agentes económicos, los precios no pueden reflejar toda la información disponible. Este hallazgo es muy razonable porque si los precios reflejaran toda la información económica no habría incentivos para recopilarla. Esta paradoja muestra los límites hasta los que puede impulsarse la noción de que los precios reflejan toda la información que cualquier agente necesita saber sobre el futuro para efecto de sus decisiones presentes. Partiendo de un marco ideal, las fricciones en los mercados financieros pueden debilitar las seales de los precios.<sup>3</sup>

La tercer razón es de tipo más práctico desde el punto de vista de un diseñador de política económica. Al interpretar los resultados que a continuación se presentan, es necesario recordar la crítica de Lucas: el encontrar una relación entre una variable objetivo y una variable que sirva de instrumento

---

<sup>2</sup>En adición a las discusiones clásicas de Adam Smith y Frederick Hayek sobre este tema, Smith ([30]) resume con mucha claridad las cuestiones más sobresalientes al respecto.

<sup>3</sup>Veremos más adelante que una menor significancia de la ETTI en el caso de las expectativas de inflación puede asociarse al grado de liberalización del régimen financiero y cambiario.

no implica que esta relación se mantendrá constante en el futuro, debido a que los agentes pueden cambiar sus expectativas sobre la variable objetivo al saber que la autoridad monetaria está explotando la relación encontrada. Así, aún si encontramos evidencia a favor del poder predictivo de la *ETTI*, no podemos estar seguros de que esta relación se mantendrá en el futuro.

Nuestros resultados sugieren que la *ETTI* contiene cierta información sobre expectativas de inflación y de actividad económica futura. La inclusión de ciertos diferenciales de tasas permiten mejorar el poder predictivo hacia afuera de la muestra de modelos ARMA a pesar de que éstos últimos tienen un mejor ajuste hacia adentro de las muestras. En el análisis referente a inflación se detecta que el periodo con mejor poder predictivo de la *ETTI* es de 1996 a 1999 y que coincide no sólo con una etapa de regulación financiera más flexible (lo cual en estudios para otros países ya ha sido propuesto como una razón para que la *ETTI* sea poco explicativa) sino con la adopción del régimen de tipo de cambio flexible. Sin embargo, no se detecta que los diferenciales de tasas de interés de más largo plazo sean mejores predictores que los de corto plazo. Este patrón, sin embargo, si se observa en el análisis referente a actividad económica futura, al comparar el poder predictivo hacia afuera de la muestra de VARs con los modelos ARMA. Por otra parte, mediante modelos probit de la probabilidad de recesión encontramos un aplanamiento de la *ETTI* se asocia a una reducción de tal probabilidad que fluctúa entre 2% y 25% según la definición de recesión empleada.

Finalmente, extendemos el análisis de Sod ([31]) sobre el poder de predicción de la *ETTI* con respecto a las tasas de interés spot futuras que postula la hipótesis de expectativas racionales para una muestra de 1985 a 1999 y para las tasas de CETEs a 28, 91, 182 y 365 días. Estos resultados corroboran que la hipótesis de expectativas racionales no se cumple y que este rechazo está asociado a un premio al riesgo fluctuante.

El artículo está estructurado de la siguiente manera. La sección 2 analiza la información que contiene la *ETTI* acerca de la inflación futura aplicando la metodología de Mishkin [25] a datos de México. La sección 3 analiza el

contenido sobre actividad económica futura. La sección 4 extiende el análisis de Sod [31] de las tasas *forward* y las tasas *spot* de interés. La sección 5 concluye.

## 2 Inflación

### 2.1 Estudios previos

La noción de que ciertos precios financieros o tasas de interés fijadas en el presente tienen poder de predicción sobre la inflación futura se remonta al menos al trabajo de Fama [11], quien elabora sobre trabajo previo de Fisher [15] con respecto a la relación entre inflación y tasas de interés. La teoría de Fisher consiste básicamente en que, cualesquiera que sean los factores involucrados en la determinación del crecimiento del sector real, los inversionistas racionales no sufren efectos de ilusión monetaria. La ausencia de ilusión monetaria implica que si un activo paga cierta cantidad de dinero en el futuro, un inversionista que piense que ese dinero tendrá un poder adquisitivo de bienes y servicios menor en el futuro demandará una tasa de interés más elevada por la adquisición de tal activo. Estas ideas se resumen en la famosa ecuación de Fisher que describimos en mayor detalle en la siguiente sección

Fama [11], con datos de Estados Unidos de las décadas de 1950 a 1970 encuentra que las tasas presentes de los Bonos del Tesoro a 1 mes y a 6 meses proveen pronósticos de inflación de 1 mes en el futuro estadísticamente confiables. Mishkin [25] utiliza datos de tasas de interés menores a un año y de inflación de EEUU para analizar la capacidad del cambio en la tasa de interés de  $m$  a  $n$  periodos para predecir cambios en la tasa de inflación de  $m$  a  $n$  periodos. Es decir, estima la relación entre la pendiente de la ETTI y la pendiente de una “estructura temporal de tasas de inflación”. Sus resultados sugieren que la información contenida es mayor en las tasas de más largo plazo y apoyan la teoría de que una ETTI más plana está asociada a un menor incremento de la inflación futura. Concretamente, mientras que las

ETTI para vencimientos menores a 6 meses casi no contienen información sobre inflación futura, aquéllas para vencimientos de 9 meses y 12 meses si contienen información. Los coeficientes son cercanos a 1 y significativos y algunas  $R^2$  son cercanas al 10%.

Adicionalmente, el planteamiento de Mishkin permite analizar el comportamiento de las tasas reales de interés. Encuentra que, como consecuencia de los resultados descritos en el párrafo anterior, la mayor parte de las variaciones en la pendiente de la ETTI para las tasas de corto plazo, refleja cambios en la estructura temporal de tasas reales de interés (ETTR) y no cambios en las expectativas de inflación. En contraste, la ETTI para las tasas de más largo plazo, no provee prácticamente información acerca de la ETTR y sí acerca de las expectativas de cambios en la inflación futura.

Mishkin [26] repite el experimento en Mishkin [25] utilizando datos de tasas de interés de uno a cinco aos. Encuentra que el poder predictivo de la ETTI con bonos de mayor duración es mucho mayor que en el ejercicio anterior. Con la muestra completa, de 1950 a 1987, todos los coeficientes asociados a la ETTI son mayores a uno y las  $R^2$  son mayores a 20% en todos los casos.

Estrella y Mishkin [10] extienden el análisis utilizando datos de Alemania, E.U., Francia, Inglaterra e Italia. Analizan la diferencia entre las tasas a tres meses y a diez aos para predecir el cambio en la tasa de inflación  $k$  trimestres adelante. Sus resultados son consistentes con los encontrados para el caso de EEUU, aunque el contenido de información sobre inflación varía de país a país notablemente. Por ejemplo, mientras para Alemania y Estados Unidos se obtienen resultados significativos inclusive para un horizonte de 5 aos, para Italia y Reino Unido se obtienen resultados significativos sólo hasta 12 o 13 trimestres y en el caso de Francia no se obtienen resultados con significancia estadística.

Robertson [28] utiliza una especificación distinta del *diferencial* entre tasas distinta a la de Mishkin, la cual aplica a datos de Inglaterra de bonos de 1 a 5 aos. Sus resultados son consistentes con los obtenidos por Mishkin

[25] y [26] y Estrella y Mishkin [10].

## 2.2 Estimaciones para México

### 2.2.1 Metodología

Siguiendo el planteamiento de la teoría de Fisher en Mishkin [25], podemos encontrar una relación entre la ETTI y la inflación futura comenzando con la ecuación de Fisher:

$$i_{t,t+m} = r_{t,t+m} + E_t \pi_{t,t+m}, \quad (1)$$

en donde  $x_{t,t+m}$  es el valor de la variable  $x$  en  $t$ ,  $m$  periodos adelante;  $E_t$  es la expectativa condicional tomando la información disponible en  $t$ ; y  $\pi$ ,  $i$  y  $r$  son la tasa de inflación, la tasa nominal de interés y la tasa real de interés, respectivamente. Si suponemos expectativas racionales en los pronósticos de los agentes sobre la inflación, tenemos que la inflación a  $n$  periodos observada en  $t$  será igual a la inflación esperada en  $t$  más un término de error con media cero y varianza constante.

$$\pi_{t,t+m} = E_t \pi_{t,t+m} + \epsilon_t, \quad (2)$$

Al substituir (1) en (2) y resolver para  $\pi_{t,t+m}$  obtenemos

$$\pi_{t,t+m} = i_{t,t+m} - r_{t,t+m} - \epsilon_t, \quad (3)$$

La ecuación (3) se cumple para todo  $t$  y para todo  $m$ , por lo que, utilizando la expresión anterior para  $n$ , obtenemos una relación entre la ETTI y los cambios en la inflación a  $m$  y a  $n$  periodos en  $t$ :

$$\pi_{t,t+m} - \pi_{t,t+n} = i_{t,t+m} - i_{t,t+n} - r_{t,t+m} + r_{t,t+n} + \epsilon_{t,n} - \epsilon_{t,m}, \quad (4)$$

La ecuación (4) puede estimarse econométricamente de la siguiente manera:

$$\pi_{t,t+m} - \pi_{t,t+n} = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n}(i_{t,t+m} - i_{t,t+n}) + \eta_{m,n}, \quad (5)$$

en donde:

$$\alpha_{m,n} = \bar{r}_n - \bar{r}_m, \beta_{m,n} = 1,$$

$$\eta_{m,n} = \epsilon_{t,m} - \epsilon_{t,n} - (u_{t,t+m} - u_{t,t+n}),$$

$$u_{t,t+m} = r_{t,t+m} - \bar{r}_m,$$

$$u_{t,t+n} = r_{t,t+n} - \bar{r}_n \text{ y}$$

$\bar{r}_i$  representa la tasa real de interés de equilibrio en  $t$  a  $i$  periodos, que suponemos constante.

Planteada así y suponiendo expectativas racionales y que la pendiente de la ETTR es constante, la estimación de la ecuación (5) mediante mínimos cuadrados ordinarios produce estimadores consistentes de  $\beta_{m,n}$ . Si la pendiente de la ETTR no es constante, la ETTI puede contener información acerca de los cambios futuros en la inflación, pero *MCO* no produce un estimador óptimo, ya que el término  $(u_{t,t+m} - u_{t,t+n})$  no sería, en general, igual a cero. Además, el que la ETTI y la ETTR estén correlacionados puede ocasionar problemas con los estimadores de *MCO*.<sup>4</sup>

La especificación de la ecuación (5) y los supuestos detrás de ella sugieren dos hipótesis acerca del coeficiente  $\beta_{m,n}$ . Primero, si se rechaza estadísticamente la hipótesis  $\beta_{m,n} = 0$ , la ETTI contiene información acerca del cambio en la inflación futura y las pendientes de la ETTI y la ETTR no se mueven uno a uno. Segundo, si rechazamos la hipótesis  $\beta_{m,n} = 1$ , la pendiente de la ETTR no es constante a través del tiempo y la ETTI provee información acerca de la ETTR.

Si bien la ecuación (5) postula una relación entre la *ETTI* y el cambio en la inflación futura para los mismos horizontes, puede ser interesante analizar la información de cada diferencial de tasas con respecto a todos los horizontes de inflación. Este camino es explorado por Mishkin y Estrella [10] con datos de EU, Inglaterra, Francia, Italia y Alemania.

---

<sup>4</sup>Ver Mishkin [25], pp:80,81.

### 2.2.2 Datos

Utilizamos los resultados de la subasta primaria semanal de Certificados de la Tesorería (CETEs) de septiembre de 1985 a junio de 1999. Los CETEs son bonos con cupón cero emitidos por el gobierno federal<sup>5</sup> de México a plazos de 27, 91, 182, 364 y 728 días. Sin embargo, por el número reducido de observaciones de las emisiones a 728 días en el periodo muestral, estos bonos no se incluyen en el análisis. Contamos con observaciones semanales y utilizamos la observación de la primera semana del mes para reflejar la tasa de interés vigente en el mes.

Para los datos de inflación, utilizamos el Índice Nacional de Precios al Consumidor (*INPC*) publicado por el Banco de México mensualmente. Con este índice, construimos tasas de inflación anualizadas a 1, 3, 6 y 12 meses. Con estos datos, a su vez construimos las variables  $i_{t,t+m} - i_{t,t+n}$  y  $\pi_{t,t+m} - \pi_{t,t+n}$  de la ecuación (5) para  $m = \{3, 6, 12\}$  y  $n = \{1, 3, 6\}$ .

Para poder aplicar las técnicas usuales de regresión, es necesario que las series de tiempo consideradas sean estacionarias. Únicamente para los diferenciales de tasas de interés  $i_{6,1}$  e  $i_{12,1}$ , no se rechaza la hipótesis de raíz unitaria utilizando la prueba de Dickey-Fuller Aumentada, sin embargo, utilizando la prueba de Phillips-Perron, ésta hipótesis se rechaza para todas las variables. El rechazar la presencia de raíces unitarias en las variables nos asegura que los resultados de estimación no provienen de relaciones *espurias* entre las variables. Por tanto, no es necesario tomar diferencias de las variables definidas. Asimismo, realizamos las pruebas de causalidad de Granger entre los cambios en las tasas de inflación y las tasas de interés para todas las combinaciones de  $(m, n)$ . En ellas se observa que es más frecuente que el diferencial de tasas de inflación cause en el sentido de Granger al diferencial de tasas de interés que viceversa. Esta evidencia es poco favorecedora para el modelo teórico de la sección previa. Una razón probable para tal divergencia entre el modelo y los datos es que el modelo teórico está planteado en términos de variables correspondientes a periodos futuros cuyo valor (ex-

---

<sup>5</sup>Esto implica que únicamente existe riesgo soberano.

ante) se conoce en el presente<sup>6</sup> y que, por carecer de datos más apropiados construimos a partir de los datos observados (ex-post).<sup>7</sup> Reconocemos una crítica en este sentido como cualquier otro estudio de esta naturaleza, pero creemos que éste no invalida el ejercicio de la siguiente sección porque éste nos permite decir algo más sobre los supuestos detrás de este modelo. Todas las pruebas mencionadas están en el apéndice.

### 2.2.3 Resultados

Existe un problema en la estimación de la ecuación 5 mediante *MCO*. El uso de datos cuya periodicidad es más fina que el periodo de predicción (en nuestro caso, utilizar datos de tasas de interés e inflación mensuales para estimar una relación teórica de naturaleza trimestral, semestral o anual) produce autocorrelación serial de los errores  $\eta_t$ . Esto no afecta a la consistencia de  $\beta_{m,n}$ . Sin embargo, los errores estándar de la regresión no serán los correctos y las inferencias que se hagan utilizando estos errores estándar no serán válidas. Una manera de *evitar* este problema es utilizar observaciones con la misma periodicidad que el periodo de proyección. Esto elimina los problemas de autocorrelación a costa de perder lo que puede ser un gran número de observaciones. Una manera de *corregir* este problema es tratar de *estimar* de una manera válida la matriz de varianza/covarianza de la regresión. Nosotros optamos por la segunda alternativa: siguiendo a Estrella y Hardouvelis [8], a Mishkin [25] y a Sod [31], usamos el método de Newey-West para estimar la matriz de varianza/covarianza a fin de no perder observaciones adicionales.

Al emplear los errores estándar calculados con el método de Newey-West, pueden hacerse inferencias válidas acerca de los parámetros estimados mediante *MCO*. Este problema de autocorrelación se presenta también en las estimaciones de las demás secciones del artículo. En todos los casos, se sigue la misma metodología a menos de que se indique lo contrario. Adicionalmente,

---

<sup>6</sup>No hay encuestas de inflación o mercados forward de donde obtener estas variables para todo el periodo de análisis.

<sup>7</sup>Ex-post, por definición  $i_t = r_t + \pi_t$ .

y por las mismas razones, intentamos modelar al error  $\epsilon$  de las regresiones como un proceso AR. En las estimaciones para inflación este método no produce coeficientes significativos, sin embargo, en las estimaciones de actividad industrial, en general los coeficientes son significativos.

Como el grado de liberalización de los mercados financieros y de las condiciones macroeconómicas generales varía notablemente en este periodo, procedemos a partir la muestra en los siguientes tres periodos: 1985-1987, 1988-1994 y 1996-1999.<sup>8</sup> El periodo de 1985-1987 se caracteriza por una tendencia creciente en las tasas de interés nominales, que siguen muy cercanamente al crecimiento de la inflación y por mercados financieros prácticamente reprimidos. El periodo de 1988-1994 se caracteriza por la adopción de importantes reformas financieras entre 1988 y 1991; por ejemplo, la liberalización de las tasas de interés, la abolición de requerimientos de reservas sobre los depósitos bancarios, el abandono de los cajones de crédito, la liberalización del régimen de inversión de los bancos y de los fondos mutuos y la privatización de los bancos.<sup>9</sup> En este periodo también hay una marcada tendencia decreciente en las tasas de interés nominales que nuevamente siguen la evolución de la inflación (la cual en ese periodo está asociada a la evolución del tipo de cambio que funciona prácticamente como el ancla nominal de la economía) hasta diciembre de 1994. El periodo de 1996-1999 se caracteriza por mercados financieros más flexibles y por una tendencia decreciente en las tasas nominales e inflación, después de los meses de crisis de 1995 que decidimos excluir del análisis, por su efecto adverso en la estabilidad de los coeficientes del modelo.<sup>10</sup> A partir de diciembre de 1994 México también adopta el régimen de tipo de cambio flexible.

Los resultados de la estimación de *MCO* de la ecuación (5) para la mues-

---

<sup>8</sup>Las pruebas de cambio estructural de las ecuaciones del cuadro 1, panel A rechazan la hipótesis nula de no cambio estructural en las fechas: 1988:01, 1994:12 y 1996:01 a los niveles de significancia convencionales.

<sup>9</sup>Babatz y Conesa [2] presentan una descripción más detallada de las reformas financieras llevadas a cabo en ese periodo.

<sup>10</sup>Tal es la razón principal para no considerar la muestra 1988-1999.

tra completa de 1985 a 1999 se presentan en el panel A del cuadro 1. Estos resultados muestran que los coeficientes asociados a la ETTI no son significativamente distintos de cero en caso alguno, lo cual sugiere que la ETTI no contiene información sobre inflación futura. Los coeficientes estimados para los periodos 1985-1987 y 1988-1994 no son significativos, de acuerdo con la información de los paneles B y C. Sin embargo, según el panel D, en el periodo 1996-1999 hay coeficientes significativos asociados a los diferenciales de tasas de interés de 1 a 3, 1 a 6, 3 a 6 y 3 a 12 meses. Tres de estos coeficientes, sin embargo, resultan notablemente superiores a 1. A este respecto, cabe mencionar que algunas pruebas de estabilidad muestran alguna evidencia de estabilidad.

Tabla 1: Estimaciones de  $MCO$  de la ecuación de predicción de cambios en la inflación. La variable dependiente es  $\pi_{m,n}$

$(m, n)$	$\alpha_{m,n}$	$\beta_{m,n}$	$R^2$	$Obs$		
Panel A: Enero 1985- Diciembre 1999						
3,1	-1.2737	-0.3445	0.0154	161		
6,1	3.3666	0.1801	0.0139	112		
6,3	1.1596	0.7224	0.0121	112		
12,1	1.2824	-0.0133	-0.0161	86		
12,3	1.0948	0.4005	0.0036	86		
12,6	0.3469	-0.1215	-0.0112	86		
Panel B: Enero 1987- Diciembre 1987						
3,1	35.4400	-7.7086	0.1057	31		
6,1	8.5135	1.2045	-0.0151	13		
6,3	8.9008	0.0386	-0.0908	13		
12,1	4.1345	0.0331	-0.0181	52		
12,3	3.1777	0.7364	0.0163	54		
12,6	0.8490	-0.2887	-0.0180	54		
Panel C: Enero 1988- Diciembre 1994						
3,1	-1.7021	-0.2682	0.1310	82		
6,1	2.5455	0.0223	-0.0162	60		
6,3	1.7499	0.2095	-0.0112	60		
12,1	4.1345	0.0331	-0.0181	52		
12,3	3.5240	0.0909	-0.0193	52		
12,6	-0.8847	0.1798	-0.0222	32		
Panel D: Enero 1996- Diciembre 1999						
3,1	-2.9075	**	1.7756	*	0.1146	42
6,1	-6.2139	*	2.5896	*	0.3008	37
6,3	-2.8048	*	3.7952		0.5007	34
12,1	-3.4014		0.6368		0.0381	31
12,3	-1.9588		0.6806	***	0.0831	31
12,6	-0.8722		0.1859		-0.0228	31

\*, \*\* \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Como extensión al planteamiento resumido en la ecuación (5) y con base

a los resultados previos, estimamos las regresiones de 1996 a 1999 para más horizontes de inflación futura. Encontramos que los coeficientes asociados a los diferenciales de tasas de interés de los plazos de 1 a 3 meses y 1 a 6 meses son significativos en horizontes de hasta 18 meses hacia adelante. Pero en estas regresiones las magnitudes de los coeficientes también son notablemente mayores a uno. Los resultados se encuentran en el cuadro 2.

Tabla 2: Estimaciones de la ecuación de predicción de inflación *MCO* con distintos horizontes de inflación, 1996-1999. La variable dependiente es  $\pi_{m,n}$

$(m, n)$	$\alpha_{m,n}$	$\beta_{m,n}$	$R^2$	$Obs$	$\alpha_{m,n}$	$\beta_{m,n}$	$R^2$	$Obs$
		$i_{3,1}$				$i_{12,1}$		
3,1	-2.9075 **	1.7756 **	0.1146	42	-0.3138	0.0011	-0.0285	37
6,1	-5.1872 ***	3.0384 **	0.1649	39	-2.4408 **	0.6126	0.0322	34
9,1	-6.1041 ***	3.1817 **	0.1551	36	-3.5323	0.8237	0.0725	31
12,1	-6.8543	3.1887	0.1496	33	-3.4014	0.6368	0.0381	31
15,1	-8.2718 **	3.3480 **	0.2065	32	-4.4217	0.4164	-0.0024	31
18,1	-8.5798 **	3.5588 ***	0.2144	30	-4.5915	0.4654	0.0013	30
		$i_{6,1}$				$i_{12,3}$		
3,1	-2.7621 ***	1.0721 **	0.0895	37	0.03280	-0.3312	-0.0016	37
6,1	-6.2139 *	2.5896 *	0.3008	34	-0.8959	0.2733	-0.0222	34
9,1	-7.1699 **	2.7761 *	0.3084	31	-1.7541	0.5610	0.0011	31
12,1	-6.9938 ***	2.4817 *	0.2768	31	-1.8261	0.3260	-0.0208	31
15,1	-8.2150 **	2.2440 **	0.2280	31	-3.0764	0.0421	-0.0342	31
18,1	-8.5427 **	2.3891 **	0.2401	30	-3.1486	0.0765	-0.0349	30
		$i_{6,3}$				$i_{12,6}$		
3,1	-1.1865	1.0723	0.0019	37	0.4482	-0.6842 **	0.0465	37
6,1	-4.0335	4.8707	0.2489	34	-0.0553	-0.3070	-0.0237	34
9,1	-4.6645	5.2580	0.2656	31	-0.8102	0.0854	-0.0339	31
12,1	-4.4679	4.3184	0.1955	31	-1.0782	-0.1336	-0.0329	31
15,1	-5.6349	3.5884	0.1297	31	-2.4989	-0.4570	-0.0161	31
18,1	-5.8836	3.8291	0.1372	30	-2.5295	-0.4400	-0.0199	30

\*, \*\* \*\* : Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Los resultados de las estimaciones anteriores también pueden utilizarse para examinar el comportamiento de las tasas reales de interés de México. Siguiendo nuevamente a Mishkin [25], de la ecuación 5 podemos obtener una nueva expresión:

$$epr_{t,t+m} - epr_{t,t+n} = -\alpha_{m,n} + [1 - \beta_{m,n}](i_{t,t+m} - i_{t,t+n}) - \eta_{m,n}, \quad (6)$$

en donde  $epr_{t,t+m}$  es la tasa real de interés observada *ex post* de un bono de  $n$  periodos. De esta expresión observamos que  $\beta_{m,n} = 1$  implica que el término  $1 - \beta_{m,n}$  en la ecuación (6) es igual a cero. Como la tasa real *ex ante* de

interés es simplemente la esperanza en  $t$  de la tasa real *ex post* de interés, el rechazo de  $\beta_{m,n} = 1$  (o, equivalentemente, de  $1 - \beta_{m,n} = 0$ ) en prácticamente todos los casos presentados de los cuadros 1 y 2, excepto los correspondientes a los diferenciales de 1 a 3 y de 1 a 6 meses entre 1996 y 1999, indica que la ETTI contiene información acerca de la ETTR.

De manera similar, el rechazar estadísticamente la hipótesis de  $\beta_{m,n} = 0$  (o, equivalentemente,  $[1 - \beta_{m,n}] = 1$ ) significa que rechazamos la hipótesis de que los cambios en la ETTI provocan cambios de igual magnitud en la ETTR, es decir, que se mueven juntas. Por lo tanto, los resultados anteriores indican que los cambios en la ETTI se reflejan también en la ETTR, es decir, no se apoya la hipótesis de que las tasas reales de interés hayan sido constantes en este período.<sup>11</sup>

Para obtener una idea más precisa del valor predictivo de los casos en que la ETTI tiene un coeficiente significativo, es útil compararlos con los provenientes de otros modelos sencillos. Con este fin, modelamos a  $\pi_{m,n}$  como un proceso ARMA(p,q), que estimamos utilizando datos de 1996 a 1999. Después de correr el modelo con varias combinaciones de  $(p, q)$ , utilizando el enfoque de minimización del criterio de Akaike, escogimos un modelo (2,1). La comparación de los resultados de esta estimación con los del cuadro 2 para el mismo periodo de análisis nos permiten evaluar el poder de predicción de la ETTI adentro de la muestra. El cuadro 3 presenta los coeficientes de los rezagos significativos de la propia variable. Las  $R^2$  y pruebas F del modelo autorregresivo son más altas que las del modelo de la ETTI en todos los casos, sugiriendo un mayor ajuste o poder de predicción adentro de la muestra.

Otra manera de evaluar el contenido de información de la ETTI consiste en agregar esta variable al modelo autorregresivo para observar si la ETTI conserva un coeficiente significativamente distinto de cero. El cuadro 4 presenta los resultados de este ejercicio. Como se puede observar, la pendiente

---

<sup>11</sup>Algunas de las reformas financieras descritas, como el abandono de los cajones de crédito y la liberalización del régimen de inversiones de los bancos y los fondos mutuos, bien pueden provocar cambios en el retorno real de los activos.

Tabla 3: Estimación del modelo ARMA(2,1), 1996-1999

$(m, n)$	C	$\pi_{m,n}(t-1)$	$\pi_{m,n}(t-2)$	$R^2$	F
3,1	-1.7123	0.4572*	-0.4191**	0.2252	0.0000
6,1	-1.3382	0.8212*	-0.3650**	0.4403	0.0000
9,1	-2.7569	0.8665*	-0.2660*	0.4991	0.0000
12,1	-1.6865	0.8728*	-0.2464*	0.5152	0.0000
18,1	-0.0763	0.9107*	-0.1933**	0.5973	0.0000
24,1	-2.5743	0.9121*	-0.1871**	0.6005	0.0000

\*, \*\*, \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

de la ETTI sólo es significativa en tres regresiones, dos que corresponden al horizonte de inflación a 3 meses y una que corresponde al horizonte de inflación a 24 meses. Tales valores significativos corresponden a las ETTI a 6 y a 3 meses.

También estimamos vectores autorregresivos con estas dos variables y 12 rezagos, para los horizontes de inflación a 1, 3, 6, 9, 12, 18 y 24 meses adelante. Sólo encontramos coeficientes significativos asociados a los diferenciales de inflación en los VARs correspondientes a los horizontes a 1, 12, 18 y 24 meses.<sup>12</sup> Por lo tanto, también con esta metodología detectamos que el poder de predicción dentro de la muestra de la ETTI es limitado. Como referencia, cabe mencionar que Fernández [14] encuentra resultados semejantes en los diferenciales de tasas de interés a 1 y 12 meses de Chile entre 1993 y 1997, destacando que el diferencial de tasas a 12 meses es dinámicamente más estable.

La comparación de la raíz del error cuadrático medio (RMSE, por sus siglas del inglés) entre estos modelos es útil para determinar si la ETTI tiene mejor poder de predicción hacia fuera de la muestra que hacia fuera de la muestra, siendo un menor RMSE indicativo de mayor poder de predicción. El RMSE se define como:

$$\sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{S+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}, \quad (7)$$

en donde  $y_t$  es el valor observado de inflación,  $\hat{y}_t$  es el valor pronosticado

<sup>12</sup>Las estimaciones están disponibles a solicitud del lector.

Tabla 4: Estimación del modelo ARMA(2,1) incluyendo la *ETTI*, 1996-1999

$k$	$m, n$	$C$	$i_{m, n}$	$\pi_k(t-1)$	$\pi_k(t-2)$	$R^2$	$F$		
3,1	3,1	-1.0143	0.0075	0.4602	*	-0.4346	**	0.6256	0.0000
	6,1	0.4794	-1.0166	* 0.5709		-0.3479		0.7353	0.0000
	6,3	0.3448	-1.1100	* 0.4701		-0.4648	*	0.7719	0.0000
	12,1	-0.0329	-0.0701	0.6374	*	-0.3559	*	0.2619	0.0000
	12,3	-0.0264	-0.1189	0.6478	*	-0.3651	*	0.2665	0.0000
	12,6	-0.0255	-0.1040	0.6473	*	-0.3655	*	0.2645	0.0000
6,1	6,1	1.4067	-0.1288	0.8920	*	-0.2186		0.5423	0.0000
	6,3	1.4434	-0.1058	0.8888	*	-0.2110	*	0.5400	0.0000
	12,1	0.8423	-0.0441	1.1391	*	-0.3113	*	0.6855	0.0000
	12,3	0.8405	-0.1359	1.1431	*	-0.3181	*	0.6879	0.0000
	12,6	0.8460	-0.1562	1.1461	*	-0.3191	*	0.6885	0.0000
	9,1	3,1	-2.2156	-0.1934	0.8538	*	-0.2932	*	0.5068
6,1		0.3372	0.0766	0.7559	*	0.0778	*	0.5191	0.0000
6,3		0.4165	0.1200	0.7314	**	0.0299	*	0.5227	0.0000
12,1		0.9116	-0.0576	1.0419	**	-0.2076	**	0.7536	0.0000
12,3		0.9092	-0.1292	1.0471	**	0.2070	***	0.7550	0.0000
12,1		0.9140	0.1460	1.0448	*	-0.2085	**	0.7553	0.0000
12,1	3,1	-1.2116	-0.1870	0.8615	*	-0.2204	*	0.5240	0.0000
	6,1	0.0678	0.0819	0.7335	*	0.0363		0.5564	0.0000
	6,3	0.1308	0.1249	0.7063	*	0.0576		0.5602	0.0000
	12,1	1.1137	-0.0704	1.0107	*	-0.1579		0.7570	0.0000
	12,3	1.1147	-0.1336	1.0172	*	-0.1656		0.7586	0.0000
	12,6	1.1197	-0.1511	1.0196	*	-0.1677		0.7590	0.0000
18,1	3,1	0.4301	-0.3161	0.8792	*	-0.1440	***	0.6058	0.0000
	6,1	0.1709	-0.0592	0.8895		0.1161		0.7695	0.0000
	6,3	0.2641	** -0.0054	0.8669	*	0.1303		0.7688	0.0000
	12,1	1.6281	** -0.0794	1.0229	***	-0.1334		0.8204	0.0000
	12,3	1.6337	** -0.1325	1.0287	*	-0.1405		0.8213	0.0000
	12,6	1.6370	** -0.1477	1.0310		-0.1423		0.8216	0.0000
24,1	3,1	-1.9533	-0.2826	0.8847	*	-0.1466		0.6119	0.0000
	6,1	0.5962	-0.0762	0.8312	*	0.2095	*	0.8518	0.0000
	6,3	0.6685	-0.0205	0.8088	*	0.2245	*	0.8510	0.0000
	12,1	1.4990	** -0.0606	0.9615	*	-0.0937	*	0.8107	0.0000
	12,3	1.4985	** -0.1185	0.9677	*	-0.1043	*	0.8173	0.0000
	12,6	1.5015	** -0.1432	0.9707	*	-0.1066	*	0.8122	0.0000

\*, \*\*, \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

de inflación y  $h$  es el número de pronósticos. A fin de tener medidas comparables para este ejercicio, primero estimamos cada modelo con muestras entre febrero de 1985 y agosto de 1996 y luego producimos pronósticos para el periodo entre septiembre de 1996 y 1998.<sup>13</sup> En consecuencia,  $h = 25$ .

De acuerdo con el cuadro 5, el modelo autorregresivo tiene mejor poder predictivo afuera de la muestra que el modelo simple con la *ETTI*. No ob-

<sup>13</sup>La disponibilidad de una serie continua de datos entre 1988 y 1999 como se requiere para calcular el RMSE nos restringe a emplear los periodos mencionados. Este problema afecta adversamente a la estimación del modelo *ETTI*, como indican los resultados del cuadro 1.

stante, hay evidencia de que la inclusión de la ETTI en el modelo autorregresivo produce una mejora del poder de predicción en el margen (cuadro 6). Para el horizonte a 1 mes, hay un menor RMSE en todos los modelos que incluyen el diferencial, mientras que para el horizonte a 3 meses, hay un menor RMSE en los modelos que incluyen los diferenciales de tasas a 6 meses y a 3 meses. Asimismo, la ETTI de 1 a 3 meses reduce el RMSE del modelo autorregresivo de inflación hasta el horizonte de 12 meses.

Tabla 5: Comparación de los RMSE del modelo ARMA con la estimación de la ecuación básica de predicción

	ARMA	ETTI					
		3,1	6,1	6,3	12,1	12,3	12,6
infl	10.0114	35.6158	17.9074	16.6746	<b>7.6934</b>	<b>9.3557</b>	<b>9.1554</b>
inf3,1	5.1159	6.2706	5.7596	5.8055	5.9301	6.0562	6.1650
inf6,1	6.3510	9.7244	9.3141	9.1708	7.8859	8.6291	8.6324
inf9,1	7.4597	12.9744	9.9618	9.7842	8.6303	10.4061	10.3461
inf12,1	6.6545	10.5526	8.7834	8.5922	7.9661	9.4082	9.3536
inf18,1	7.0144	10.2237	8.8677	8.8626	8.5642	10.9603	11.0210
inf24,1	8.0272	14.1119	9.1643	9.0545	8.3619	10.4862	10.504

Los valores en negritas son menores que los del modelo ARMA

Tabla 6: Comparación de los RMSE del modelo ARMA con el modelo ARMA que incluye la ETTI

	ARMA	ETTI+					
		3,1	6,1	6,3	12,1	12,3	12,6
infl	10.0114	<b>9.5400</b>	<b>7.9263</b>	<b>7.9577</b>	<b>7.6934</b>	<b>7.6594</b>	<b>7.6600</b>
inf3,1	5.1159	<b>5.0809</b>	<b>4.7965</b>	<b>4.0332</b>	5.9301	5.8598	5.8789
inf6,1	6.3510	<b>6.2361</b>	6.6148	6.6494	7.8859	7.8510	7.8456
inf9,1	7.4597	<b>7.2768</b>	7.6460	7.7003	8.6303	8.5988	5.5936
inf12,1	6.6545	<b>6.5528</b>	9.9641	6.9910	7.9661	7.9411	7.9370
inf18,1	7.0144	7.0448	8.1068	8.1025	8.5642	8.5418	8.5380
inf24,1	8.0272	7.9280	8.8881	8.8820	8.3619	8.3434	8.3320

Los valores en negritas son menores que los del modelo ARMA

A su vez, el cuadro 7 indica que el vector autorregresivo que incluye las ETTI (12,1), (12,3), (12,6), (3,1) y (6,1) tienen un menor RMSE que un modelo autorregresivo con sólo 12 rezagos de la inflación para el horizonte de inflación de 1 mes adelante. Obsérvese también que hay dos vectores autorregresivos, los que incluyen las ETTI correspondientes a (12,6) y (3,1) con menor RMSE para el horizonte de inflación de 24 meses adelante. Por lo

tanto, la inclusión de diferenciales de tasas de interés también parece mejorar el poder de predicción en este caso.

Tabla 7: RMSE de los VARs

	ARIMA(12)	i31	i61	i63	i121	i123	i126
infl	6.9812	<b>6.2612</b>	<b>6.5929</b>	8.8296	<b>4.3410</b>	<b>4.8284</b>	<b>4.4915</b>
inf31	4.5189	5.9244	8.4027	6.5890	9.2633	9.0959	8.9923
inf61	5.8059	7.7199	10.7880	10.2890	11.7154	10.7285	9.1440
inf91	-6.9083	7.7112	10.4789	8.1632	7.5995	9.6252	8.9212
infl121	6.3075	6.6279	7.8012	<b>6.0477</b>	7.4531	8.7387	7.8407
infl181	6.6271	7.1501	13.2370	9.6306	7.1929	8.1375	7.6792
inf241	7.2895	6.6660	11.8238	14.2897	7.0810	7.0761	6.3869

Los valores en negritas son menores que los del modelo ARMA

En conclusión, los diferenciales de tasas de interés nominal tienen cierto poder de predicción de la inflación a partir de 1996, cuando hay una regulación más flexible de los mercados financieros y hay un régimen de tipo de cambio flexible, pero limitado. Su poder predictivo hacia adentro de la muestra es menor que el de otros modelos econométricos sencillos, pero hay casos en que la inclusión de esta variable mejora el poder de predicción fuera de la muestra, notablemente para la inflación futura a 1 mes. En el periodo de análisis no hay evidencia de que los diferenciales de más largo plazo tengan mejor poder de predicción que los de corto plazo, como detectan los estudios de otros países. Pero en el caso de México no se puede descartar que este resultado se deba a que simplemente hay menos observaciones de tasas de interés nominales a 6 y a 12 meses que a 1 y 3 meses. Por otra parte, el diferencial de tasas nominales también contiene información sobre las tasas reales, lo que indica que estas últimas no han permanecido constantes en el periodo de análisis.

### 3 Actividad Económica

En esta sección se investiga la capacidad de la ETTI para predecir la actividad económica futura. El conocer esta relación es importante para la autoridad monetaria por dos razones. Primero, la ETTI puede servir como una variable fácilmente observable que refleje las expectativas de los individuos acerca del

comportamiento de la economía. Segundo, en la medida en que las medidas de política monetaria afecten a la ETTI, es necesario conocer el impacto directo que esto pueda causar sobre la actividad económica, sobre todo si la autoridad monetaria no tiene una meta explícita de crecimiento económico.

### 3.1 Estudios previos

Algunos estudios sobre la relación entre precios de activos financieros y variables como consumo y producción evocan al trabajo de Hall [18] sobre la prueba de la hipótesis del ingreso permanente, la cual postula que el consumo debe ser una función del ingreso permanente y no debe depender de medidas de ingreso transitorio. Hall [18] encuentra que el nivel presente de los precios reales de las acciones es útil para predecir el consumo futuro. Sin embargo, la idea de que cambios en los precios de las acciones provocan cambios en el ingreso permanente y, por tanto, en el consumo o actividad económica futura no es apoyada de manera universal por los datos.<sup>14</sup> Otros autores, por ejemplo Mankiw [23], han argumentado que las tasas de interés o los diferenciales de tasas de interés tienen mejor poder de predicción de estas variables que los precios de las acciones.

Estrella y Hardouvelis [8] estiman el poder predictivo que tiene la ETTI sobre la actividad económica en EU utilizando la diferencia de tasas de interés entre el bono del Tesoro a 10 aos y el bono a tres meses y el dato trimestral del PIB desde 1955 hasta 1988. Encuentran una relación positiva entre la estructura de tasas y la actividad económica; el poder predictivo alcanza un máximo en las predicciones a 6 y 9 meses. Descomponiendo los componentes del PIB, encuentran que la ETTI contiene información acerca del consumo futuro, de la inversión y del consumo de bienes durables. No es una sorpresa que encuentran que la ETTI contiene muy poca información acerca del gasto futuro del gobierno.

Adicionalmente, Estrella y Hardouvelis [8] realizan dos ejercicios complementarios. En el primero, tratan de estimar la probabilidad de una recesión

---

<sup>14</sup>Ver Smith [30]

con la información de la ETTI. Los resultados sugieren que la ETTI de cuatro trimestres atrás predice relativamente bien recesiones para el caso de EU. En particular, muestran que, para las 6 recesiones documentadas por el *NBER* en el periodo de 1955 a 1988, la información en la ETTI predice sustancialmente tres de ellas y, en menor medida, las otras tres. Bernard y Gerlach [4] realizan este mismo ejercicio con datos de ocho países europeos. Encuentran que la pendiente de la ETTI doméstica contiene información acerca de la probabilidad de una recesión futura, si bien los resultados son más robustos en algunos países que en otros.

En el segundo ejercicio, Estrella y Hardouvelis comparan las predicciones de la ETTI con las que sugieren otras variables. En general, la comparación es favorable, ya que explican mejor la actividad económica futura que toda una serie de indicadores alternativos que tradicionalmente han sido utilizados para predecir la actividad económica futura.

Estrella y Mishkin [10] realizan un ejercicio similar al de Estrella y Hardouvelis [8] pero con datos de Alemania, E.U., Francia, Inglaterra e Italia. Las conclusiones a las que llegan son similares: la ETTI contiene información sobre la actividad económica futura en todos estos países.

Sobre estos estudios es conveniente sealar que si bien no implican una relación teórica particular que se pretenda probar mediante evidencia empírica, las estimaciones realizadas tienen valor para entender mejor el mecanismo de transmisión de las políticas económicas.

## 3.2 Estimaciones para México

### 3.2.1 Metodología

La ecuación a estimar es la siguiente:

$$y_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k [i_{t,t+m} - i_{t,t+n}] + \epsilon_{t,t+k}, \quad (8)$$

en donde  $y_{t,t+k}$  representa la tasa anualizada de crecimiento en el *IAI* en  $t$ ,  $k$  meses adelante;  $i_{t,t+m} - i_{t,t+n}$  la diferencia en  $t$  entre la tasa de CETEs a  $n$

meses y la misma tasa a  $n$  meses;<sup>15</sup>  $\alpha_{t,t+k}$  y  $\beta_{t,t+k}$  los parámetros a estimar y  $\epsilon_{t,t+k}$  el error de estimación. Como estamos tratando de evaluar únicamente el poder predictivo de la ETTI, no incluimos variables explicativas adicionales.

Una pregunta similar sobre la relación entre la ETTI y el  $IAI$  que se puede formular es si la ETTI tiene poder para predecir sólo si hay incrementos o decrementos del índice en vez de la magnitud de tales cambios. Siguiendo a Estrella y Hardouvelis [8], también estimamos modelos probit de esta relación en la siguiente sección. Como la variable de recesión, definimos 6 distintas variables dicotómicas, al no haber una definición universalmente utilizada de este fenómeno:

$$\begin{array}{ll}
r_3 = 1 & \text{si } IAI_t < 0, IAI_{t-1} < 0 \text{ y } IAI_{t-2} < 0 \\
r_3 = 0 & \text{en cualquier otro caso} \\
r_6 = 1 & \text{si } IAI_t < 0, IAI_{t-1} < 0, \dots \text{ y } IAI_{t-5} < 0 \\
r_3 = 0 & \text{en cualquier otro caso} \\
r_9 = 1 & \text{si } IAI_t < 0, IAI_{t-1} < 0, \dots \text{ y } IAI_{t-8} < 0 \\
r_3 = 0 & \text{en cualquier otro caso} \\
a_3 = 1 & \text{si } IAI_t < 0, IAI_{t+1} < 0 \text{ y } IAI_{t+2} < 0 \\
a_3 = 0 & \text{en cualquier otro caso} \\
a_6 = 1 & \text{si } IAI_t < 0, IAI_{t+1} < 0, \dots \text{ y } IAI_{t+5} < 0 \\
a_6 = 0 & \text{en cualquier otro caso} \\
a_9 = 1 & \text{si } IAI_t < 0, IAI_{t+1} < 0, \dots \text{ y } IAI_{t+8} < 0 \\
a_9 = 0 & \text{en cualquier otro caso}
\end{array}$$

### 3.2.2 Los datos

Dos problemas surgen al tratar de utilizar la serie del PIB en las regresiones. Primero, como el dato del PIB se da a conocer de manera trimestral, utilizar este dato implica perder dos tercios de las observaciones mensuales de tasas de interés con las que contamos. Este problema empeora por el hecho de que, de entrada, contamos con un número muy reducido de observaciones de tasas de interés a 12 meses. El segundo es que, para calcular la tasa observada de crecimiento del producto, al final del espectro de la información se pierden observaciones adicionales. Como resultado, en algunas regresiones no se cuenta siquiera con treinta observaciones.

Sin embargo, podemos pensar en algunas variables que tengan una relación estrecha con el PIB y que reflejen el nivel de actividad económica. Una de ellas es el Índice de Actividad Industrial ( $IAI$ ) publicado mensualmente por

---

<sup>15</sup>Por facilidad, asumimos  $m > n$ .

el INEGI. La correlación entre el promedio trimestral de este índice y el PIB en el período analizado es de 0.96, lo que nos da una mayor confianza para utilizar esta variable como indicador de la actividad económica.

Antes de hacer las estimaciones, realizamos las pruebas de raíz unitaria para la variable  $y_{t,t+k}$ . Utilizando la prueba de Phillips-Perron, encontramos que todas las variables definidas son estacionarias en niveles al 1% de significancia, mientras que con la prueba de ADF, lo son todas al 10%.<sup>16</sup> Por su lado, las pruebas de causalidad de Granger para todas las combinaciones ETTI y *IAI* no rechazan la hipótesis de que el diferencial de tasas no causa al *IAI* excepto en cinco casos, correspondientes a la actividad económica futura a 12 meses y la ETTI (3,1), a la actividad futura a 6 meses y la ETTI (6,1) y la actividad futura a 3 meses y las ETTI (12,1), (12,3) y (12,6) respectivamente. La hipótesis nula complementaria de que el *IAI* no causa al diferencial se rechaza en todos los casos para los niveles de significancia convencionales. Por lo tanto, nuevamente se observa que la evidencia preliminar no favorece a la relación propuesta. Además del problema de construir variables sobre expectativas mediante datos ex-post, en el caso de la actividad económica futura y la *ETTI* tampoco se tiene un modelo teórico universalmente aceptado. En consecuencia, éstos y los demás resultados de esta sección tienen su principal valor en establecer algunos datos estilizados de esta relación. Las pruebas mencionadas se encuentran en el apéndice.

### 3.2.3 Resultados

Estimamos la ecuación (8) para los períodos 1985-1999, 1985-1994 y 1996-1999, con base en los resultados de la sección 2.<sup>17</sup> Presentamos las estimaciones del último período y las demás en el apéndice pues, al igual que en la sección 2, se observa una mejoría en la significancia de las estimaciones

---

<sup>16</sup>Hay que recordar que la variable es la tasa de crecimiento del *IAI*, no el nivel de éste.

<sup>17</sup>Por la reducción en el número de observaciones que implica calcular la variable  $y_{t,t+k}$ , estas no son suficientes para estimar los períodos 1985-1987 y 1988-1994 de manera independiente.

a partir de 1996.<sup>1819</sup> De acuerdo con el cuadro 8, en todas las regresiones para  $k > 6$  las constantes son positivas y significativas. En cuanto a los coeficientes  $\beta_k$ , que miden el poder de predicción de la *ETTI* sobre la actividad industrial  $k$  meses adelante se observan 11 casos en que estos coeficientes son positivos y significativos. Es decir, un aplanamiento de la *ETTI* parece estar asociado a un menor crecimiento económico futuro en general. Obsérvese que ninguno de estos casos corresponde a los diferenciales de 1 a 3 meses y que la mayoría de ellos se asocian a los diferenciales a 12 meses. Por lo tanto, en contraste con la sección 2 se observa evidencia de un mejor poder de predicción de los diferenciales de más largo plazo con respecto a los de más corto plazo, consistente con lo que otros autores encuentran para otros países. Asimismo, las  $R^2$  para el horizonte de 1 mes son superiores a 0.30, mientras que para los horizontes a 3, 12 y 24 meses son más cercanas a 0.10, lo cual sugiere una mejor predicción de la actividad económica futura en periodos cercanos que en horizontes lejanos. A manera de comparación, cabe señalar que Estrella y Mishkin reportan valores de la  $R^2$  semejantes, de entre 0.01 y 0.03 para Italia y el Reino Unido y mayores, entre 0.03 y 0.06 para Francia, Alemania y Estados Unidos. En el caso de México, cabe mencionar que un menor crecimiento económico asociado a un aplanamiento de la *ETTI* es consistente con el hecho de que en episodios como en 1994 las tasas de interés de corto plazo se incrementan después de que surge la crisis económica.

---

<sup>18</sup>Las pruebas de cambio estructural de Chow también rechazan la hipótesis nula de no cambio estructural para las fechas de 1994:12 y 1996:9.

<sup>19</sup>Cabe señalar que Bernard y Gerlarch [4] plantean que una regulación más estricta de los mercados financieros también podría explicar que los coeficientes asociados a la *ETTI* sean bajos, lo cual ellos encuentran, por ejemplo, en el caso de Japón.

Tabla 8: Resultados de la estimación:

$$Y_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k(i_{t,t+m} - i_{t,t+n}) + \epsilon_{t,t+k}, 1996-1999$$

k	(m, n)	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	F	
1	3,1	1.0543	-0.0031	0.2491	0.0014	
	6,1	0.2129	0.3025	0.2806	0.0019	
	6,3	0.1191	0.9309	**	0.3382	0.0005
	12,1	0.1155	0.2320	**	0.3163	0.0008
	12,3	0.3096	0.3122	**	0.3325	0.0005
	12,6	0.5046	0.3563	**	0.3137	0.0009
3	3,1	1.3217	0.3438	-0.0352	0.7169	
	6,1	0.5627	0.4940	-0.0050	0.4105	
	6,3	0.8907	0.9244	-0.0067	0.4224	
	12,1	0.2864	0.4287	**	0.0658	0.1274
	12,3	0.7718	0.5174	**	0.0684	0.1219
	12,6	1.0468	0.6525	**	0.0620	0.1360
6	3,1	4.0918	* -0.6291	-0.0285	0.6107	
	6,1	3.8517	* -0.3309	-0.0293	0.5863	
	6,3	3.4957	* -0.5002	-0.0358	0.6446	
	12,1	2.9864	* 0.0216	-0.0423	0.7076	
	12,3	2.8369	** 0.1226	-0.0373	0.6580	
	12,6	2.8419	** 0.2202	-0.0316	0.6060	
9	3,1	4.5437	* 0.0091	0.0966	0.0785	
	6,1	4.9907	* 0.0143	0.0132	0.3157	
	6,3	4.8748	* 0.1971	0.0145	0.3099	
	12,1	4.5449	* 0.1404	0.0240	0.2708	
	12,3	4.6601	* 0.1982	0.0293	0.2507	
	12,6	4.7524	* 0.2525	0.0320	0.2411	
12	3,1	6.4035	* 0.0148	0.0278	0.2522	
	6,1	6.5072	* 0.0991	0.0422	0.2081	
	6,3	6.2314	* 0.6770	0.0604	0.1590	
	12,1	5.7454	* 0.2915	**	0.0784	0.1212
	12,3	5.9665	* 0.4210	*	0.0983	0.0893
	12,6	6.2309	* 0.4688	**	0.0879	0.1048
18	3,1	8.9117	* 0.4582	0.0155	0.3112	
	6,1	8.9098	* 0.3140	0.0160	0.3094	
	6,3	9.2668	* 0.4979	0.0110	0.3303	
	12,1	8.5815	* 0.3208	0.0425	0.2167	
	12,3	9.0317	* 0.3503	0.0377	0.2313	
	12,6	9.1516	* 0.4850	0.0438	0.2131	
24	3,1	13.2441	* -0.1346	0.0472	0.2797	
	6,1	13.1967	* -0.0627	0.0461	0.2820	
	6,3	13.0833	* 0.0420	0.0454	0.2835	
	12,1	12.3438	* 0.2211	0.0889	0.2045	
	12,3	12.3819	* 0.3242	***	0.1131	0.1694
	12,6	12.4805	* 0.3753	0.1239	0.1554	

\*, \*\* \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Otra crítica común a esta clase de estudios sobre la relación entre diferenciales de tasas de interés y actividad económica es que ambos pueden estar siendo afectados por un factor común, como lo es el estado de la política monetaria. Una manera de verificar si existe un factor común detrás de la relación que encontramos es introduciendo en los modelos alguna variable que refleje las acciones de la autoridad monetaria.<sup>20</sup> Si al introducir la variable de política monetaria en la regresión de actividad económica, la *ETTI* pierde su significancia, se considera que ambas están siendo influenciada por la política monetaria. En nuestras estimaciones de este ejercicio, utilizando primero la tasa de interés de CETEs a 1 mes y luego la tasa de interés de CETEs a 3 meses como variables indicativas de la política monetaria,<sup>21</sup> no encontramos una conexión sistemática entre la introducción de esta variable y la significancia de la *ETTI* que nos permita aceptar o rechazar sin ambigüedades la hipótesis del factor común. Queda abierto el ejercicio de encontrar una mejor proxy de la política monetaria, ya que conceptualmente la *ETTI* puede estar relacionada con la actividad económica futura debido a que refleja las expectativas de mercado sobre las tasas de interés de corto plazo futuras ó a efectos de liquidez ocasionados por la política monetaria.

Los VARs que estimamos para los diferentes horizontes de actividad económica futura también corroboran una relación positiva entre la *ETTI* y el *IAI*, al menos hasta 18 meses adelante. En este análisis, asimismo, se observa una mayor significancia de los diferenciales de tasas de interés nominales de más largo plazo.<sup>22</sup>

Como en la sección anterior, para contar con un punto de referencia con el cual comparar el poder predictivo de los resultados de la estimación anterior, estimamos un modelo ARMA(2,1),<sup>23</sup> cuyos resultados se presentan en

---

<sup>20</sup>Estrella [9]

<sup>21</sup>Plosser y Rouwenhort ([27]) emplean una metodología para examinar datos de EU, Francia, Canadá, Alemania y Reino Unido. Estos autores encuentran que los diferenciales de tasas de interés de más largo plazo contienen información de expectativas de actividad económica que va más allá de la política monetaria futura.

<sup>22</sup>Estas estimaciones están disponibles a solicitud del lector.

<sup>23</sup>Escogimos este modelo en particular en base a la minimización del criterio de infor-

el cuadro 9. Se observa que la mayor parte de los coeficientes de tal modelo son significativos. Asimismo, al comparar las  $R^2$  y las pruebas  $F$  de ambos modelos, encontramos que éste último modelo parece tener un mejor ajuste con una notable excepción en el caso de las estimaciones para el horizonte a 1 mes. Este es un patrón que también detectamos en el ejercicio para la inflación de la sección anterior.

Tabla 9: Estimación del modelo con rezagos, 1996-1999

$k$	$C$	$Y_k(t-1)$	$Y_k(t-2)$	$R^2$	$F$
1	1.2044**	-0.5037*	-0.0399	0.2000	0.0027
3	1.2626***	0.1643	0.0340	-0.0154	0.5198
6	1.6411	-0.0121	0.4350*	0.1506	0.0156
9	2.1574***	0.3045**	1780***	0.0887	0.0709
12	3.3207**	0.1410	0.3266**	0.1017	0.0644
18	4.2458**	0.1852	0.3574*	0.1587	0.0369
24	3.4704	0.3422***	0.3605	0.1617	0.1041

\*, \*\* \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Según el cuadro 10, la inclusión de la  $ETTI$  mejora marginalmente el poder de predicción adentro de la muestra en regresiones de  $IAI$  de 3, 12 y 24 meses hacia delante, lo cual se refleja tanto en que el coeficiente asociado a la  $ETTI$  continua siendo significativo. Pero en este modelo las  $R^2$  de las estimaciones para los horizontes a 12 y 24 meses son más altos que los correspondientes para el horizonte a 3 meses.

---

mación de Akaike.

Tabla 10: Estimación del modelo con rezagos y *ETTI*, 1996-1999

	C	ETTI	$Y_k(t-1)$	$Y_k(t-2)$	$R^2$	F
1	3,1 1.5914 ***	-0.0894	-0.5211 *	-0.1004 *	0.1926	0.0080
	6,1 1.2916	0.1624	-0.6541 *	-0.1886	0.2574	0.0042
	6,3 1.0252	0.7426	-0.6577 *	-0.2054 *	0.2858	0.0022
	12,1 1.1672	0.1381	-0.6424 *	-0.1764 *	0.2654	0.0035
	12,3 1.2005 ***	0.2170	-0.6326 *	-0.1674	0.2757	0.0028
	12,6 1.3399 **	0.1929	-0.6359 *	-0.1643	0.2643	0.0036
3	3,1 1.3061	0.0105	0.1606	0.0502	-0.0414	0.7236
	6,1 0.6277	0.4077	0.0101	0.0835	-0.0439	0.6886
	6,3 0.8987	0.7138	0.0278	0.0875	-0.0473	0.7137
	12,1 0.2799	0.4289 **	-0.0740	0.0744	0.0353	0.2490
	12,3 0.7114	0.5029 ***	-0.0523	0.0775	0.0395	0.2341
	12,6 0.9507	0.5948 ***	-0.0430	0.0911	0.0324	0.2593
6	3,1 2.7049 **	-0.4972	-0.0272	0.3780	0.0741	0.1254
	6,1 1.8772	-0.4703	0.1342	0.4810 *	0.1696	0.0326
	6,3 1.5344	-0.9201	0.1288	0.4892 *	0.1688	0.0330
	12,1 1.1037	-0.1060	0.1500	0.4869 *	0.1405	0.0531
	12,3 0.8668	-0.0434	0.1478	0.4791 *	0.1352	0.0579
	12,6 0.7830	0.0754	0.1409	0.4641 **	0.1359	0.0573
9	3,1 1.5251	0.4336	0.3116 *	0.2005	0.1001	0.0917
	6,1 3.1426	0.0549	0.2384 ***	0.1373	-0.0031	0.4217
	6,3 2.8831 ***	0.3683	0.2442 ***	0.1518	0.0017	0.3994
	12,1 2.8990 ***	0.1234	0.2356 ***	0.1297	0.0059	0.3810
	12,3 2.9899 ***	0.1828	0.2400 ***	0.1234	0.0115	0.3574
	12,6 3.1625 *	0.2351	0.2372 ***	0.1086	0.0124	0.3538
12	3,1 2.7577	0.1243	0.1869	0.3283 *	0.1030	0.1013
	6,1 2.9699	0.2050	0.1961	0.2807 *	0.1058	0.1075
	6,3 3.0744 ***	0.7467	0.1711	0.2777 *	0.1310	0.0751
	12,1 2.7441 ***	0.3076 **	0.1346	0.2889 *	0.1848	0.0332
	12,3 3.0492 **	0.4143 *	0.1213	0.2980 *	0.2132	0.0210
	12,6 3.1282 **	0.5079 *	0.1304	0.3071 *	0.2150	0.0204
12	3,1 3.2798	0.6335	0.1624	0.3787	0.1472	0.0684
	6,1 3.8552 ***	0.2075	0.1798	0.3555 *	0.1318	0.0844
	6,3 4.3306 **	-0.2366	0.1829	0.3676 *	0.1279	0.0890
	12,1 4.1046 ***	0.2118	0.1608	0.3265 *	0.1449	0.0707
	12,3 4.4122 **	0.1938	0.1698	0.3226 *	0.1369	0.0788
	12,6 4.6490 ***	0.3316	0.1555	0.3121 **	0.1466	0.0690
24	3,1 3.5233	0.2016	0.3305 ***	0.3439	0.1077	0.2158
	6,1 3.6575	0.1696	0.3249 ***	0.3375	0.1125	0.2088
	6,3 3.8455	0.4464	0.3227	0.3291	0.1169	0.2026
	12,1 3.6226	0.2508 **	0.3049 ***	3123	0.1800	0.1281
	12,3 3.6012	0.3795 **	0.3079 ***	0.3124	0.2090	0.1021
	12,6 3.2240	0.4971 ***	0.3190 ***	0.3325	0.2254	0.0894

\*, \*\* \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

En el cálculo del RMSE de los distintos modelos para comparar su poder predictivo fuera de la muestra, se observan varios casos en que tanto el modelo *ETTI* simple como el ARMA aumentado con la *ETTI* tienen menores RMSEs que el ARMA simple en horizontes a 1 y 3 meses, según los cuadros 11 y 12. Pero el resultado que más conviene destacar está en el cuadro 13: la inclusión de la *ETTI* en los VARs correspondientes a (12,1), (12,3) y (12,6) reduce el RMSE con respecto al modelo ARMA(12,1) para todos los horizontes de crecimiento económico futuro.

Tabla 11: Comparación de los RMSE del modelo ARMA con la estimación de la ecuación básica de predicción

	ARMA(2,1)	ETTI					
		3,1	6,1	6,3	12,1	12,3	12,6
y1	3.6474	3.7521	<b>2.1137</b>	<b>2.1305</b>	4.4982	4.4600	4.0431
y3	3.9667	4.7110	<b>3.1185</b>	<b>3.0605</b>	<b>3.4234</b>	<b>3.5309</b>	<b>3.5791</b>
y6	5.0599	<b>5.0006</b>	5.3005	5.2436	5.2592	5.3933	5.3422
y9	4.4807	5.3104	5.6654	5.4806	5.6011	5.4912	5.2506
y12	2.8317	4.6205	5.4841	5.0779	5.6521	5.3626	5.1995
y18	5.3703	6.8314	8.2074	8.1050	7.8049	7.7863	7.6485
Y24	3.1126	4.4284	5.2174	4.6629	5.8800	5.0986	5.1047

Los valores en negritas son menores que los del modelo ARMA

Tabla 12: Comparación de los RMSE del modelo ARMA con el modelo ARMA que incluye la ETTI

	ARMA(2,1)	ARMA + ETTI					
		3,1	6,1	6,3	12,1	12,3	12,6
y1	3.6747	<b>3.6597</b>	3.6801	<b>3.6724</b>	3.7507	3.7714	3.6878
y3	3.9667	<b>3.9285</b>	4.0356	4.0326	4.0298	3.9872	<b>3.8089</b>
y6	5.0599	5.1626	5.4216	5.3054	5.4609	5.6331	5.3865
y9	4.4807	5.0020	5.3788	5.1215	5.2760	5.3091	4.8735
y12	2.8317	3.2599	4.3497	4.0799	4.0059	4.3550	3.7786
y18	5.3703	5.5451	6.7215	6.4050	6.9016	7.1936	6.4380
y24	3.1126	<b>2.9372</b>	3.4516	3.1689	3.2398	3.3548	<b>3.0289</b>

Los valores en negritas son menores que los del modelo ARMA

Tabla 13: Comparación de los RMSE del modelo ARMA(12,1) con los de los VARs

	ARIMA(12)	VARs					
		3,1	6,1	6,3	12,1	12,3	12,6
y1	3.1253	4.1006	21.1703	7.6725	<b>0.7277</b>	<b>0.8724</b>	<b>0.9647</b>
y3	3.1862	4.0371	19.1337	4.1079	<b>0.8897</b>	<b>1.4037</b>	<b>1.6650</b>
y6	3.5888	4.0744	9.1911	4.6223	<b>1.6438</b>	<b>1.6910</b>	<b>1.7026</b>
y9	3.9252	3.9344	3.9334	7.2972	<b>1.6602</b>	<b>1.8615</b>	<b>2.0417</b>
y12	2.7259	3.8721	15.8424	26.8469	<b>1.3283</b>	<b>1.7026</b>	<b>1.6233</b>
y18	5.4906	5.5412	13.9561	8.3288	<b>1.4677</b>	<b>1.6262</b>	<b>1.6266</b>
Y24	3.2872	3.9418	21.7335	20.9934	NA	NA	NA

Los valores en negritas son menores que los del modelo ARMA

Ahora analizamos los resultados de la estimación probit. De acuerdo con la tabla 14, encontramos que un coeficiente asociado a la ETTI significativamente distinto de cero sólo se obtiene en las regresiones que contienen como variable dependiente de recesión  $r3, r6, r9$  y  $a3$ . En tales regresiones, son los diferenciales con la tasa a 1 mes los que tienen poder explicativo y en

estos casos, con excepción de dos correspondientes a la ETTI (3,1) el signo del coeficiente es negativo. Por lo tanto, un incremento en el diferencial de tasas parece asociarse en general con una reducción de la probabilidad de una recesión, que varía entre 2 % y 25% según la definición de recesión y el diferencial de tasas empleados.

Tabla 14: Modelos Probit

	$\alpha$		$\beta$	Mc Fadden $R^2$	Obs	
$(m, n) = (12, 1)$						
a3	-1.5221	*	0.0078	0.0043	95	
a6	-1.6134	*	0.0066	0.0032	95	
a9	-1.8524	*	0.0062	0.0029	95	
r3	-1.7281	*	0.0076	0.0041	95	
r6	-2.3065	*	0.0002	0.0000	95	
r9	-2.4645	*	-0.0268	*	0.2403	95
$(m, n) = (12, 3)$						
a3	-1.5585	*	-0.0580	0.2446	95	
a6	-1.6592	*	-0.0634	0.0362	95	
a9	-1.8593	*	-0.0147	0.1767	95	
r3	-1.7707	*	-0.0638	0.0397	95	
r6	-3.0154	*	-0.1733	***	0.4035	95
r9	-1.8355	*	0.0256	0.0113	95	
$(m, n) = (12, 6)$						
a3	-1.5197	*	-0.1586	0.0366	95	
a6	-1.6139	*	-0.1581	0.0380	95	
a9	-1.8457	*	-0.1087	0.0184	95	
r3	-1.7219	*	-1.1496	0.0357	95	
r6	-2.4402	*	-0.2466	***	0.1551	95
r9	-1.8476	*	0.0201	0.0052	95	
$(m, n) = (6, 3)$						
a3	-1.6527	*	-0.0596	0.0248	95	
a6	-1.7489	*	-0.0664	0.0320	95	
a9	-1.9501	*	-0.0157	0.0017	95	
r3	-1.8576	*	-0.0687	0.0364	95	
r6	-3.0634	*	-0.2006	***	0.3692	118
r9	-1.9573	*	0.0054	0.0013	95	
$(m, n) = (6, 1)$						
a3	-1.6357	*	0.0054	0.0022	95	
a6	-1.7225	*	0.0046	0.0016	95	
a9	-1.9513	*	0.0036	0.0011	95	
r3	-1.8258	*	0.0056	0.0023	95	
r6	-2.3867	*	0.0027	0.0007	118	
r9	-2.3686	*	-0.0212	*	0.2158	120
$(m, n) = (3, 1)$						
a3	-1.4469	*	0.0317	**	0.0587	164
a6	-1.7248	*	0.0060	0.0024	95	
a9	-2.0905	*	0.0010	0.0000	95	
r3	-1.5881	*	0.0204	***	0.0324	164
r6	-2.5742	*	0.0194	0.0398	118	
r9	-2.4957	*	-0.0208	*	0.2126	169

\*, \*\* \*\* : Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Una forma de medir la bondad de los modelos probit es comparando sus predicciones con las de un modelo de probabilidad constante. En general, los

modelos estimados en los que la ETTI resulta significativamente distinta de cero muestran una ganancia en la predicción sobre el modelo que utiliza una probabilidad constante igual a 0.5 que llega a ser superior al 30% para los diferenciales (12,1) y (3,1). Los cuadros para las regresiones significativas se encuentran en el apéndice.

En conclusión, los diferenciales de las tasas nominales de interés también tienen cierto poder predictivo de la actividad económica hasta 18 meses hacia el futuro. Para actividad económica se observa mejor un patrón en el que los diferenciales de tasas de más largo plazo contienen mayor información, como se detecta en otros países, tanto en mayor significancia de los coeficientes asociados a los diferenciales a 6 y 12 meses que en los correspondientes a 3 meses como en el hecho de que los diferenciales de tasas de interés a 12 meses reducen el RMSE tanto del ARMA aumentado como de los VARs. A su vez, los diferenciales de tasas con respecto a la tasa de un mes tienen poder de predicción de la probabilidad de que ocurra una recesión: un aplanamiento de la ETTI de 1 punto está asociado a una reducción en la probabilidad de recesión fluctuante del 2% al 25% según la variable dependiente que se defina y la *ETTI* que se emplee en la estimación.

### 3.3 Estimaciones con la ETTR

La pregunta que inmediatamente estimulan los resultados anteriores es si la ETTR tiene mejor poder predictivo que la ETTI de la actividad económica futura. En realidad, los modelos tradicionales de precios de activos sugieren que son las tasas de interés reales y no las nominales las que deben contener información sobre consumo y actividad económica futura, debido a que si los inversionistas buscan suavizar su consumo a través del tiempo se requieren tasas de interés reales crecientes para incentivarlos a sacrificar consumo presente por consumo futuro.<sup>24</sup>

Estas estimaciones se presentan en el apéndice 4. Los resultados coinciden bastante con los de la sección 2.2.3, lo cual no es sorprendente al recordar

---

<sup>24</sup>Bernanke [3] hace una revisión de los primeros estudios empíricos sobre este tema.

la evidencia de correlación entre la *ETTI* y la *ETTR* que se detecta en las estimaciones de la sección 2. Pero hay dos aspectos contrastantes que conviene resaltar referente a la causalidad entre actividad económica y tasas de interés reales. El primero es que tanto en las pruebas de causalidad de Granger como en los vectores autorregresivos se detectan varios casos en que hay causalidad cruzada entre estas dos variables, o bien hay precedencia de las tasas reales sobre índices de actividad industrial. Fernández (1999) encuentra un patrón similar para Chile y sugiere como hipótesis explicativa que la autoridad monetaria tiene en su función de reacción de política monetaria el comportamiento futuro de la economía. El segundo es que en las regresiones de mínimos cuadrados ordinarios, a pesar de que el número de casos significativos es igualmente reducido, se detectan más casos en que el signo de los coeficientes es negativo y significativo. Cabe agregar que tampoco hay una teoría universalmente aceptada sobre el signo de tal coeficiente.

## 4 La hipótesis de expectativas racionales de la ETTI

### 4.1 Estudios previos

La literatura teórica y empírica sobre la relación entre mercados spot y mercados futuros y diferenciales de tasas de interés es muy vasta.<sup>25</sup> La mayor parte de los resultados obtenidos con datos de países desarrollados rechazan las teorías más básicas y dejan abierta la pregunta de qué es lo que provoca tales fracasos. Pero hay muy pocos estudios que utilicen datos de países en desarrollo y sólo el de Sod [31] utiliza datos de México para verificar si se cumple la hipótesis de expectativas racionales de la ETTI (EH).

Sod [31], con datos mensuales de las tasas de interés de los CETEs a 28 y 91 días en el periodo de 1982 a 1995, encuentra evidencia para rechazar la HE consistente con la existencia de una prima de riesgo variable en el

---

<sup>25</sup>McCulloch y Schiller [29] presenta una revisión sobre este tema.

tiempo. En esta sección extendemos los resultados de Sod en dos sentidos: ampliamos la muestra hasta 1999 e incluimos información de CETEs a 182 y 364 días.

## 4.2 Metodología

En la literatura de la ETTI, se ha sugerido que el *spread* entre una tasa de interés a corto plazo y una tasa a largo plazo refleja una predicción del comportamiento de la tasa corta de interés en el futuro. De acuerdo con Mankiw y Miron [24], la versión más simple de la hipótesis de expectativas de la ETTI (*HE*) postula que:

$$R_t^k \approx \theta + \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E[r_{t+i}^j], \quad (9)$$

en donde  $R_t^k$  es la tasa a  $k$  periodos (tasa a largo plazo),  $r_t^j$  es la tasa a  $j$  periodos (tasa a corto plazo),  $j = 1$  en todos los casos y  $\theta$  es una prima de riesgo constante. Esta expresión puede reexpresarse como:

$$\sum_{i=0}^{k-1} E[r_{t+i}^j - r_t] \approx -k\theta + k(R_t^k - r_t). \quad (10)$$

Si los errores de pronóstico de las tasas de interés en  $t$  están dados por:

$$Er_{t+i} = r_{t+i} + v_{t+i} \forall i, \quad (11)$$

la ecuación 10 se convierte en:

$$\sum_{i=0}^{k-1} [r_{t+i}^j - r_t] = \alpha + \beta(R_t^k - r_t) + \epsilon_t, \quad (12)$$

en donde  $\epsilon_t = \sum_{i=1}^{k-1} v_{t+i}$ ,  $\alpha = -k\theta$  y  $\beta = k$ . Esta teoría relaciona el cambio en la tasa de interés de corto plazo con el diferencial de tasas de interés. Este diferencial refleja un pronóstico sobre el comportamiento futuro de las

tasas de interés de corto plazo. Bajo el supuesto de que la información nueva no está correlacionada con la información actual, la prueba de esta teoría es equivalente a probar si las expectativas son correctas (racionales) en promedio. Por otra parte, bajo la hipótesis nula, el término de error de la ecuación es ortogonal a los cambios en las tasas de interés de corto plazo. En consecuencia, la estimación de (13) mediante *MCO* produce estimadores consistentes de los coeficientes. No obstante, por las mismas razones mencionadas anteriormente, nuevamente utilizamos la corrección de Newey-West para obtener errores estándar válidos.

### 4.3 Resultados

Estimamos la ecuación 12 utilizando datos de CETEs a 1,3,6 y 12 meses (es decir,  $k \in \{3, 6, 12\}$ ). Los resultados se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 15: Estimación de la ecuación 12

	$E_{t,3}$	$E_{t,6}$	$E_{t,12}$
$\alpha$	-0.1978	-0.8326	6.2659
$\beta$	0.0540	0.0437	0.1472
$R^2$ <i>Ajustada</i>	0.0128	0.0027	-0.0028
Obs	.718	.671	.524

\*, \*\* \*\* : Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Los coeficientes estimados difieren significativamente de los que predice la hipótesis de expectativas racionales de la ETTI, de acuerdo con la ecuación 12 y no son significativamente distintos de cero a los niveles de significancia convencionales. Por lo tanto, se rechaza la hipótesis de expectativas racionales. Cabe mencionar que Mankiw y Miron [24] reportan que el rechazo de esta prueba con datos de tasas de interés de plazos menores a un año es un hallazgo común en los estudios realizados para Estados Unidos, si bien su propio estudio reporta diferentes niveles de predicción bajo diferentes regímenes monetarios.

Una segunda prueba de la hipótesis de expectativas racionales consiste en verificar si el premio al riesgo puede predecirse con una regresión simple que incluye valores corrientes y un rezago del diferencial de tasas. Esto se debe a que la constancia en el diferencial de tasas de interés con respecto al plazo (es decir, un premio del vencimiento ó al riesgo constante), ultimadamente significa predecir un exceso de retorno o diferencia entre tasas de interés forward y spot mediante información disponible en  $t$ .<sup>26</sup> Esto puede apreciarse más claramente definiendo el premio al riesgo a partir de las tasas de interés forward y spot. La ecuación 12 se puede reacomodar para obtener el premio al riesgo de la siguiente manera:

$$y_t \equiv (1 + R_t)^k - \sum_{i=0}^{k-1} [1 + r_{t+i}] \approx kR_t - \sum_{i=0}^{k-1} [r_{t+i}], \quad (13)$$

De acuerdo a esta expresión, el premio al riesgo,  $y_t$ , es igual a la diferencia esperada entre el retorno del bono de largo plazo y el bono de corto plazo. Esta expresión nos permite probar la EH de manera similar a la ecuación 13.

La teoría de expectativas racionales postula que el premio al riesgo es constante a través del tiempo. Si las expectativas son racionales, el premio al riesgo no puede ser predicho con variables previamente conocidas. Por tanto, en la regresión

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \epsilon_t, \quad (14)$$

en donde  $x_t$  es un vector de variables conocidas en  $t$ ,  $\epsilon_t$  es el error de pronóstico con media cero y varianza constante, la hipótesis nula es  $\beta = 0$ .

Estimamos dos versiones de la ecuación 14, una incluyendo como variables explicativas el diferencial de tasas en  $t$  y en  $t - 1$  y otra incluyendo rezagos del premio al riesgo. Los resultados de este ejercicio, presentados en las tablas 22 y 23, también rechazan la hipótesis nula al obtenerse coeficientes significativamente distintos de cero asociados a las variables explicatorias. Puesto

---

<sup>26</sup>Ver Schiller y McCulloch [29] para una explicación más detallada.

de otra manera, el premio al riesgo puede predecirse con valores pasados de las variables. Cabe destacar que los resultados del cuadro 14 contrastan con los de Sod [31] porque esta es precisamente la prueba en la que encuentra evidencia a favor de la HE, que aquí claramente se rechaza. Por lo tanto, con estos datos todas las pruebas realizadas rechazan la EH.

Tabla 16: Estimación de la ecuación 14

	$Y_{t,3}$	$Y_{t,6}$	$Y_{t,12}$
$C$	3.1900*	21.2072*	21.4791*
$I_{k,1}(t)$	-0.0189	8.8771*	10.2832*
$I_{k,1}(t-1)$	-0.0288	-0.3417*	-0.4468
$R^2$ Ajustada	0.0033	0.7990	0.1653
Obs	.621	.447	.294

\*, \*\* \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Tabla 17: Estimación de la ecuación 14

	$Y_{t,3}$	$Y_{t,6}$	$Y_{t,12}$
$C$	0.5100***	0.2148	-1.0433
$Y_k(t-1)$	0.8111*	1.0733*	1.2410*
$Y_k(t-2)$	-0.0436	-0.0125	-0.0789
$Y_k(t-3)$	0.0636	-0.0763	-0.1565
$R^2$ Ajustada	0.6054	0.9602	0.9477
Obs	.596	.417	.273

\*, \*\* \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Para comprobar si el rechazo de la hipótesis de expectativas racionales se debe a que el premio al riesgo es fluctuante, siguiendo a Sod estimamos un modelo GARCH simple:

$$y_t = c + \epsilon_t, \quad (15)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_+ \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad (16)$$

en donde la media condicional del premio al riesgo  $y_t$  es igual a una constante  $c$  más un error de pronóstico  $\epsilon_t$ , cuya varianza  $h_t$  sigue un proceso GARCH(1,1). Los resultados de esta estimación para los diferenciales (3,1), (6,1) y (12,1) están en el cuadro 18. La presencia de efectos de heteroscedasticidad condicional se aprecia en los coeficientes significativamente distintos de cero.

Tabla 18: Estimación de la ecuación 14

	Diferencial (3,1)		Diferencial (6,1)		Diferencial (12,1)	
	GARCH	GARCH-M	GARCH	GARCH	GARCH	GARCH-M
sqr(GARCH)		0.1671 *				0.4066 *
C	1.9785 *	1.4140 *	24.9240 *		33.2951 *	20.3383 *
C	1.0574 *	1.4316 *	15.1597 *		22.7992 *	14.2860 **
ARCH	0.8282 *	1.0263 *	1.0102 *		0.9307 *	0.9292 *
GARCH	0.4546 *	0.3561 *	0.0444		0.2088 *	0.2332 *
$R^2$	-0.0236	-0.0780	-0.0676		-0.0215	-0.3534
Obs	696	696	463		339	339

\*, \*\* \*\*\*. Significativos al 1 y 5%, respectivamente

Este ejercicio, por lo tanto, corrobora los resultados de Sod: un premio al riesgo fluctuante a través del tiempo podría explicar el rechazo de la EH. Queda pendiente para estudios futuros verificar si a través de modelos más explícitos de la prima de riesgo cambiante se observa una relación entre diferenciales de tasas nominales y tasas spot futuras más significativa.

## 5 Conclusiones

La experiencia de liberalización financiera y tipo de cambio flexible en México consiste en un lapso de tiempo reducido. Cuando existan más datos disponibles será interesante verificar si los patrones que se detectan se asemejan más a los que se detectan en países como EU, Canadá y Reino Unido. La evidencia de este análisis, aunque limitada, sugiere que así será. A mayor desarrollo de los mercados financieros más y mejores la información que de ellos pueda extraerse.

En adición a los diferenciales de tasas de interés nominales, los diseñadores de política económica emplean otros precios de activos financieros como indicadores de inflación y actividad económica futura, por ejemplo, precios de acciones, diferencia en bonos indexados, diferencia de rendimientos entre deuda del gobierno y deuda bancaria comercial, etc. Por lo tanto, queda pendiente comparar el poder predictivo de la *ETTI* con el de otros precios de activos.

## Referencias

- [1] Babatz, G, 1997, “The effect of financial liberalization on the capital structure and investment decisions of firms: Evidence from Mexican Panel Data”, Tesis Doctoral, Harvard University.
- [2] Babatz, G. and A. Conesa, 1994 “The term structure of interest rates: An aempirical analysis of Mexico”, mimeo, Harvard University.
- [3] Bernanke, B.S., 1990, “On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads”, *New England Economic Review* Noviembre/Diciembre, 51-68.
- [4] Bernard, H. y S. Gerlach, 1996, “Does the term structure predict recessions? The International Evidence”, *BIS Working Paper 37*.
- [5] Campbell, J., R. Shiller y K. Schoenholtz, 1983, “Forward rates and future policy: interpreting the term structure of interest rates”, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp:173-217.
- [6] Castellanos, Sara, 1999, “El efecto del ‘corto’ sobre la estructura de tasas de interés”, mimeo, Banco de México.
- [7] DiNardo, J. y J. Johnston, 1997, *Econometric Methods*, 4<sup>a</sup> ed., Mc Graw-Hill.
- [8] Estrella, A. y G. Hardouvelis, 1991, ”The term structure as a predictor of real economic activity”, *The Journal of Finance* 46, Junio, pp:555-76.
- [9] Estrella, 1998, “Monetary Policy and the Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates”, mimeo, Federal Reserve Bank of New York, Noviembre.
- [10] Estrella, A. y F. Mishkin, 1995, “The term structure of interest rates and its role in monetary policy for the european central bank” *NBER Working Paper 5279*.

- [11] Fama, E.F., 1975, "Short-term interest rates as predictors of inflation", *The American Economic Review* 65, Junio, pp:269-82.
- [12] Fama, E.F., 1984, "The information in the term structure", *Journal of Financial Economics* 13, pp:509-28.
- [13] Fama, E.F., 1990, "Term-structure forecasts of interest rates, inflation and real returns", *Journal of Monetary Economics* 25, Enero, pp:59-76.
- [14] Fernández, V., 1999, "Estructura de tasas de Interés en Chile Qu tan buen predictor de crecimiento e inflacin?", *Mimeo*, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- [15] Fisher, I., 1930, "The Theory of Interest", Macmillan, Nueva York, NY.
- [16] Green, E., 1990, "Econometric Analysis", McMillan.
- [17] Grossman, S., y J.E. Stiglitz, 1980 "On the impossibility of informationally efficient markets", *American Economic Review* 70, Junio, pp:393-408
- [18] Hall, R.E., 1978, "Stochastic Implications of the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 86, 971-87.
- [19] Hamburger, M. y E. Platt, 1975, "The expectations hypothesis and the efficiency of the treasury bill market", *The Review of Economics and Statistics* 57, Mayo: 190-99.
- [20] Hansen, L.P. y R.J., Hodrick, 1980, "Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: an econometric analysis" *The Journal of Political Economy*, 88, Octubre, pp:829-53.
- [21] Hardouvelis, G., 1988, "The predictive power of the term structure during recent monetary regimes", *The Journal of Finance* 43, Junio: 339-56.
- [22] Mankiw, G., 1986(a), "The term structure of interest rates revisited", *Brookings Papers on Economic Activity* 1:61-110.

- [23] Mankiw, N.G., 1981, "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods", *Journal of Monetary Economics* 10, 417-25.
- [24] Mankiw, G. y J. Miron, 1986(b) "The changing behavior of the term structure of interest rates", *The Quarterly Journal of Economics* 101, Mayo:211-28.
- [25] Mishkin, F., 1990[a], "What does the term structure tell us about future inflation", *Journal of Monetary Economics* 25, pp:77-95.
- [26] Mishkin, F., 1990[b], "The information in the longer maturity term structure about future inflation", *Quarterly Journal of Economics* 105, Agosto, pp:815-28.
- [27] Plosser, C.I. y K.G. Rouwenhorst, 1994, "International term structures and real economic growth", *Journal of Monetary Economics* 33, pp: 133-155.
- [28] Robertson, D., 1992, "Term structure forecasts of inflation", *The Economic Journal* 102, Septiembre, pp: 1083-93.
- [29] Shiller, R. y J.H. McCulloch, 1990, "The term structure of interest rates", en Friedman, B. y F. Hahn, *Hanbook of Monetary Economics vol. I*, pp:627-722.
- [30] Smith, S., 1999, "What Do Asset Prices Tell Us about the Future?", *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Tercer Trimestre.
- [31] Sod, G., 1996, "The term structure of interest rates: rationality, volatility and the mexican experience (1982-1995)", mimeo.

## 6 Apéndice

Tabla 19: Pruebas de raíz unitaria para los diferenciales de tasas nominales de interés, tasas reales de interés y tasas de inflación y las tasas de crecimiento del *IAI*

Variables	Niveles		Diferencias	
	<i>DFA</i>	<i>PP</i>	<i>DFA</i>	<i>PP</i>
Panel A: Diferenciales de tasas de interés				
$i_{3,1}$	-4.6912*	-10.4544*	-4.3705*	-9.5591*
$i_{6,1}$	1.4280	-6.2434*	3.0014**	-11.4917*
$i_{6,3}$	2.1196*	-4.4998*	-1.1091	-18.9424*
$i_{12,1}$	-0.5757	-8.1900*	0.4936	-10.9422*
$i_{12,3}$	-0.9493*	-7.1228*	-4.2413*	-15.2291*
$i_{12,6}$	-3.7159*	-8.2281*	-8.3401*	-17.9129*
Panel B: Diferenciales de tasas reales de interés				
$re_{3,1}$	-4.6909*	-4.3705*	-10.4533*	-9.5590*
$re_{6,1}$	1.4813	3.0263**	-6.4010*	-11.7396*
$re_{6,3}$	-2.0088	-1.1108	-5.2714*	-19.1610*
$re_{12,1}$	-0.6418	0.4599	-8.4032*	-11.1729*
$re_{12,3}$	-1.0737	-4.3318*	-7.3046*	-15.5177*
$re_{12,6}$	-3.8449*	-8.4844*	-8.4864*	-18.3497*
Panel C: Diferenciales de tasas de inflación				
$\pi_{3,1}$	-6.2987*	-8.7721*	-9.1768*	-16.6195*
$\pi_{6,1}$	-4.5693*	-4.9309*	-8.7622*	-10.8208*
$\pi_{12,1}$	-4.4073*	-4.2567*	-5.4301*	-9.3258*
$\pi_{6,3}$	-9.9732*	-2.9395**	-7.5223*	-1.9236*
$\pi_{12,3}$	-4.2436*	-3.7318*	-6.8155*	-4.4601*
$\pi_{12,6}$	-5.4605*	-3.4885*	-6.1885*	-4.2700*
Panel D: Tasas de crecimiento del <i>IAI</i>				
$Y_1$	-6.4560*	-11.1710*	-25.9054*	-69.2234*
$Y_3$	-4.5432*	-7.8064*	-11.2798*	-30.4886*
$Y_6$	-4.6038*	-4.6657*	-10.3900*	-28.8907*
$Y_9$	-3.4598**	-7.0522*	-7.1099*	-24.2922*
$Y_{12}$	-3.6672*	-5.4451*	-5.0926*	-23.2810*
$Y_{18}$	-3.5381*	-5.5365*	-6.7877*	-29.0653*

\*, \*\*: Se rechaza la hipótesis de raíz unitaria al 1% y 5%.

Tabla 20: Pruebas de causalidad de Granger para los diferenciales de las tasas de interés y las tasas de inflación

Hipótesis	Obs	Est F		Hipótesis	Obs	Est F	
$\pi_{12,1}$ no causa a $i_{3,1}$	77	3.466	*	$\pi_{6,3}$ no causa a $i_{3,1}$	86	11.757	*
$i_{3,1}$ no causa a $\pi_{12,1}$		4.268	*	$i_{3,1}$ no causa a $\pi_{6,3}$		5.349	*
$\pi_{12,1}$ no causa a $i_{6,1}$	77	4.224	*	$\pi_{6,3}$ no causa a $i_{6,1}$	86	15.277	*
$i_{6,1}$ no causa a $\pi_{12,1}$		4.282	*	$i_{6,1}$ no causa a $\pi_{6,3}$		3.872	*
$\pi_{12,1}$ no causa a $i_{6,3}$	77	15.823	*	$\pi_{6,3}$ no causa a $i_{6,3}$	86	12.654	*
$i_{6,3}$ no causa a $\pi_{12,1}$		1.563		$i_{6,3}$ no causa a $\pi_{6,3}$		0.396	
$\pi_{12,1}$ no causa a $i_{12,1}$	77	4.152	*	$\pi_{6,3}$ no causa a $i_{12,1}$	77	11.797	*
$i_{12,1}$ no causa a $\pi_{12,1}$		1.244		$i_{12,1}$ no causa a $\pi_{6,3}$		3.133	*
$\pi_{12,1}$ no causa a $i_{12,3}$	77	9.751	*	$\pi_{6,3}$ no causa a $i_{12,3}$	77	8.622	*
$i_{12,3}$ no causa a $\pi_{12,1}$		1.830		$i_{12,3}$ no causa a $\pi_{6,3}$		0.261	
$\pi_{12,1}$ no causa a $i_{12,6}$	77	14.602	*	$\pi_{6,3}$ no causa a $i_{12,6}$	77	7.437	*
$i_{12,6}$ no causa a $\pi_{12,1}$		0.819		$i_{12,6}$ no causa a $\pi_{6,3}$		0.322	
$\pi_{12,3}$ no causa a $i_{3,1}$	77	16.508	*	$\pi_{6,1}$ no causa a $i_{3,1}$	86	6.527	*
$i_{3,1}$ no causa a $\pi_{12,3}$		2.010	**	$i_{3,1}$ no causa a $\pi_{6,1}$		5.928	*
$\pi_{12,3}$ no causa a $i_{6,1}$	77	18.723	*	$\pi_{6,1}$ no causa a $i_{6,1}$	86	8.221	*
$i_{6,1}$ no causa a $\pi_{12,3}$		2.089	**	$i_{6,1}$ no causa a $\pi_{6,1}$		4.792	*
$\pi_{12,3}$ no causa a $i_{3,1}$	77	16.508	*	$\pi_{6,1}$ no causa a $i_{3,1}$	86	6.527	*
$i_{3,1}$ no causa a $\pi_{12,3}$		2.010	**	$i_{3,1}$ no causa a $\pi_{6,1}$		5.928	*
$\pi_{12,3}$ no causa a $i_{6,3}$	77	9.684	*	$\pi_{6,1}$ no causa a $i_{6,3}$	86	17.240	*
$i_{6,3}$ no causa a $\pi_{12,3}$		0.694		$i_{6,3}$ no causa a $\pi_{6,1}$		1.547	
$\pi_{12,3}$ no causa a $i_{12,1}$	77	14.053	*	$\pi_{6,1}$ no causa a $i_{12,1}$	77	11.797	*
$i_{12,1}$ no causa a $\pi_{12,3}$		1.161		$i_{12,1}$ no causa a $\pi_{6,1}$		3.133	*
$\pi_{12,3}$ no causa a $i_{12,3}$	77	7.062	*	$\pi_{6,1}$ no causa a $i_{12,3}$	77	8.622	*
$i_{12,3}$ no causa a $\pi_{12,3}$		0.556		$i_{12,3}$ no causa a $\pi_{6,1}$		0.261	
$\pi_{12,3}$ no causa a $i_{12,6}$	77	6.873	*	$\pi_{6,1}$ no causa a $i_{12,6}$	77	7.437	*
$i_{12,6}$ no causa a $\pi_{12,3}$		0.448		$i_{12,6}$ no causa a $\pi_{6,1}$		0.322	
$\pi_{12,6}$ no causa a $i_{3,1}$	77	18.819	*	$\pi_{3,1}$ no causa a $i_{3,1}$	157	2.228	*
$i_{3,1}$ no causa a $\pi_{12,6}$		1.296		$i_{3,1}$ no causa a $\pi_{3,1}$		1.104	
$\pi_{12,6}$ no causa a $i_{6,1}$	77	20.104	*	$\pi_{3,1}$ no causa a $i_{6,1}$	86	14.586	*
$i_{6,1}$ no causa a $\pi_{12,6}$		1.192		$i_{6,1}$ no causa a $\pi_{3,1}$		3.392	*
$\pi_{12,6}$ no causa a $i_{6,3}$	77	8.781	*	$\pi_{3,1}$ no causa a $i_{6,3}$	86	17.697	*
$i_{6,3}$ no causa a $\pi_{12,6}$		0.243		$i_{6,3}$ no causa a $\pi_{3,1}$		1.525	
$\pi_{12,6}$ no causa a $i_{12,1}$	77	16.462	*	$\pi_{3,1}$ no causa a $i_{12,1}$	77	13.808	*
$i_{12,1}$ no causa a $\pi_{12,6}$		0.599		$i_{12,1}$ no causa a $\pi_{3,1}$		1.380	
$\pi_{12,6}$ no causa a $i_{12,3}$	77	6.177	*	$\pi_{3,1}$ no causa a $i_{12,3}$	77	10.774	*
$i_{12,3}$ no causa a $\pi_{12,6}$		0.226		$i_{12,3}$ no causa a $\pi_{3,1}$		1.166	
$\pi_{12,6}$ no causa a $i_{12,6}$	77	4.054	*	$\pi_{3,1}$ no causa a $i_{12,6}$	77	15.389	*
$i_{12,6}$ no causa a $\pi_{12,6}$		0.250		$i_{12,6}$ no causa a $\pi_{3,1}$		0.481	

Tabla 21: Pruebas de Granger para los diferenciales de tasas de interés y las tasas de crecimiento del *IAI*

Hipótesis	Obs	Est F	Hipótesis	Obs	Est F
$y_{18}$ no causa a $i_{12,1}$	40	0.7266	$y_6$ no causa a $i_{12,1}$	42	0.8242
$i_{12,1}$ no causa a $y_{18}$		1.8564	$i_{12,1}$ no causa a $y_6$		1.3799
$y_{18}$ no causa a $i_{12,3}$	40	0.4585	$y_6$ no causa a $i_{12,3}$	42	0.7185
$i_{12,3}$ no causa a $y_{18}$		1.1903	$i_{12,3}$ no causa a $y_6$		1.0931
$y_{18}$ no causa a $i_{12,6}$	40	0.4223	$y_6$ no causa a $i_{12,6}$	42	0.6999
$i_{12,6}$ no causa a $y_{18}$		1.1145	$i_{12,6}$ no causa a $y_6$		1.2204
$y_{18}$ no causa a $i_{3,1}$	76	0.5609	$y_6$ no causa a $i_{3,1}$	79	0.8167
$i_{3,1}$ no causa a $y_{18}$		1.0530	$i_{3,1}$ no causa a $y_6$		0.4238
$y_{18}$ no causa a $i_{6,1}$	54	0.5734	$y_6$ no causa a $i_{6,1}$	56	0.4991
$i_{6,1}$ no causa a $y_{18}$		0.9809	$i_{6,1}$ no causa a $y_6$		1.7685***
$y_{18}$ no causa a $i_{6,3}$	54	0.9220	$y_6$ no causa a $i_{6,3}$	56	0.6722
$i_{6,3}$ no causa a $y_{18}$		1.0330	$i_{6,3}$ no causa a $y_6$		0.8475
$y_{12}$ no causa a $i_{12,1}$	42	0.4211	$y_3$ no causa a $i_{12,1}$	42	0.31074
$i_{12,1}$ no causa a $y_{12}$		1.7656	$i_{12,1}$ no causa a $y_3$		4.1919 *
$y_{12}$ no causa a $i_{12,3}$	42	0.4278	$y_3$ no causa a $i_{12,3}$	42	0.6822
$i_{12,3}$ no causa a $y_{12}$		0.8280	$i_{12,3}$ no causa a $y_3$		2.3932 **
$y_{12}$ no causa a $i_{12,6}$	42	0.5138	$y_3$ no causa a $i_{12,6}$	42	0.7986
$i_{12,6}$ no causa a $y_{12}$		0.7827	$i_{12,6}$ no causa a $y_3$		2.0033 ***
$y_{12}$ no causa a $i_{3,1}$	79	1.2949	$y_3$ no causa a $i_{3,1}$	79	0.6218
$i_{3,1}$ no causa a $y_{12}$		1.6727 ***	$i_{3,1}$ no causa a $y_3$		1.0123
$y_{12}$ no causa a $i_{6,1}$	56	1.1371	$y_3$ no causa a $i_{6,1}$	56	0.6345
$i_{6,1}$ no causa a $y_{12}$		1.2838	$i_{6,1}$ no causa a $y_3$		1.5041
$y_{12}$ no causa a $i_{6,3}$	56	1.0295	$y_3$ no causa a $i_{6,3}$	56	0.6767
$i_{6,3}$ no causa a $y_{12}$		0.6710	$i_{6,3}$ no causa a $y_3$		0.8670

Tabla 22: Resultados de la estimación:

$$Y_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k(i_{t,t+m} - i_{t,t+n}) + \epsilon_{t,t+k}, 1985-1999$$

k	(m, n)	$\alpha_k$		$\beta_k$		$R^2$	F
1	3,1	0.4618	*	0.0036		0.3603	0.0000
	6,1	0.4674	*	-0.0029		0.2666	0.0000
	6,3	0.4648	*	0.0178		0.2669	0.0000
	12,1	0.4585	**	0.0023		0.2603	0.0000
	12,3	0.4280	***	0.1189		0.2478	0.0000
	12,6	0.2213		0.5067	*	0.2926	0.0000
3	3,1	1.0086	*	0.0134		0.0039	0.2753
	6,1	0.8399	**	-0.0030		-0.0126	0.7007
	6,3	0.8234	**	0.0571		-0.0109	0.6427
	12,1	1.1714	**	0.0076		-0.0135	0.6339
	12,3	1.1045	**	0.2022		0.0037	0.3214
	12,6	0.8110	***	0.6765	**	0.0326	0.1005
6	3,1	1.5081	**	-0.0175		0.0776	0.0010
	6,1	1.1794		-0.0273		0.0496	0.0299
	6,3	1.2249		-0.0366		0.0470	0.0342
	12,1	1.4837		-0.0100		0.0577	0.0377
	12,3	1.4940		0.0521		0.0579	0.0374
	12,6	1.3519		0.3215		0.0640	0.0291
9	3,1	1.9035	***	0.0458		0.3173	0.0000
	6,1	1.8936		-0.0280		0.2882	0.0000
	6,3	1.8331		0.2886		0.2932	0.0000
	12,1	2.5658	***	-0.0584		0.2963	0.0000
	12,3	2.6821	***	0.1186		0.2941	0.0000
	12,6	2.5183	***	0.3107		0.2985	0.0000
12	3,1	2.3061	***	-0.0023		0.5173	0.0000
	6,1	1.7351		0.0220		0.5463	0.0000
	6,3	1.1328		0.7057	**	0.5750	0.0000
	12,1	2.1996		-0.0459		0.5917	0.0000
	12,3	2.2970		-0.0136		0.5908	0.0000
	12,6	2.2888		0.0128		0.5907	0.0000
18	3,1	4.6495	*	0.0289		0.3307	0.0000
	6,1	3.5706	**	0.0022		0.3132	0.0000
	6,3	3.4707	**	0.3064		0.3180	0.0000
	12,1	4.6449	*	0.0138		0.2905	0.0000
	12,3	4.5890	*	0.1716		0.2929	0.0000
	12,6	4.4597	*	0.2882		0.2936	0.0000
24	3,1	6.1575	*	-0.0337		0.6136	0.0000
	6,1	4.9974	*	-0.1474	*	0.6388	0.0000
	6,3	5.2976	*	-0.0028		0.6294	0.0000
	12,1	4.9323	**	-0.1075		0.6142	0.0000
	12,3	5.2178	**	0.0107		0.6097	0.0000
	12,6	5.0728	**	0.2135		0.6124	0.0000

\*, \*\*, \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Tabla 23: Resultados de la estimación:

$$Y_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k(i_{t,t+m} - i_{t,t+n}) + \epsilon_{t,t+k}, 1985-1994$$

k	(m, n)	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	F		
1	3,1	0.2155	0.0010	0.2688	0.0000		
	6,1	0.2162	-0.0081	0.2655	0.0000		
	6,3	0.2414	-0.0075	0.2633	0.0000		
	12,1	0.0587	-0.0108	0.2212	0.0015		
	12,3	0.0838	-0.0369	0.2177	0.0016		
	12,6	0.1702	1.4823	**	0.2855	0.0002	
3	3,1	0.6820	0.0099	-0.0032	0.4411		
	6,1	0.3057	-0.0138	-0.0259	0.8487		
	6,3	0.3458	0.0207	-0.0283	0.9138		
	12,1	0.6446	-0.0137	-0.0378	0.8522		
	12,3	0.6802	-0.0474	0.-0.0395	0.8832		
	12,6	0.6588	1.2712	-0.0271	0.6777		
6	3,1	0.8135	-0.0208	0.0792	0.0048		
	6,1	0.1040	-0.0451	**	0.0250	0.1647	
	6,3	0.2480	-0.0890		0.0157	0.2246	
	12,1	0.2198	-0.0416		0.0340	0.1754	
	12,3	0.1723	-0.3045		0.0382	0.1595	
	12,6	0.4122	0.5700		0.0693	0.2055	
9	3,1	0.9039	0.0381	0.2910	0.0000		
	6,1	0.1443	-0.0672	0.2599	0.0000		
	6,3	0.3289	0.1638	0.2545	0.0000		
	12,1	0.4662	-0.1230	**	0.2881	0.0002	
	12,3	0.8968	-0.3579		0.2735	0.0003	
	12,6	1.2038	0.2774		0.2684	0.0003	
12	3,1	1.0368	-0.0079	0.4832	0.0000		
	6,1	-0.4442	-0.0270	0.5093	0.0000		
	6,3	-1.5357	0.8638	*	0.5569	0.0000	
	12,1	-1.0223	-0.1106	**	0.6044	0.0000	
	12,3	-0.5948	-0.1387		0.5983	0.0000	
	12,6	-0.6028	0.1512		0.5978	0.0000	
18	3,1	2.9454	**	0.0087	0.2473	0.0000	
	6,1	0.5687	-0.0787	0.1592	0.0014		
	6,3	0.7982	0.0328	0.1470	0.0023		
	12,1	0.9987	-0.0916	0.1418	0.0130		
	12,3	1.1461	-0.4259	0.1333	0.0161		
	12,6	1.2905	7.1933	*	0.1723	0.0058	
24	3,1	4.9296	*	-0.0447	0.5020	0.0000	
	6,1	2.8709	**	-0.1701	*	0.5075	0.0000
	6,3	3.4359	**	-0.0460		0.4693	0.0000
	12,1	1.7510		-0.2188	*	0.5079	0.0000
	12,3	2.1394		-0.9716	*	0.4696	0.0000
	12,6	2.9509		-0.0169		0.4185	0.0000

\*, \*\*, \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Tabla 24: Comparación de los modelos probit con el modelo de probabilidad constante

Estimada	<i>Prob</i> = 0.5					
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
<i>(m, n) = 12, 3, R6</i>						
$P(dep = 1) < c$	94	1	95	94	1	95
$P(dep = 1) > c$	0	0	0	0	0	0
Total	94	1	95	94	1	95
Correcto	94	0	94	94	0	94
%Correcto	100	0	98.95	100	0	98.95
%Incorrecto	0	100	1.05	0	100	1.05
Ganancia	0	0	0			
%Ganancia						
<i>(m, n) = 12, 6, R6</i>						
$P(dep = 1) < c$	94	1	95	94	1	95
$P(dep = 1) > c$	0	0	0	0	0	0
Total	94	1	95	94	1	95
Correcto	94	0	94	94	0	94
%Correcto	100	0	98.95	100	0	98.95
%Incorrecto	0	100	1.05	0	100	1.05
Ganancia	0	0	0			
%Ganancia						
<i>(m, n) = 6, 3, R6</i>						
$P(dep = 1) < c$	117	1	118	117	1	118
$P(dep = 1) > c$	0	0	0	0	0	0
Total	117	1	118	117	1	118
Correcto	117	0	117	117	0	117
%Correcto	100	0	99.15	100	0	99.15
%Incorrecto	0	100	0.85	0	100	0.85
Ganancia	0	0	0			
%Ganancia						
<i>(m, n) = 3, 1, A3</i>						
$P(dep = 1) < c$	149	3	162	150	14	164
$P(dep = 1) > c$	1	1	2	0	0	0
Total	150	14	164	150	14	164
Correcto	149	1	150	150	0	150
%Correcto	99.33	7.14	91.46	100	0	91.46
%Incorrecto	0.67	92.86	8.54	0	100	8.54
Ganancia	-0.67	7.14	0			
%Ganancia		7.14	0			
<i>(m, n) = 3, 1, A3</i>						
$P(dep = 1) < c$	154	10	164	154	10	164
$P(dep = 1) > c$	0	0	0	0	0	0
Total	154	0	164	154	0	164
Correcto	154	0	154	154	0	154
%Correcto	100	0	93.90	100	0	93.90
%Incorrecto	0	100	6.10	0	100	6.10
Ganancia	0	0	0			
%Ganancia						

Tabla 25: Resultados de la estimación:

$$Y_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k(re_{t,t+m} - re_{t,t+n}) + \epsilon_{t,t+k}, 1996-1999$$

k	m, n	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	F	k	m, n	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	F
1	3,1	0.9749	0.0569	0.2496	0.0013	9	3,1	3.6791**	0.6708	0.1195	0.0527
	6,1	0.1427	0.3510**	0.2892	0.0009		6,1	4.6779*	0.1491	0.0162	0.3028
	6,3	0.2827	0.8066***	0.3075	0.0006		6,3	5.2157*	-0.2464	0.0149	0.3082
	12,1	-0.0978	0.5565**	0.3248	0.0003		12,1	4.6877*	0.1102	0.0157	0.3049
	12,3	0.0653	0.5565**	0.3248	0.0003		12,3	5.1136*	-0.0593	0.0134	0.3147
	12,6	0.1439	1.0462**	0.3153	0.0004		12,6	4.9180*	0.1455	0.0135	0.3142
3	3,1	1.6596***	0.1141	-0.0435	0.8310	12	3,1	5.2766*	0.8037***	0.0799	0.1135
	6,1	1.4110	0.1498	-0.0490	0.8349		6,1	5.8507*	0.3825	0.0663	0.1456
	6,3	1.3755	0.4569	-0.0445	0.7771		6,3	5.9931*	0.9611**	0.0767	0.1244
	12,1	0.8771	0.2869	-0.0312	0.6293		12,1	5.5798*	0.3821*	0.0785	0.1211
	12,3	0.7565	0.6284	-0.0101	0.4475		12,3	5.7145*	0.6865*	0.0887	0.1036
	12,6	0.3161	1.9061***	0.0440	0.1799		12,6	5.8165*	1.2808*	0.0814	0.1158
6	3,1	3.8732*	-0.5205	-0.0367	0.6995	18	3,1	8.3105*	0.9141	0.0334	0.2452
	6,1	4.7526*	-0.7226*	0.0141	0.3066		6,1	9.0073*	0.2862	0.0123	0.3246
	6,3	4.7111*	-2.0509*	0.0651	0.1382		6,3	9.8356*	-0.2930	0.0067	0.3492
	12,1	4.4390*	-0.4479	-0.0092	0.4362		12,1	8.7946*	0.2930	0.0166	0.3068
	12,3	4.1526*	-0.7068	-0.0099	0.4405		12,3	9.4036*	0.1587	0.0064	0.3508
	12,6	2.8956*	0.2234	-0.0417	0.7018		12,6	8.8618*	1.1269	0.0210	0.2893
						24	3,1	12.6709*	0.3247	0.0542	0.2657
					6,1		12.4710*	0.3293	0.0667	0.2421	
					6,3		12.5567*	0.9096	0.0808	0.2175	
					12,1		12.5891*	0.1853	0.0560	0.2621	
					12,3		12.7145*	0.2692	0.0536	0.2669	
					12,6		13.3622*	-0.2994	0.0477	0.2789	

\*, \*\*, \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Tabla 26: Resultados de la estimación:

$$Y_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k(re_{t,t+m} - re_{t,t+n}) + \epsilon_{t,t+k}, 1985-1989$$

k	m, n	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	F	k	m, n	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	F
1	3,1	0.4653*	0.0063	0.2705	0.0000	9	3,1	1.9206***	0.0375	0.3164	0.0000
	6,1	0.4909*	-0.0018	0.2645	0.0000		6,1	1.8842	-0.0333	0.2886	0.0000
	6,3	0.4905*	0.0079	0.2645	0.0000		6,3	1.8766	0.2496	0.2923	0.0000
	12,1	0.4856**	0.0021	0.2286	0.0000		12,1	2.5221***	-0.0737	0.2983	0.0000
	12,3	0.4736**	0.0897	0.2362	0.0000		12,3	2.7044*	0.0796	0.2929	0.0000
	12,6	0.1298	1.1716*	0.3181	0.0000		12,6	2.3527	0.7460	0.2990	0.0000
3	3,1	1.0183*	0.0183	0.0050	0.2548	12	3,1	2.3117*	0.0140	0.5176	0.0000
	6,1	0.8657**	-0.0034	-0.0135	0.7376		6,1	1.7209	0.0595	0.5475	0.0000
	6,3	0.8577**	0.0441	-0.0125	0.7017		6,3	1.3223	0.7030**	0.5760	0.0000
	12,1	1.1914**	0.0032	-0.0151	0.6802		12,1	2.3023	0.0038	0.5907	0.0000
	12,3	1.1739**	0.1275	-0.0101	0.5574		12,3	2.3078	0.0997	0.5913	0.0000
	12,6	0.6667	1.4980**	0.0266	0.1266		12,6	2.1733	0.2214	0.5916	0.0000
6	3,1	1.5023**	-0.0140	0.0010	0.6995	18	3,1	4.6597*	0.0239	0.3305	0.0000
	6,1	1.1788	-0.0266	0.0494	0.0301		6,1	3.5713*	0.0025	0.3132	0.0000
	6,3	1.2212	-0.0362	0.0470	0.0342		6,3	3.5282**	0.2216	0.3158	0.0000
	12,1	1.4787	-0.0113	0.0578	0.0375		12,1	4.6176*	0.0016	0.2903	0.0000
	12,3	1.5040	0.0131	0.0574	0.0382		12,3	4.6156*	0.0197	0.2904	0.0000
	12,6	1.0850	1.3123	0.0735	0.0196		12,6	4.2723*	0.8714	0.2941	0.0000
						24	3,1	6.1489*	-0.0276	0.6131	0.0000
							6,1	5.0715*	-0.1120	0.6345	0.0000
							6,3	5.2952*	-0.0309	0.6294	0.0000
							12,1	4.9156**	-0.1070	0.6136	0.0000
							12,3	5.1162**	-0.3421***	0.6152	0.0000
							12,6	5.3347**	-0.1793	0.6102	0.0000

\*, \*\* \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente

Tabla 27: Resultados de la estimación:

$$Y_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k(re_{t,t+m} - re_{t,t+n}) + \epsilon_{t,t+k}, 1985-1994$$

$k$	$m, n$	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	$F$	$k$	$m, n$	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	$F$
1	3,1	0.2192	0.0030	0.2690	0.0000	9	3,1	0.9087	0.0260	0.2896	0.0000
	6,1	0.2179	-0.0076	0.2652	0.0000		6,1	0.1256	-0.0713	0.2610	0.0000
	6,3	0.2416	-0.0150	0.2636	0.0000		6,3	0.3584	0.1956	0.2559	0.0000
	12,1	0.0629	-0.0100	0.2205	0.0015		12,1	0.4334	-0.1261	0.2891	0.0002
	12,3	0.0593	-0.0564	0.2196	0.0016		12,3	1.1020	-0.1402	0.2683	0.0003
	12,6	0.2263	1.5673*	0.2937	0.0001		12,6	1.1284	0.5424	0.2713	0.0003
3	3,1	0.6952	0.0147	-0.0023	0.4191	12	3,1	1.0457	0.0035	0.4831	0.0000
	6,1	0.3082	-0.0129	-0.0263	0.8580		6,1	-0.4371	-0.0150	0.5090	0.0000
	6,3	0.3473	0.0213	-0.0283	0.9131		6,3	-0.9411	0.7348**	0.5481	0.0000
	12,1	0.6529	-0.0121	-0.0384	0.8621		12,1	-0.9329	-0.0905***	0.6017	0.0000
	12,3	0.6802	-0.0442	-0.0396	0.8850		12,3	-0.6638	-0.1253	0.5982	0.0000
	12,6	0.6952	0.9970	-0.0338	0.7829		12,6	-0.6040	0.1631	0.5979	0.0000
6	3,1	0.8039	-0.0189	0.0789	0.0049	18	3,1	2.9388*	0.0011	0.2472	0.0000
	6,1	0.1106	-0.0423**	0.0237	0.1731		6,1	0.5717	-0.0764	0.1583	0.0014
	6,3	0.2380	-0.0526	0.0140	0.2378		6,3	0.8019	0.0079	0.1469	0.0023
	12,1	0.2397	-0.0375	0.0322	0.1828		12,1	0.9841	-0.0921	0.1419	0.0129
	12,3	0.2588	-0.1859	0.0298	0.1932		12,3	0.9796	-0.5060	0.1401	0.0135
	12,6	0.3917	1.2616	0.0330	0.1797		12,6	1.4957	7.5588*	0.1827	0.0044
						24	3,1	4.9067*	-0.0422	0.5016	0.0000
					6,1		2.8835**	-0.1620	0.5027	0.0000	
					6,3		3.4105**	-0.1179	0.4706	0.0000	
					12,1		1.7509	-0.2138*	0.5007	0.0000	
					12,3		1.8176	-1.0683*	0.4858	0.0000	
					12,6		2.9160	0.0943	0.4187	0.0000	

\*, \*\*, \*\*\*: Significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente