

## LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE TASAS DE INTERES EN MEXICO: ¿PUEDE ESTA PREDECIR LA ACTIVIDAD ECONOMICA FUTURA?\*\*\*

---

SARA G. CASTELLANOS\*

Banco de México

EDUARDO CAMERO\*

Banco de México y University of Chicago

### Abstract

*This article uses conventional models to evaluate whether the term structure of interest rates can predict economic activity in Mexico. A positive relationship between interest rate differentials and economic activity is detected, even after controlling for the monetary policy stance through short term interest rates or monetary aggregates. The differentials among longer term interest rates are found to contain more information about future economic activity than the shorter term ones.*

### I. Introducción

La utilidad de los diferenciales entre las tasas de interés de largo y corto plazo para pronosticar la evolución de la actividad económica está establecida en numerosos estudios realizados para Estados Unidos y otros países industrializados.

\* Banco de México, Dirección de Estudios Económicos. [sgcastel@banxico.org.mx](mailto:sgcastel@banxico.org.mx), [ecamero@uchicago.edu](mailto:ecamero@uchicago.edu).

\*\* Ambos autores agradecen los comentarios de los participantes en los seminarios de la DEE de Banco de México, El Colegio de México y el Centro de Investigación y Docencia Económica, en especial de Alejandro Werner, Daniel Garcés y Gerardo Esquivel, en la V Reunión de LACEA y en la V Reunión de la Red de Investigadores de Banca Central de las Américas, así como la eficaz colaboración de Mishelle Seguí. Las sugerencias de dos árbitros también fueron valiosas para mejorar esta investigación. Eduardo Camero agradece el apoyo financiero de CONACYT, Banco de Mexico y FIDERH. Los errores restantes son responsabilidad única de los autores y las ideas expresadas en este documento no necesariamente reflejan las del Banco de México.

Por ejemplo, los resultados de una encuesta reciente entre las autoridades monetarias de países miembros de la OCDE sugieren que, en la evaluación de las condiciones monetarias y de las fuerzas económicas subyacentes más generales, en la mayoría de los países encuestados se incluyen varios índices de precios de activos financieros que complementan los resultados de los modelos formales.<sup>1</sup>

La estructura temporal de tasas de interés (ETTI) destaca entre tales variables financieras, porque presenta un menú de precios de consumo futuro e inversión a distintos plazos.<sup>2</sup> Los agentes económicos participan en los mercados financieros con el propósito de posponer sus decisiones de consumo presente por consumo futuro, a cambio de recibir una tasa de interés. Algunos agentes pueden demandar esos fondos para llevar a cabo proyectos de inversión que les permitan pagar la tasa de interés que los ahorradores piden, de manera que diferentes percepciones acerca de los rendimientos de los proyectos en el futuro deberán verse reflejados en distintas tasas de interés según los plazos de los proyectos de inversión. Por lo tanto, en la medida en que las tasas de interés se determinen libremente en los mercados financieros, éstas contienen información sobre los proyectos futuros de inversión y consumo de los agentes.

Sin embargo, aún son pocos los estudios que utilizan datos de economías emergentes, debido en buena medida a que el desarrollo de mercados financieros y de capital en tales economías es relativamente reciente y apenas suficiente para llevar a cabo estudios empíricos significativos de las relaciones entre variables reales y financieras. Además, la poca evidencia disponible sobre economías emergentes es mixta con respecto a cuáles son las tasas de interés más adecuadas, es decir, si se deben usar tasas de mayor o menor plazo, tasas reales o nominales, o variables cualitativas en lugar de variables cuantitativas.<sup>3</sup> Por último, es interesante investigar si las relaciones encontradas en países con mercados financieros plenamente desarrollados y que han logrado períodos largos de relativa estabilidad macroeconómica, también están presentes en economías en donde estas condiciones están ausentes. El caso de México es un buen ejemplo, pues la liberalización financiera ha sido gradual y el período analizado en este trabajo incluye tanto períodos de estabilidad como un período de fuerte crisis financiera y económica (finales de 1994 y prácticamente todo 1995), así como períodos de alta volatilidad en los mercados financieros internacionales (1997 y 1998). Estas consideraciones motivan el presente artículo, el cual se enfoca precisamente en la relación entre los diferenciales de tasas de interés y la actividad económica en México.

A pesar que México se clasifica como una economía emergente, de manera general los resultados coinciden con los que otros autores han encontrado para países desarrollados. Las estimaciones realizadas sugieren un efecto positivo asociado a incrementos en los diferenciales de tasas de interés en el cambio en la actividad económica futura de México durante el período de 1985 a 2000 analizado. Se detectan algunas diferencias en la magnitud y significancia estadística de tales efectos al comparar los períodos que difieren según el grado de liberalización financiera, el cual se flexibilizó notablemente durante la década de los noventa a partir de la privatización de la banca comercial en 1991 (Babatz, 1997),

y el régimen de tipo de cambio, el cual tuvo su modificación más importante en Diciembre de 1994 cuando se abandonó la paridad fija con respecto al dólar de Estados Unidos dentro de bandas de depreciación (*crawling peg*) para adoptar la paridad flexible vigente hasta la fecha. Asimismo, se observa un patrón en el que son los diferenciales entre las tasas con mayor plazo de vencimiento las que contienen más información que aquellos entre tasas con menor plazo de vencimiento. Por otra parte, a través de estimaciones probit se encuentra que, en general, incrementos en los diferenciales de tasas están asociados a reducciones en la probabilidad de que ocurra una recesión. Otro resultado interesante es que el efecto de los diferenciales de tasas de interés persiste aun considerando el posible efecto de la postura actual de la política monetaria, captado a través de la inclusión de alguna tasa de interés de corto plazo o agregado monetario.

El resto del documento está estructurado de la siguiente manera. La sección II presenta una breve revisión de la teoría y los estudios previos. La sección III describe la metodología y los datos empleados, así como algunas pruebas econométricas preliminares. La sección IV presenta las estimaciones de los modelos que asocian el cambio en índices de actividad económica con la estructura de tasas, y la sección V da a conocer las estimaciones de los modelos probit que asocian el cambio en la probabilidad de una recesión con la estructura de tasas. La posibilidad de que sean las tasas de interés reales y no las nominales las que indican el comportamiento futuro de la actividad económica se verifica en la sección VI. El estado de la política monetaria se agrega a los modelos básicos como una variable explicativa en las estimaciones de la sección VII. Por último, la sección VIII resume las conclusiones principales de este artículo.

## II. Estudios previos

Los primeros estudios sobre la relación entre precios de activos financieros y variables como consumo y producción evocan el trabajo de Hall (1978) sobre la prueba de la hipótesis del ingreso permanente, la cual predice una relación positiva entre los precios de los activos financieros y el consumo, a través del efecto de dichos precios sobre su ingreso permanente.

Hall (1978) también realiza uno de los primeros estudios empíricos sobre este tema. Encuentra que el nivel presente de los precios de las acciones bursátiles es útil para predecir el consumo futuro. Sin embargo, la idea de que los cambios en los precios de las acciones bursátiles producen cambios en el ingreso permanente y, por tanto, anticipan cambios en el consumo o actividad económica futura no es apoyada de manera universal por los datos.<sup>4</sup> Otros autores, por ejemplo Mankiw (1981), 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.

Hamilton y Kim (2002) argumentan que la relación positiva entre los diferenciales de tasas y la actividad económica futura puede explicarse tanto en términos del papel de dicho diferencial como una señal de las tasas de interés futuras es-

peradas (efecto de expectativas) como en términos de una señal del cambio en los premios al riesgo en el tiempo (efecto de estructura de premios). El efecto de expectativas sugiere que una contracción (expansión) monetaria que aumente (reduzca) temporalmente la tasa de interés de corto plazo aumentará (reducirá) en menor medida las tasas de largo plazo, es decir, *aplana (ensancha)* la pendiente de la estructura de tasas. Una contracción (expansión) monetaria eventualmente también disminuye (incrementa) el gasto en sectores de la economía que son sensibles a las tasas de interés, provocando una desaceleración (aceleración) de la actividad económica. Por lo tanto, la relación positiva entre el diferencial de tasas y el crecimiento de la actividad económica futura resulta de la hipótesis de expectativas de la estructura de tasas y de la influencia temporal de la política monetaria.<sup>5</sup>

A su vez, el efecto de estructura de premios sugiere que la estructura de tasas refleja los riesgos asociados a inversiones alternativas (al menos parcialmente). Por ejemplo, si las tasas de interés se vuelven más volátiles al final de una expansión, esto podría reducir el diferencial de tasas, ya que la volatilidad cíclica produce un cambio en el premio al riesgo. Por lo tanto, estos cambios en los premios al riesgo modifican las decisiones de inversión y, nuevamente, el crecimiento económico futuro a través de un canal distinto, pero que también resulta congruente con una correlación positiva entre ambas variables.

Estrella y Hardouvelis (1991), utilizando datos de Estados Unidos, encuentran una relación positiva entre la estructura de tasas y la actividad económica. Esta relación persiste después de controlar por la postura actual de la política monetaria a través de la inclusión de la tasa de interés de corto plazo en las estimaciones. Su estudio realiza dos ejercicios adicionales. En el primero, tratan de estimar la probabilidad de una recesión con la información de la estructura de tasas. Los resultados sugieren que la estructura de tasas de cuatro trimestres atrás predice relativamente bien las recesiones en Estados Unidos. En el segundo, encuentran que la estructura de tasas explica mejor la actividad económica futura que toda una serie de indicadores alternativos tradicionalmente utilizados.

Estrella y Mishkin (1995) extienden el ejercicio de Estrella y Hardouvelis utilizando datos de Alemania, Estados Unidos, Francia, Inglaterra e Italia. Las conclusiones que obtienen son similares: la estructura de tasas contiene información sobre la actividad económica futura en todos estos países. A su vez, Plosser y Rouwenhorst (1994) presentan evidencia de que los diferenciales de tasas son útiles para predecir el crecimiento del producto en Estados Unidos, Canadá y Alemania, pero no en Francia y en el Reino Unido. Bernard y Gerlach (1994) emplean datos de ocho países europeos en el período de 1977 a 1993 y encuentran que la pendiente de la estructura de tasas doméstica contiene información acerca de la probabilidad de una recesión futura en todos los países hasta dos años adelante. Por otra parte, mientras que algunos indicadores principales contienen más información que la estructura de tasas, esta información sólo es útil para pronosticar recesiones en el futuro inmediato, lo cual ratifica el valor potencial de ésta para la conducción de la política monetaria. Los autores atribuyen las variaciones existentes entre los países a diferentes grados de liberalización financiera

ya que, por ejemplo, los mercados financieros de Japón estaban fuertemente regulados a principios de los ochenta, en comparación con los de Estados Unidos, Alemania y Canadá. También consideran que la elección del régimen de tipo de cambio puede afectar los resultados; en particular, los autores sugieren que, debido a que en un régimen de tipo de cambio fijo la tasa de interés se determina de manera que ésta sea congruente con la paridad, es menos probable que el diferencial de tasas de interés contenga información sobre expectativas de crecimiento de la producción en tal régimen que en uno de tipo de cambio flexible.

Los estudios con datos de economías emergentes son menos comunes, pero también han encontrado cierta evidencia en favor del poder de la estructura de tasas para predecir la actividad económica futura. Fernández (2000) encuentra que, en el caso de Chile, el diferencial de tasas tiene cierto poder para predecir las fluctuaciones del Indicador Mensual de Actividad Económica (IMACEC) del Banco Central de Chile, pero que esta relación es dinámicamente estable sólo cuando se considera un horizonte de 12 meses. También detecta evidencia de que no son los diferenciales de tasas nominales ni reales, sino el nivel de la tasa de interés real de corto plazo, frecuentemente asociada con la postura actual de la política monetaria, la variable que explica un mayor porcentaje de la volatilidad del IMACEC. Por otra parte, Christoffersen y Slok (2000) usan un panel de datos mensuales de la República Checa, Hungría, Polonia, Rusia, Eslovaquia y Eslovenia en el período de 1994-1999 para mostrar que los valores históricos de las tasas nominales de interés, el tipo de cambio nominal y de los índices de precios de la bolsa de valores proveen señales acerca de los movimientos futuros en la actividad económica real. Este ejercicio muestra que mediante una combinación de estas variables, que considera una tasa de interés de corto plazo en vez de un diferencial de tasas de interés, se puede producir un indicador adelantado del crecimiento de la producción industrial. Para México, González, Spencer y Walz (2000) estiman la relación entre el cambio en el diferencial entre las tasas de interés y, alternativamente, cambios en inflación, producción industrial, tipo de cambio nominal e importaciones con datos de 1991 a 1997. En el caso de la actividad económica, estos autores encuentran, sorprendentemente, que esta relación sólo es significativa en el período comprendido entre enero de 1995 y diciembre de 1997 que corresponde a una situación de gran volatilidad económica.<sup>6</sup> Este tema se abordará con mayor énfasis en la presentación de datos y en la discusión de resultados.

Estudios más recientes sugieren otras vías para explicar la relación entre los precios de los activos financieros, en particular los diferenciales de tasas y varias medidas de actividad económica, entre los cuales destacan: 1) efectos contracíclicos asociados a la política monetaria; 2) funciones de reacción monetaria al estilo de la regla de Taylor; 3) modelos de valuación de activos como el CCAPM;<sup>7</sup> 4) modelos de ciclos reales de negocios; 5) modelos IS-LM.<sup>8</sup> En consecuencia, las estimaciones de esta relación, tanto en los estudios previos como en el presente análisis, tienen valor para entender mejor el mecanismo de transmisión de las políticas económicas más que para validar una relación teórica particular.

### III. Metodología y Datos

La relación entre el cambio en la actividad económica y los diferenciales de tasas de interés puede estimarse mediante la siguiente ecuación:

$$y_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k [i_{t,t+m} - i_{t,t+n}] + X_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

en donde  $y_{t,t+k}$  representa la tasa anualizada de crecimiento de la actividad económica en  $t$ ,  $k$  meses adelante;  $i_{t,t+m} - i_{t,t+n}$  es la diferencia en  $t$  entre la tasa de interés a  $m$  meses y la misma tasa a  $n$  meses,  $\alpha_k$  y  $\beta_k$  son los parámetros a estimar y  $X_t$  es un vector de variables adicionales, por ejemplo, variables que reflejen la postura de la política monetaria. Si bien esta ecuación es congruente con todas las hipótesis mencionadas en la sección anterior, éstas sugieren que el coeficiente  $\beta_k$  es positivo, de manera que un mayor (menor) diferencial de tasas indica un mayor (menor) crecimiento económico.

Estimar la ecuación (1) mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) presenta un problema: utilizar datos de tasas de interés mensuales para estimar tasas de crecimiento hasta 24 meses adelante produce autocorrelación serial de los errores  $\varepsilon_t$ . Una manera estándar para corregir este problema, que tiene la ventaja de no sacrificar datos de la muestra, consiste en obtener estimadores consistentes (mas no eficientes) mediante regresiones de CMO y estimar la matriz de varianza/covarianza con el método de Newey-West para obtener errores estándar consistentes (ver Hansen y Hodrick, 1980). Por otra parte, los residuales de la regresión de CMO pueden exhibir autocorrelación aun si no hay traslape en los datos. Dicho problema también requiere algún tipo de corrección. Debido a que las estimaciones preliminares muestran una fuerte correlación serial, se optó por la corrección más simple; es decir, modelar el término de error como un proceso AR(1).

Para evaluar si el ajuste de la ecuación (1) hacia el interior de la muestra es satisfactorio, las estimaciones sobre la relación entre la estructura de tasas y la actividad económica planteadas en la ecuación (1) se comparan con las provenientes de un modelo AR(2) simple, de un AR(2) en el que se incluyen los diferenciales de tasas y de un VAR en el que se incluyen tanto la estructura de tasas como la actividad económica.<sup>9</sup>

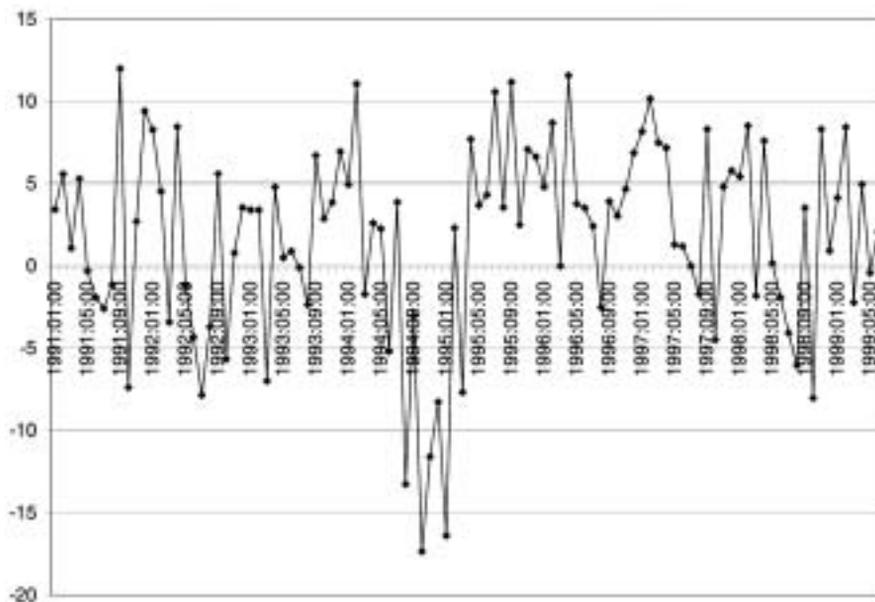
También se compara la raíz del error cuadrático medio (*RMSE*, por sus siglas del inglés) entre estos modelos para determinar si la estructura de tasas tiene mejor poder de predicción hacia fuera de la muestra que ajuste hacia su interior.<sup>10</sup> A fin de obtener estadísticos comparables, se considera para cada horizonte de crecimiento de la actividad económica el período de estimación que comprende los datos entre enero de 1996 y la última fecha disponible para generar 8 pronósticos de esta variable. Por lo anterior, los *RMSE* son comparables únicamente para un mismo horizonte de crecimiento de la actividad económica.

La variable que se utiliza para construir la tasa anualizada de crecimiento de la actividad económica en  $t$ ,  $k$  meses adelante,  $y_{t,t-k}$ , es el Índice de Actividad Indus-

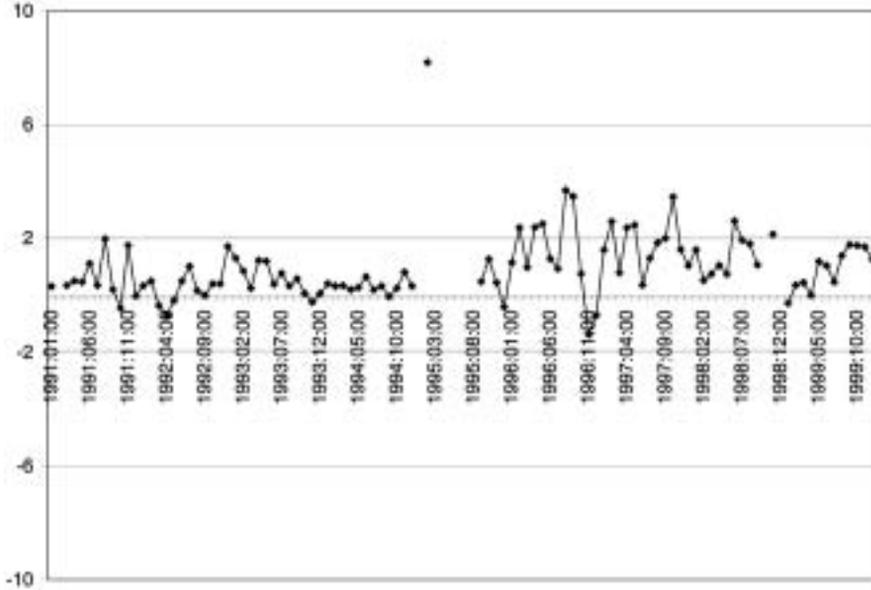
trial (IAI) publicado mensualmente por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). La correlación entre el promedio trimestral de este índice y el PIB en el período analizado es de 0,96, lo que da una mayor confianza para utilizar esta variable como indicador de la actividad económica y ofrece más grados de libertad para la presente estimación. Por otra parte, se construyen series mensuales de diferenciales de tasas de interés nominales,  $i_{m,n} = i_{t,t+m} - i_{t,t+n}$ , utilizando los resultados de la subasta primaria semanal de Certificados de la Tesorería de la Federación (CETEs) con plazo de vencimiento a 28, 91, 182 y 364 días.<sup>11</sup> Los CETEs son bonos emitidos por el Gobierno Federal de México con cupón cero. Estos bonos fueron emitidos por primera vez en 1978 y son los instrumentos de deuda pública con mayor liquidez del mercado de deuda mexicana, lo cual los hace adecuados para este tipo de análisis. Los datos sobre las subastas de CETEs están disponibles en los Indicadores Bursátiles de la Bolsa Mexicana de Valores o en las estadísticas económicas del Banco de México. Los Gráficos 1 y 2 muestran la tasa anualizada de crecimiento del IAI en t para 6 meses adelante y el diferencial en t entre las tasas de interés de los CETEs de 3 y 1 meses, respectivamente.

GRAFICO 1

TASA ANUALIZADA DE CRECIMIENTO DEL INDICE DE ACTIVIDAD ECONOMICA EN t, 6 MESES ADELANTE ( $y_{1,6}$ )



## GRAFICO 2

DIFERENCIAL DE TASAS DE INTERES DE LOS CETEs EN t, ENTRE 3 Y 1 MESES ( $i_{3,1}$ )

Las pruebas de raíz unitaria para las variables  $y_{t,t-k}$  e  $i_{m,n}$  indican que estas variables son estacionarias en niveles al 1% de significancia utilizando la prueba de Phillips-Perron o al 5% utilizando la prueba de ADF. En consecuencia, las variables se utilizan en las regresiones de la manera en que están definidas. Por su lado, las pruebas de causalidad de Granger para todas las combinaciones de  $y_{t,t+k}$  e  $i_{m,n}$  no rechazan la hipótesis de que el diferencial de tasas no causa a la tasa de crecimiento del IAI excepto en cuatro casos.<sup>12</sup> La hipótesis complementaria de que la tasa de crecimiento del IAI no causa al diferencial no se rechaza, excepto en tres casos, usando los niveles de significancia convencionales. Por lo tanto, hay cierta evidencia preliminar en favor de la relación propuesta. Todas las pruebas mencionadas se presentan en el apéndice.

#### IV. Resultados

El Cuadro 1 muestra las estimaciones de la ecuación (1) con los datos de 1985-2000 para las tasas de crecimiento del IAI calculadas para los horizontes correspondientes a  $k = 1, 3, 6, 9, 12, 18$  y 24 meses hacia delante, así como para cada uno de los seis diferenciales de tasas disponibles  $(m,n) = (3,1), (6,1), (6,3),$

CUADRO 1  
ESTIMACIONES DE LA ECUACION (1), 1985-2000

$k$	(m,n)	$\alpha_k$	$\beta_k$	$AR(I)$	$R^2$	Obs	Prob(Est F)
1	3,1	0.416 *	-0.048	-0.535 *	0.284	180	0.00
	6,1	0.404 **	0.028	-0.555 *	0.286	129	0.00
	6,3	0.381 **	0.088	-0.554 *	0.293	129	0.00
	12,1	0.182	0.287 *	-0.564 *	0.362	104	0.00
	12,3	0.366 *	0.404 *	-0.569 *	0.375	104	0.00
	12,6	0.273	0.889 *	-0.564 *	0.344	104	0.00
3	3,1	0.918 **	-0.027	0.142 ***	0.009	178	0.15
	6,1	0.849 ***	0.021	0.098	-0.006	127	0.54
	6,3	0.797	0.106	0.102	-0.000	127	0.39
	12,1	0.619	0.366 *	0.062	0.049	102	0.02
	12,3	0.877 **	0.490 *	0.040	0.059	102	0.01
	12,6	0.651	1.287 *	0.052	0.040	102	0.04
6	3,1	1.832 *	-0.124	0.321 *	0.093	175	0.00
	6,1	1.782 **	0.064	0.315 *	0.077	124	0.00
	6,3	1.693 ***	0.233	0.327 *	0.088	124	0.00
	12,1	1.456	0.427 *	0.287 **	0.127	99	0.00
	12,3	1.769	0.585 *	0.280 **	0.139	99	0.00
	12,6	1.469	1.542 **	0.284 **	0.122	99	0.00
9	3,1	2.221 **	-0.162	0.524 **	0.276	172	0.00
	6,1	2.039 ***	0.140	0.566 *	0.279	121	0.00
	6,3	1.918	0.409 *	0.586 *	0.298	121	0.00
	12,1	1.810	0.272 **	0.509 *	0.284	96	0.00
	12,3	2.017 ***	0.392 *	0.515 *	0.290	96	0.00
	12,6	1.759	1.060 ***	0.515 *	0.285	96	0.00
12	3,1	3.528	-0.160	0.708 *	0.510	169	0.00
	6,1	2.725 ***	0.233 **	0.752 *	0.544	118	0.00
	6,3	2.811 ***	0.379 **	0.750 *	0.552	118	0.00
	12,1	3.071 **	0.049	0.741 *	0.552	93	0.00
	12,3	3.113 **	0.065	0.741 *	0.552	93	0.00
	12,6	3.122 ***	-0.050	0.746 *	0.552	93	0.00
18	3,1	3.824 *	-0.181	0.5689 *	0.333	164	0.00
	6,1	3.164 *	0.119	0.548 *	0.320	113	0.00
	6,3	3.200 *	0.201 ***	0.547 *	0.323	113	0.00
	12,1	3.116 *	0.202 **	0.501 *	0.341	87	0.00
	12,3	3.280 *	0.231 *	0.528 *	0.341	87	0.00
	12,6	2.996 *	1.226 *	0.347 *	0.358	87	0.00
24	3,1	4.100 *	-0.131 ***	0.753 *	0.630	158	0.00
	6,1	3.604 *	0.038	0.793 *	0.694	112	0.00
	6,3	3.616 *	0.066	0.789 *	0.695	112	0.00
	12,1	3.357	0.054	0.736 *	0.641	86	0.00
	12,3	3.406 *	0.058	0.752 *	0.641	86	0.00
	12,6	3.350 *	0.091	0.419 *	0.640	86	0.00

\*, \*\* y \*\*\*: significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

(12,1), (12,3) y (12,6). El coeficiente asociado al diferencial de tasas de interés es significativo y con el signo positivo esperado, al menos al nivel de 10%, en 20 de las 42 estimaciones. Cabe observar que esos 20 casos están asociados a diferenciales de tasas con plazo de vencimiento mayor a 6 meses. La magnitud de esos coeficientes se encuentra en un rango entre 0.1408 y 1.2265 y, para cada horizonte de la tasa de crecimiento del IAI considerado, se observa cierta tendencia a que estos coeficientes se incrementen con el plazo de vencimiento del diferencial de tasas. Las  $R^2$  asociadas fluctúan entre 0.04 y 0.55 en los casos congruentes con la teoría.<sup>13</sup> Por otra parte, sólo hay dos casos, ambos asociados al diferencial de tasas con vencimiento menor a 3 meses, en el que este coeficiente es significativo pero con signo negativo. Esta evidencia, en general, coincide con los estudios realizados para otros países, que indican que son los diferenciales de tasas de más largo plazo los que proveen cierta información sobre la actividad económica futura: un aplanamiento en la estructura de tasas está asociado a menor crecimiento económico en el futuro, hasta 6 trimestres adelante.<sup>14</sup>

A pesar de la bondad de estos resultados, en el caso de México un menor crecimiento económico asociado a un aplanamiento de la estructura de tasas coincide 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, lo cual también coincide con los resultados de las pruebas de causalidad de Granger entre crecimiento y diferenciales de tasas reportados en la sección anterior. Por esta razón, la ecuación (1) también se estimó mediante variables instrumentales, usando el rezago del diferencial de tasas como instrumento. Los resultados de este ejercicio revelan que la mayoría de las ecuaciones en que la estructura de tasas es significativa involucran las tasas de interés con vencimiento a 12 meses, lo cual apoya el planteamiento de que las tasas de corto plazo respondan a las perturbaciones de la actividad económica (apéndice). Este resultado también podría estar asociado a debilidad del instrumento propuesto, pero no hay alternativas obvias: otras variables financieras como el tipo de cambio nominal, el precio del petróleo o el índice de crecimiento de la Bolsa Mexicana de Valores pueden reflejar o tener un efecto en las condiciones económicas por sí mismas.

Por otra parte, cabe preguntarse sobre la posibilidad de que diferentes grados de liberalización de los mercados financieros y de diferentes regímenes de tipo de cambio que se observan en México durante el período de análisis produzcan cambios significativos en los datos, como sugieren otros estudios. Esta posibilidad se verifica a través de pruebas de Chow utilizando como fechas de corte, enero de 1988, diciembre de 1994 y enero de 1996. La primera fecha marca el inicio del proceso de liberalización de los mercados financieros, mientras que la segunda fecha marca la adopción del régimen del tipo de cambio flexible y precedió un período de gran volatilidad en las principales variables económicas que concluyó hasta enero de 1996 prácticamente (durante tal período hubo varias interrupciones en la emisión de CETEs con vencimiento a 6 y 12 meses).<sup>15</sup> Esta última es la tercera fecha de corte. Las pruebas, en su mayoría, tienden a rechazar la hipótesis nula de que no hay cambio estructural al 5% de significancia en las fechas indicadas, especialmente para horizontes de  $k < 12$  y para  $m = 3, 6$ .<sup>16</sup> Lo segundo se

debe principalmente a que no se tienen suficientes observaciones para construir los diferenciales con  $m = 12$  para computar la prueba correspondiente. Estos resultados también implican que no hay suficientes observaciones para estimar los períodos 1985-1987 y 1988-1994 de manera independiente con los diferenciales de más largo plazo. En consecuencia, se procede a estimar la ecuación (1) únicamente para los períodos 1985-1994 y 1996-2000.<sup>17</sup> Para facilitar la lectura, presentamos únicamente los casos en los que los coeficientes son significativos (al menos al 10%). Por otro lado, cabe señalar que los cortes sugeridos por las pruebas de Chow son respaldados por las pruebas de coeficientes recursivos. Otro aspecto interesante que sugieren dichas pruebas es una reducción del error estándar asociado a la estructura de tasas a partir de 1996, lo cual apunta hacia mayor estabilidad del coeficiente (apéndice).

En el Cuadro 2 se observa que en ambos períodos 1985-1994 y 1996-2000 se obtienen menos casos en el que los coeficientes asociados a los diferenciales de tasas de interés son positivos y significativos que al emplear la muestra completa 1985-2000, obteniéndose en ambos períodos 8 casos significativos. El hecho de

## CUADRO 2

## ESTIMACIONES DE LA ECUACIÓN 1 POR SUB-MUESTRAS

$k$	(m, n)	$\alpha_k$	$\beta_k$	$AR(1)$	$R^2$	Obs.	Prob. (Est. F)
A. 1985-1994							
3	12,1	0.271	1.323 **	0.078	0.021	49	0.22
	12,3	0.857	1.165 ***	-0.000	0.003	49	0.34
	12,6	0.715	2.619 ***	0.051	0.026	49	0.20
6	12,3	0.741	1.385 **	0.191	0.049	49	0.11
	12,6	0.506	3.009 ***	0.225	0.059	49	0.09
9	6,3	-0.228	0.417 **	0.570 *	0.256	69	0.00
12	6,1	-0.600	0.414 **	0.772 **	0.493	69	0.00
	6,3	-0.277	0.562 *	0.721 *	0.504	69	0.00
18	6,3	1.284	0.356 **	0.343 *	0.144	69	0.00
	12,6	1.302	5.514 *	0.283 **	0.263	49	0.00
B. 1996-2000							
1	6,3	0.474	0.633 ***	-0.574 *	0.323	50	0.000
	12,1	0.190	0.276 ***	-0.574 *	0.315	49	0.000
	12,3	0.204	0.499 **	-0.584 *	0.337	49	0.000
	12,6	0.214	1.008 *	-0.581 *	0.335	49	0.000
12	3,1	5.443 *	0.722 ***	0.196	0.036	44	0.174
	12,6	5.695 *	1.056 ***	0.260	0.064	38	0.117
18	12,6	8.861 *	1.126 ***	0.243	0.090	29	0.062
24	12,3	12.714 *	0.269	0.422	0.171	17	0.016

\*, \*\* y \*\*\*: significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

que estos casos coincidan en una sola ocasión ( $k = 18$  con  $i_{12,6}$ ) puede interpretarse como otra consecuencia de fluctuaciones en los datos. Sin embargo, una comparación de los coeficientes al interior de cada período sugiere que se preservan varias de las tendencias mencionadas: un mayor número de coeficientes significativos asociados a los diferenciales de tasas con vencimiento a 6 ó 12 meses que a los diferenciales de tasas con vencimiento a 3 meses, una mayor magnitud de los coeficientes conforme incrementa el plazo de las tasas, y un contenido de información significativo sobre el crecimiento de la actividad económica en horizontes hasta 6 trimestres adelante.

Para comparar el poder de predicción que tiene la estructura de tasas, a continuación se presentan los resultados de la regresión de  $y_{t,k}$  con dos rezagos de la misma variable (es decir, un modelo AR(2)) con y sin la estructura de tasas y con datos del período 1996-2000, que sirven como una referencia para las estimaciones presentadas en el panel B del Cuadro 2. La evidencia acerca del mejor ajuste de un modelo con respecto a otro, según una comparación entre los resultados del panel B del Cuadro 2 y los del Cuadro 3, es mixta, ya que los  $R^2$  de la ecuación (1) son más altos que en el AR(2) para  $k < 3$ , pero son más bajos para  $k > 3$ .

A su vez, la evidencia sobre si la estructura de tasas provee información sobre el crecimiento de la actividad económica futura adicional a la contenida en los rezagos de ésta, según una comparación entre los resultados del Cuadro 2 y los del Cuadro 4, es favorable, porque se observa que la significancia de los coeficientes asociados a la estructura de tasas, al incluir los rezagos, se mantiene o se incrementa. Se advierte que la inclusión de los diferenciales de tasas de mayor plazo también coincide con una mejoría general en los  $R^2$  respecto a los del AR(2) sin ellos. Este patrón también se encuentra en Estrella, Rodríguez y Schich (2000) y es atribuible a factores de estabilidad de tales relaciones.<sup>18</sup>

### CUADRO 3

ESTIMACION DEL MODELO AR(2), 1996-2000

$k$	$C$	$y_k(t-1)$	$y_k(t-2)$	$R^2$	Obs.	$F$
1	1.332 *	-0.589 *	-0.142	0.254	55	0.00
3	1.300 **	0.108	0.071	-0.020	53	0.62
6	1.721 ***	0.079	0.483 *	0.215	50	0.00
9	1.957 **	0.229 **	0.260 **	0.116	47	0.02
12	3.591 **	0.129	0.295 *	0.074	44	0.07
18	2.621 **	0.250 ***	0.364 *	0.215	38	0.00
24	2.522 *	0.343 *	0.235 *	0.248	32	0.00

\*, \*\* y \*\*\*, significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

## CUADRO 4

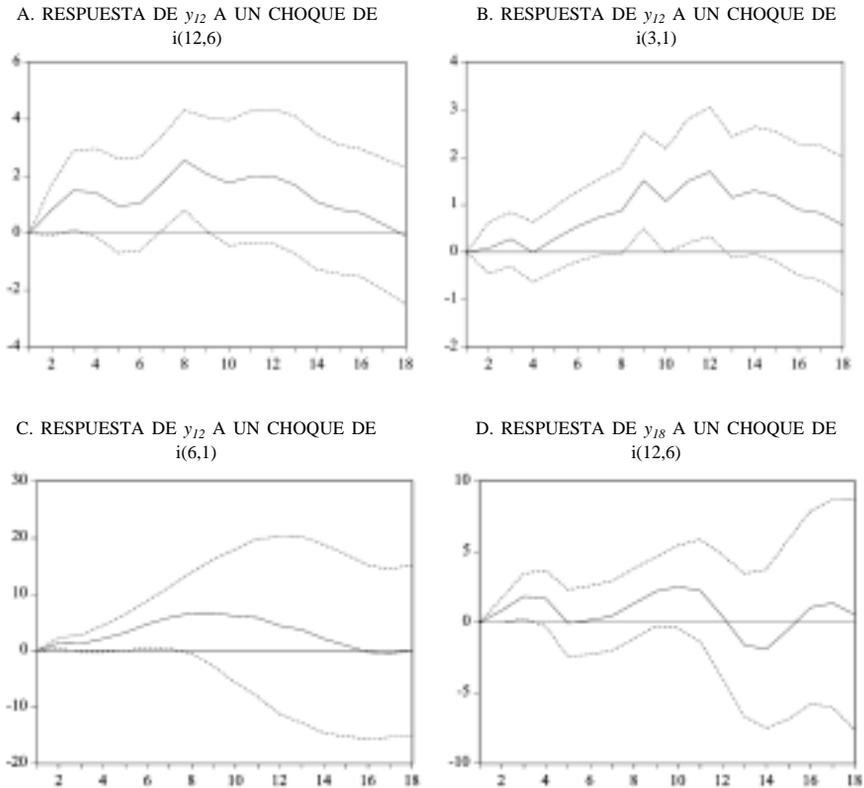
ESTIMACION DEL MODELO AR(2) QUE INCLUYE LA ESTRUCTURA DE TASAS,  
1996-2000

k	(m, n)	C	$y_k(t-1)$	$y_k(t-2)$	ETTI	R <sup>2</sup>	Obs.	Prob. (Est. F)
1	3,1	1.300 ***	-0.590 *	-0.142	0.024	0.239	55	0.00
	6,1	0.707	-0.671 *	-0.230 **	0.486 **	0.319	51	0.00
	6,3	0.756	-0.704 *	-0.261 *	1.315 **	0.359	51	0.00
	12,1	0.268	-0.693 *	-0.245 **	0.529 *	0.355	51	0.00
	12,3	0.298	-0.726 *	-0.271 *	1.001 *	0.400	51	0.00
	12,6	0.359	-0.712 *	-0.249 **	1.929 *	0.393	51	0.00
3	3,1	1.597	0.109	0.068	-0.222	-0.038	53	0.78
	6,1	1.798	0.016	0.071	-0.032	-0.060	49	0.96
	6,3	1.856 **	0.014	0.070	-0.155	-0.059	49	0.95
	12,1	1.547	0.013	0.067	0.070	-0.059	49	0.95
	12,3	1.530	0.015	0.064	0.143	-0.058	49	0.94
	12,6	1.161	0.003	0.027	0.917	-0.035	49	0.71
6	3,1	2.385	0.077	0.469	-0.444	0.207	50	0.00
	6,1	1.748	0.194	0.449 *	-0.225	0.185	46	0.00
	6,3	1.703	0.194	0.448 *	-0.547	0.190	46	0.00
	12,1	1.921 ***	0.197	0.455 *	-0.244	0.191	46	0.00
	12,3	1.840 ***	0.202	0.463 *	-0.445	0.197	46	0.00
	12,6	1.739 ***	0.217	0.492 *	-1.046	0.201	46	0.00
9	3,1	1.697	0.218 **	0.258 **	0.229	0.098	47	0.05
	6,1	1.115	0.221	0.301	0.331	0.135	43	0.03
	6,3	1.291	0.236 **	0.313 **	0.528	0.130	43	0.03
	12,1	1.042	0.230 **	0.305 **	0.255	0.134	43	0.03
	12,3	1.214	0.244 **	0.310 **	0.313	0.129	43	0.03
	12,6	1.404	0.251 **	0.296 **	0.436	0.124	43	0.04
12	3,1	2.959 **	0.126	0.275 **	0.590	0.085	44	0.08
	6,1	3.377 **	0.195	0.248 *	0.117	0.069	40	0.13
	6,3	3.512 **	0.204	0.258 *	-0.039	0.065	40	0.14
	12,1	3.307 **	0.188	0.244 *	0.139	0.073	40	0.12
	12,3	3.433 **	0.192	0.250 *	0.128	0.068	40	0.13
	12,6	3.306 **	0.176	0.250 *	0.593	0.081	40	0.10
18	3,1	2.922 **	0.250 ***	0.357 *	-0.181	0.194	38	0.01
	6,1	2.447 ***	0.284 **	0.391 *	-0.234	0.258	34	0.00
	6,3	2.771 *	0.267 **	0.391 *	-1.050 ***	0.295	34	0.00
	12,1	2.503 **	0.288	0.401 *	-0.237	0.265	34	0.00
	12,3	2.501 **	0.286 **	0.421 *	-0.608 ***	0.293	34	0.00
	12,6	2.055 ***	0.308 **	0.448 *	-1.078 ***	0.279	34	0.00
24	3,1	2.347 *	0.353 *	0.200 **	0.231	0.239	32	0.01
	6,1	2.381 *	0.345 *	0.191 *	0.186 ***	0.253	32	0.01
	6,3	2.523 *	0.330 **	0.200 *	0.420 ***	0.260	32	0.00
	12,1	2.356 *	0.340 *	0.186 *	0.175 *	0.265	32	0.00
	12,3	2.466 *	0.326 **	0.198 *	0.289 **	0.271	32	0.00
	12,6	2.416 *	0.327 **	0.210 **	0.544 **	0.265	32	0.00

\*, \*\* y \*\*\*, significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Por otra parte, el Gráfico 3 muestra las funciones de impulso-respuesta correspondientes a los casos en los que se detecta un efecto significativo asociado a los diferenciales de tasas.<sup>19</sup> En todos los casos, el efecto encontrado es positivo. Estos VARs también corroboran una relación positiva entre la estructura de tasas y el IAI, al menos hasta 18 meses adelante. Cabe resaltar que tres de ellos contienen el cambio en la actividad económica 12 meses adelante y dos de ellos el cambio 18 meses adelante, corroborando la antelación con que las señales de crecimiento económico futuro se revelan en las tasas de interés nominales. En este análisis también se observa la tendencia a que sean los diferenciales de tasas de interés nominales de más largo plazo los de mayor significancia.

GRAFICO 3



El resto de esta sección se dedica a la comparación del *RMSE* entre los modelos ya presentados para evaluar el poder predictivo hacia fuera de la muestra de la estructura de tasas. En general, este ejercicio sustenta una mejor predicción cuando se considera el crecimiento del IAI tomando plazos más cortos que plazos más

largos y cuando se consideran diferenciales de tasas que involucran plazos de vencimiento mayores. El Cuadro 5, panel A, en el que se comparan los *RMSE* del AR(2) con los de la ecuación (1), muestra que hay 12 casos en los que el *RMSE* del primer modelo es menor que el del segundo. De tales casos, 9 son mediciones para crecimiento económico hasta 6 meses adelante y las 3 restantes para crecimiento económico 18 meses adelante. También se observa que 11 de esos 12 casos contienen diferenciales de tasas a 6 ó 12 meses. A su vez, en el panel B del mismo cuadro, que compara al AR(2) con el AR(2) que incluye la estructura de tasas, hay 16 casos en los que el *RMSE* del segundo modelo es menor que la del primero. De estos 16 casos, 9 son de crecimiento económico hasta 6 meses adelante. Ninguno de estos 16 casos, por otra parte, incluye el diferencial de tasas a 3 meses.

Aunque en menor medida, también la comparación entre modelos AR(12) y los VARs del Cuadro 6 apoya estas dos aseveraciones. Esto se debe a que, por una parte, de los 16 casos en los que los *RMSE* de los VARs es inferior a los de los AR(12), 3 son del crecimiento económico hasta 6 meses adelante, 4 del crecimiento económico entre 6 y 12 meses adelante y los demás del crecimiento más allá de 12 meses y, por otra parte, 5 de esos casos contienen el diferencial de tasas entre 1 y 3 meses.

## CUADRO 5

## COMPARACION DE LOS RMSE

	AR(2)	Panel A. Ecuación (1)					
		3,1	6,1	6,3	12,1	12,3	12,6
$y_1$	4.607	4.648	4.772	4.819	4.759	4.784	4.729
$y_3$	2.719	2.797	<b>2.709</b>	<b>2.717</b>	<b>2.671</b>	<b>2.690</b>	2.776
$y_6$	6.011	<b>5.611</b>	<b>5.822</b>	6.574	<b>5.738</b>	<b>5.907</b>	<b>5.437</b>
$y_9$	3.265	3.738	3.966	3.798	3.756	3.646	3.675
$y_{12}$	2.705	2.915	2.942	3.417	2.967	3.283	2.849
$y_{18}$	4.305	4.814	<b>4.136</b>	<b>3.579</b>	4.399	<b>4.060</b>	4.453
$y_{24}$	0.636	0.773	0.778	0.815	0.807	0.867	0.879
Panel B. AR(2)+ETTI							
$y_1$		4.6193	<b>4.4719</b>	<b>4.4835</b>	<b>4.3765</b>	<b>4.3656</b>	<b>4.3804</b>
$y_3$		2.8217	2.7582	2.7389	<b>2.7004</b>	<b>2.7001</b>	2.7781
$y_6$		6.0398	6.9738	8.1688	7.1920	8.0602	7.3578
$y_9$		3.4047	3.6541	3.7386	3.5204	3.4351	<b>3.2401</b>
$y_{12}$		3.2543	3.2487	3.5514	3.3293	3.5387	3.2121
$y_{18}$		6.9661	<b>2.7144</b>	<b>1.9678</b>	<b>2.6039</b>	<b>1.9777</b>	<b>2.2706</b>
$y_{24}$		<b>0.6044</b>	<b>0.6082</b>	0.6425	<b>0.6359</b>	0.7053	0,7384

*Nota:* Los valores en negritas son menores que los del modelo AR.

## CUADRO 6

COMPARACION DE LOS RMSE DEL MODELO AR(12) CON LOS DE LAS ESTIMACIONES VAR

	AR	VAR					
		3,1	6,1	6,3	12,1	12,3	12,6
$y_1$	3.850	4.202	4.938	4.042	10.076	3.967	4.452
$y_3$	3.891	<b>3.792</b>	5.730	5.672	9.272	7.807	6.624
$y_6$	6.537	<b>5.774</b>	6.705	7.495	7.335	10.449	<b>6.440</b>
$y_9$	3.719	4.517	5.775	7.044	8.141	9.767	<b>3.595</b>
$y_{12}$	3.381	<b>2.113</b>	10.132	5.513	5.158	<b>1.729</b>	<b>3.132</b>
$y_{18}$	6.610	<b>4.196</b>	<b>3.475</b>	7.334	<b>1.968</b>	<b>5.677</b>	8.129
$y_{24}$	2.597	<b>1.805</b>	<b>2.225</b>	<b>1.706</b>	10.877	4.411	<b>1.325</b>

Nota: Los valores en negritas son menores que los del modelo AR.

## V. La Probabilidad de una Recesión

Una pregunta similar a la analizada en la sección anterior se refiere a la relación entre la estructura de tasas y la probabilidad de una expansión o una recesión económica, la cual puede estimarse a través de modelos probit sustituyendo en la ecuación (1) la variable dependiente  $y_{t,t-k}$  por una variable dicotómica indicativa de su signo. Se ha señalado que este tipo de predicción es menos precisa, porque hace abstracción de la magnitud real de la actividad económica. Sin embargo, los requerimientos con respecto al poder de predicción también son menos demandantes y pueden incrementar la exactitud potencial de esta predicción más limitada. En realidad, las conclusiones de algunos estudios recientes sugieren que los modelos binarios predicen relaciones más estables que los modelos continuos.<sup>20</sup>

En el presente ejercicio se adopta la definición de recesión propuesta por la NBER y empleada por Estrella y Mishkin (1995): existe recesión en el período  $t$  si  $y_{t,t-k} < 0$  para toda  $k = 6$ .<sup>21</sup> En esta especificación de la relación entre crecimiento y tasas de interés la hipótesis nula es que un aplanamiento de la estructura de tasas incrementa la probabilidad de recesión, por lo que se espera que el coeficiente  $\beta_k$  sea negativo. Los resultados de las estimaciones del probit utilizando los seis diferenciales de tasas como variable explicativa en la ecuación de recesión alternativamente se presentan en el Cuadro 7.

Una primera observación es que en todas estas regresiones el coeficiente asociado al diferencial de tasas de interés tiene signo negativo, de manera que un incremento en el diferencial de tasas en el período presente está asociado a un decremento en la probabilidad de recesión en el siguiente período. Sin embargo, tanto la magnitud del efecto como el ajuste de la regresión medido mediante el  $R^2$  de McFadden varían según el diferencial considerado, destacando cierta tendencia a que este último estadístico sea mayor en aquellas regresiones que emplean dife-

renciales de mayor plazo: hay un incremento de 0.1174 cuando se emplea  $i_{3,1}$  a 0.3238 cuando se emplea  $i_{6,3}$  y a 0.7096 cuando se emplea  $i_{12,3}$ . Por lo tanto, las estimaciones probit con la variable dependiente dicotómica mantienen cierta congruencia con las estimaciones de la ecuación (1) que emplean la variable dependiente continua.

## CUADRO 7

ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE RECESION,  
1985-2000

$i_{(m,n)}$	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$ de McFadden	Obs.
$i_{3,1}$	-1.875 *	-0.131 *	0.117	176
$i_{6,1}$	-1.992 *	-0.145 *	0.290	129
$i_{6,3}$	-2.012 *	-0.288 *	0.323	129
$i_{12,1}$	-1.504 *	-0.446 *	0.373	101
$i_{12,3}$	-3.224	-0.878	0.700	101
$i_{12,6}$	-2.752	-1.371	0.674	101

\*, \*\* y \*\*\*, significativos al 1%, 5% y 15%, respectivamente.

La reducción en la probabilidad de recesión asociada al diferencial  $i_{12,3}$ , que es la variable disponible más semejante a la empleada por Estrella y Mishkin (1995), es  $-0.8789$ . Este valor es muy semejante al  $-0.774$  que ese estudio reporta para Alemania o al  $-0.632$  que reporta para Estados Unidos, pero muy superior al  $-0.235$  que reporta para Italia o al  $-0.298$  correspondiente al Reino Unido; todos ellos valores estimados con datos de 1973 a 1994. A su vez, el valor comparable al  $R^2$  de McFadden, igual a 0.7006 en este estudio, es mucho mayor que el 0.566, 0.351, 0.72 y 0.195 reportados para esos cuatro países, respectivamente, en ese estudio.

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 estructura de tasas resulta significativamente distinta de cero muestran cierta ganancia en predicción sobre el modelo que utiliza una probabilidad constante igual a 0.5, como se puede apreciar en los distintos paneles del Cuadro A3 del apéndice. Pero hay dos características que interesa resaltar aquí. La primera es que estos modelos probit parecen predecir mejor los eventos de no recesión que los eventos de recesión, ya que mientras que para los primeros el porcentaje de predicciones correctas fluctúa entre el 98% y el 100%, para las segundas ese porcentaje fluctúa entre 0% y 67%. Otra característica, que una vez más refuerza la superioridad de los diferenciales de más largo plazo con respecto a los de corto plazo para analizar la relación con la actividad económica futura, es que el porcentaje de predicciones correctas de eventos de recesión es mayor en los probit que emplean los diferenciales con la tasa de interés de vencimiento a 12 meses. Esto produce una ganancia total en el poder de predicción con respecto al modelo de probabilidad constante cercana al 70% en algunos casos.

## VI. Tasas de Interés Reales

Algunos 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. Para verificar esta proposición se realizaron estimaciones de la ecuación (1) sustituyendo los diferenciales de tasas de interés nominales con los diferenciales de tasas de interés reales correspondientes.<sup>22</sup> Dichas tasas se construyeron deflactando las tasas de interés nominales de los CETEs con el Índice Nacional de Precios al Consumidor que construye el Banco de México. Los resultados, presentados en el apéndice, coinciden con los de la sección V en gran medida. Esto puede deberse a la correlación entre la estructura de tasas nominales y la de tasas reales que se detecta indirectamente a través de pruebas sobre el contenido de expectativas de inflación.<sup>23</sup> No obstante, es conveniente destacar dos aspectos referentes 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 (2000) 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 simples, 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 recordar que tampoco hay una teoría generalmente aceptada sobre el signo de tal coeficiente.

## VII. La Postura Actual de la Política Monetaria

Una 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 encontrada es introduciendo en los modelos alguna variable que refleje las acciones de la autoridad monetaria.<sup>24</sup> Por lo tanto, la ecuación a estimar es:

$$y_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k [i_{t,t+m} - i_{t,t+n}] + \gamma_k polmon_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

en donde *polmon* es el indicador de la postura de la política monetaria, que en principio puede ser una tasa de interés de corto plazo o un agregado monetario. Si al introducir la variable de política monetaria en la regresión de actividad económica la estructura de tasas ya no es significativa, se considera que ambas están siendo influenciadas por la política monetaria.

## CUADRO 8

ESTIMACIONES DE LA ECUACION (2) CON  $polmon = i_j$ 

$k$	(m, n)	$\alpha_k$	$\beta_k$	$polmon$	$AR(1)$	$R^2$	Obs.	Prob. (Est. F)
1	3,1	1.657 ***	0.077	-0.042	-0.526 *	0.283	55	0.000
	6,1	0.457	0.256	-0.001	-0.566 *	0.332	50	0.000
	6,3	0.263	0.651 ***	0.008	-0.575 *	0.351	50	0.000
	12,1	0.143	0.276 ***	0.002	-0.574 *	0.344	49	0.000
	12,3	0.017	0.502 **	0.008	-0.584 *	0.365	49	0.000
	12,6	0.180	1.008 *	0.001	-0.582 *	0.363	49	0.000
3	3,1	2.632	-0.219	-0.03	0.114	0.019	53	0.812
	6,1	0.883	0.072	0.035	-0.012	0.005	48	0.975
	6,3	1.025	0.033	0.034	-0.015	0.004	48	0.981
	12,1	-0.093	0.159	0.068	0.001	0.019	47	0.847
	12,3	-0.188	0.302	0.071	0.004	0.023	47	0.801
	12,6	-0.711	1.341	0.069	-0.013	0.062	47	0.428
6	3,1	6.383 **	-0.925	-0.051	0.156	0.057	50	0.435
	6,1	5.587 ***	-0.436	-0.024	0.246	0.079	45	0.332
	6,3	5.622 ***	-0.980	-0.033	0.249	0.249	45	0.305
	12,1	5.402	-0.293	-0.020	0.247	0.073	44	0.382
	12,3	5.167	-0.402	-0.020	0.251	0.070	44	0.400
	12,6	4.362	0.068	-0.016	0.269	0.062	44	0.461
9	3,1	-1.131	0.457	0.185 **	0.261 ***	0.143	47	0.082
	6,1	-3.497	0.346	0.303 **	0.278 ***	0.206	42	0.030
	6,3	-2.796	0.302	0.295 **	0.286 **	0.197	42	0.037
	12,1	-2.364	0.247	0.249 **	0.302 **	0.173	41	0.067
	12,3	-1.697	0.168	0.241 **	0.307 **	0.166	41	0.078
	12,6	-1.400	0.143	0.235 **	0.306 **	0.165	41	0.080
12	3,1	4.069	0.758 ***	0.054	0.157	0.090	44	0.281
	6,1	1.965	0.335	0.166	0.140	0.152	39	0.119
	6,3	2.367	0.426	0.165	0.159	0.139	39	0.149
	12,1	1.199	0.327 ***	0.191	0.123	0.173	38	0.088
	12,3	1.467	0.426	0.192	0.134	0.164	38	0.103
	12,6	1.563	1.097 **	0.180	0.139	0.178	38	0.080
18	3,1	-0.822	1.020	0.384 *	-0.031	0.305	30	0.025
	6,1	-0.035	0.307	0.385 *	-0.008	0.276	30	0.022
	6,3	0.963	-0.271	0.378 *	-0.017	0.269	30	0.015
	12,1	-0.162	0.267	0.387 *	-0.014	0.250	29	0.039
	12,3	0.359	0.061	0.393 *	-0.017	0.239	29	0.037
	12,6	0.230	0.746	0.381 *	-0.023	0.248	29	0.037
24	3,1	2.866	1.260 *	0.322 *	-0.176	0.482	18	0.000
	6,1	2.535	0.858 *	0.334 *	-0.282	0.551	18	0.000
	6,3	2.980	1.709 *	0.344 *	-0.245	0.557	18	0.000
	12,1	1.931	0.631 *	0.356 *	-0.235	0.526	17	0.000
	12,3	2.203	0.906 *	0.366 *	-0.169	0.496	17	0.000
	12,6	2.712	1.081	0.366 *	-0.008	0.400	17	0.000

En las estimaciones de este ejercicio se utilizaron como variables indicativas de la política monetaria vigente dos tasas de interés de corto plazo, la tasa de interés de CETEs a 1 mes ( $i_1$ ) y la de CETEs a 3 meses y el agregado monetario M1 que reporta el Banco de México.<sup>25, 26</sup> El período utilizado es de 1996 a 2000, por lo que los resultados del Cuadro 8 son comparables con los del panel B del Cuadro 2.

La comparación de los coeficientes asociados a los diferenciales de tasas presentados en los Cuadros 2 y 8 indica que la inclusión de la tasa de interés de los CETEs a 1 mes no afecta de manera importante el signo o la significancia de los mismos, lo cual sugiere un efecto en la actividad económica independiente al sesgo de la política monetaria marcado en las tasas de interés nominales. También es interesante observar que el Cuadro 10 sugiere la tasa de interés de los CETEs a 1 mes, no tiene un efecto significativo sobre el cambio en la actividad económica futura entre 1 y 6 meses adelante, a pesar de que se observan varios signos negativos asociados a esta variable en las regresiones correspondientes a ese lapso. En contraste, sí parece haber un efecto positivo y significativo en el cambio en la actividad económica a partir de 9 meses y hasta 24 meses adelante.

### VIII. Conclusiones

Los resultados del presente análisis sugieren que los diferenciales de tasas de interés proveen señales útiles de la marcha futura de la economía hasta 18 meses adelante, aunque el poder de predicción es mejor en horizontes menores a 6 meses. A pesar de que uno esperaría que los instrumentos financieros reflejaran un mayor contenido de información acerca de las expectativas de los agentes en los países industrializados, por ser más completos y con mayor penetración que en los países emergentes, los resultados para México son similares a los encontrados en algunos países industrializados. Esto es alentador, porque la disponibilidad de indicadores adelantados de la marcha de la economía es reducido y los datos de los mercados financieros se obtienen con mayor oportunidad que los de otras fuentes. Una ampliación natural a este estudio sería utilizar otros precios de los activos financieros, como el índice de precios de la Bolsa Mexicana de Valores, precios de acciones y títulos privados de deuda, el tipo de cambio, etc.

Otro resultado que merece énfasis en estas conclusiones es el hecho de que el efecto sobre la actividad económica asociado a las diferencias entre tasas de interés de corto y largo plazo parece ser independiente al relacionado con el nivel presente de las tasas de interés de corto plazo o del agregado monetario M1. En consecuencia, en el futuro sería útil determinar en qué medida incorporar una variable de esta naturaleza agrega información relevante al sistema de indicadores del INEGI y mejora sus propiedades de predicción sobre el ritmo de crecimiento de la economía mexicana.

## Notas

- <sup>1</sup> Mylonas y Schich (1999).
- <sup>2</sup> A lo largo del artículo, utilizamos indistintamente estructura de tasas y ETTI para referirnos a la misma variable.
- <sup>3</sup> Por ejemplo, Fernández (2000), Christoffersen y Slok (2000) o González, Spencer y Walz (2000).
- <sup>4</sup> Ver Smith (1999).
- <sup>5</sup> De manera alternativa, las expectativas del mercado sobre el crecimiento económico futuro pueden reflejarse en la estructura de tasas a través del cambio futuro esperado en las tasas de interés de corto plazo. Si los participantes del mercado anticipan una expansión económica y mayores tasas de retorno a la inversión futura, entonces las tasas de interés de corto plazo futuras esperadas excederán a las tasas de interés de corto plazo presentes y el rendimiento en los bonos de largo plazo debe aumentar en relación a los rendimientos de corto plazo, de acuerdo con la teoría de expectativas.
- <sup>6</sup> Este resultado se considera sorprendente en la literatura no sólo porque implica mayor predicción en un período de volatilidad (en el que casi por definición tal poder predictivo debiera ser bajo), sino porque, de acuerdo con González, Spencer y Walz (2000) sólo hay otro estudio que arroja tal resultado (mediante datos de Dinamarca): Engsted, T., (1996). "The Predictive Power of the Money Market Term Structure", *International Journal of Forecasting*, 12 (2), pp. 289-308.
- <sup>7</sup> Del inglés, Consumption Capital Asset Pricing Model (Harvey, 1988).
- <sup>8</sup> Estrella, Rodríguez y Schich (2000) proveen una explicación más amplia de cada una de estas teorías.
- <sup>9</sup> Estos modelos se seleccionan con base en la minimización del criterio de información de Akaike.
- <sup>10</sup> El RMSE se define como  $((1/(h+1))\sum_{t=S}^{S+h}(y_t^*-y_t)^2)^{1/2}$ , en donde  $y_t$  es el valor observado de la tasa de crecimiento de la actividad económica,  $y_t^*$  es el valor pronosticado de esta tasa y  $h$  es el número de pronósticos. Cabe señalar que se requiere utilizar el mismo período tanto en la predicción como en el pronóstico para que este estadístico sea comparable entre dos modelos.
- <sup>11</sup> Como tasa de interés mensual, para los CETEs a 28 y a 91 días se utiliza la primera observación disponible en el mes en cuestión, mientras que para los CETEs a 182 y 364 días, cuyas subastas no siempre se realizan semanalmente, se utiliza la observación que exista. Esta elección privilegia la simplicidad y el posible sesgo en el cálculo de la estructura de tasas probablemente es menor al que se produciría a través de una extrapolación lineal simple de las tasas de más largo plazo usando las de más corto plazo.
- <sup>12</sup> Si bien existen muchos conceptos distintos de causalidad, el de Granger parece ser el más adecuado en el contexto del presente artículo, ya que trabajamos con series de tiempo y su implementación e interpretación son directas (ver Engle, Hendry y Richardson (1983) para una discusión más amplia sobre distintos conceptos de exogeneidad).
- <sup>13</sup> A manera de comparación, cabe señalar que Estrella y Mishkin (1995) reportan valores del  $R^2$  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, los cuales son menores que los aquí reportados.
- <sup>14</sup> Se verificó que este patrón no se deba a factores estacionales construyendo las variables  $y_k$  utilizando los datos desestacionalizados del IAI, disponibles del propio INEGI. Las estimaciones con estas variables no difieren sustancialmente de las presentadas en el Cuadro 1.
- <sup>15</sup> Babatz (1997) presenta una descripción más detallada de las reformas financieras llevadas a cabo en este período.
- <sup>16</sup> Para más detalles, ver Castellanos y Camero (2001).
- <sup>17</sup> A sugerencia de un árbitro anónimo, estimamos también una serie de regresiones recursivas, cuando la disponibilidad de series continuas de datos permite aplicar este tipo de prueba. Este procedimiento arroja las mismas conclusiones que el que aquí utilizamos. Los resultados están disponibles a petición del lector.
- <sup>18</sup> Estrella, Rodríguez y Schich (2000) comprueban estos resultados con datos de Alemania y de Estados Unidos, dos países en los que estudios previos han encontrado relaciones significativas. Los modelos de actividad económica aplicados a los datos de Alemania son estables tanto en su formulación de crecimiento económico como en la de recesión. En contraste, algunos modelos de actividad económica parecen ser más inestables aplicados a los datos de Estados Unidos. En cuan-

to a inflación, hay evidencia de inestabilidad limitada para el caso de Alemania, pero más fuerte para el caso de Estados Unidos, lo cual pudiera reflejar cambios en el régimen de política monetaria.

<sup>19</sup> Las demás estimaciones están disponibles a solicitud del lector.

<sup>20</sup> Ver Estrella *et al.* (2000) para más detalles.

<sup>21</sup> Debido a que no hay una definición universalmente aceptada de recesión, se realizaron estimaciones con 5 definiciones adicionales a la del NBER:

r3	r3=1 r3=0	Si $y_{t,t} < 0$ , $y_{t,t-1} < 0$ , $y_{t,t-2} < 0$ en cualquier otro caso
r6	r6=1 r6=0	si $y_{t,t} < 0$ , $y_{t,t-1} < 0$ , ..., $y_{t,t-6} < 0$ en cualquier otro caso
r9	r9=1 r9=0	si $y_{t,t} < 0$ , $y_{t,t-1} < 0$ , ..., $y_{t,t-8} < 0$ en cualquier otro caso
a3	a3=1 a3=0	si $y_{t,t} < 0$ , $y_{t,t+1} < 0$ , $y_{t,t+2} < 0$ en cualquier otro caso
a6	a6=1 a6=0	si $y_{t,t} < 0$ , $y_{t,t+1} < 0$ , ..., $y_{t,t+5} < 0$ en cualquier otro caso
a9	a9=1 a9=0	si $y_{t,t} < 0$ , $y_{t,t+1} < 0$ , ..., $y_{t,t+8} < 0$ en cualquier otro caso

El resultado más sobresaliente de tal ejercicio es que el efecto asociado a los distintos diferenciales de tasas de interés analizados resulta de una magnitud menor cuando se emplean estas definiciones alternativas que cuando se emplea la definición propuesta por la NBER (que correspondería a r6 en las definiciones presentadas). Las estimaciones están disponibles a petición del lector.

<sup>22</sup> Véanse Bernanke (1990), para una revisión de los primeros estudios empíricos sobre este tema.

<sup>23</sup> Véanse Mishkin (1990a) y Mishkin (1990b) o, para estimaciones para México, Castellanos y Camero (2002).

<sup>24</sup> Estrella (1998).

<sup>25</sup> Aunque es cierto que las tasas de los CETEs no son un instrumento de política monetaria, Castellanos (2000) y Schwartz y Torres (2000) son algunos de los estudios en los que se documenta un eventual efecto en dichas tasas en respuesta a las variaciones en el saldo objetivo de las cuentas de los bancos comerciales en el Banco de México, que es uno de los instrumentos que ha sido empleado en el período 1996-2000. Por lo tanto, las tasas de los CETEs pueden considerarse como una buena proxy del estado de la política monetaria

<sup>26</sup> Nuevamente, para facilitar la lectura, sólo presentamos los resultados utilizando la tasa de CETEs a 1 mes. Los resultados son básicamente los mismos utilizando cualquiera de las medidas de política monetaria y están disponibles a petición del lector.

## Referencias

- 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.
- BABATZ, G. y A. CONESA (1994). "The Term Structure of Interest Rates: An Empirical Analysis of Mexico", *mimeo*, Harvard University.
- BERNANKE, B.S. (1990). "On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads", *New England Economic Review*, noviembre/diciembre, pp. 51-68.
- BERNARD, H. y S. GERLACH (1996). "Does the Term Structure Predict Recessions? The International Evidence", *BIS Working Paper 37*.
- 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.

- CASTELLANOS, S. (2000). "El Efecto del 'Corto' Sobre la Estructura de Tasas de Interés", *Documento de Investigación 2000-1*, Banco de México.
- CASTELLANOS, S. y E. CAMERO (2002). "¿Qué Información Acerca de Inflación Contiene la Estructura Temporal de Tasas de Interés en México?", *El Trimestre Económico*, Vol. LXIX (3), N° 275, pp. 327-354.
- CHRISTOFFERSON, P. y T. SLOK (2000). "Do Asset Prices in Transition Countries Contain Information About Future Economic Activity", *IMF Working Paper* 00/103.
- DINARDO, J. y J. JOHNSTON (1997). *Econometric Methods*, 4ª Ed., Mc Graw-Hill.
- ENGLE, R.; D. HENDRY y J. RICHARD (1983). "Exogeneity", *Econometrica* 51(2), pp. 277-304.
- 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.
- ESTRELLA, A. (1998). "Monetary Policy and the Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates", *mimeo*, Federal Reserve Bank of New York, noviembre.
- 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.
- ESTRELLA, A.; RODRIGUEZ, A.P. y S. SCHICH (2000). "How Stable is the Predictive Power of the Yield Curve? Evidence from Germany and the United States", *Staff Reports*, Federal Reserve Bank of New York, N° 113, septiembre.
- FAMA, E.F. (1984). "The Information in the Term Structure", *Journal of Financial Economics* 13(4), pp. 509-28.
- FERNANDEZ, V. (2000). "Estructura de Tasas de Interés en Chile. ¿Qué Tan Buen Predictor de Crecimiento e Inflación?", *Cuadernos de Economía* 37 (111), agosto, pp. 373-404.
- GONZALEZ, J.G.; SPENCER, R.E. y D.T. WALZ (2000). "The Term Structure of Interest Rates and the Mexican Economy", *Contemporary Economic Policy*, 18(3), pp. 284-294.
- GREEN, E. (1990). *Econometric Analysis*, Ed. McMillan.
- GROSSMAN, S. y J.E. STIGLITZ (1980). "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets", *American Economic Review* 70, junio, pp. 393-408.
- HALL, R.E. (1978). "Stochastic Implications of the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 86(6), pp. 971-87.
- HAMILTON, J. y D.H. KIM (2002). "A Re-Examination of the Predictability of the Yield Spread for Real Economic Activity", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(2), pp. 340-360.
- 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.
- HARDOUVELIS, G. (1988). "The Predictive Power of the Term Structure During Recent Monetary Regimes", *The Journal of Finance* 43, junio, pp. 339-56.
- MANKIW, G.; S. GOLDFELD y R. SHILLER (1986). "The Term Structure of Interest Rates Revisited", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 61-110.
- MANKIW, N.G. (1982). "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods", *Journal of Monetary Economics* 10(3), pp. 417-25.
- MISHKIN, F. (1990a). "What Does the Term Structure Tell Us About Future Inflation", *Journal of Monetary Economics* 25(1), pp. 77-95.
- MISHKIN, F. (1990b). "The Information in the Longer Maturity Term Structure About Future Inflation", *Quarterly Journal of Economics* 105, agosto, pp. 815-28.
- MYLONAS, P. y S. SCHICH (1999). "The Use of Financial Market Indicators by Monetary Authorities", *Economics Department Working Papers* N° 223, OECD.
- PLOSSER, C.I. y K.G. ROUWENHORST (1994). "International Term Structures and Real Economic Growth", *Journal of Monetary Economics* 33(1), pp. 133-155.
- SMITH, S. (1999). "What Do Asset Prices Tell Us About the Future?", *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, 84(3), pp. 4-13.

**APENDICE****CUADRO A1**

PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA PARA LOS DIFERENCIALES  
DE TASAS NOMINALES DE INTERES Y LAS TASAS DE  
CRECIMIENTO DEL IAI

Variables	Niveles		Diferencias	
	DFA	PP	DFA	PP
Panel A: Diferenciales de tasas de interés				
$i_{3,1}$	-2.491	-3.888 *	-6.886 *	-18.321 *
$i_{6,1}$	3.677 *	0.312	-1.568	-10.666 *
$i_{6,3}$	3.555 *	-0.282	-2.167	-13.507 *
$i_{12,1}$	3.786 *	-4.094 *	-4.271 *	-4.549 *
$i_{12,3}$	3.246 **	-3.973 **	-3.382 **	-4.607 *
$i_{12,6}$	-4.888 *	-5.197 *	-4.681 *	-8.018 *
Panel B: Tasas de crecimiento del IAI				
$y_1$	-4.030 *	-19.548 *	-10.393	-61.622
$y_3$	-3.884 *	-10.596 *	-7.882 *	-30.051 *
$y_6$	-4.469 *	-10.185 *	-4.861 *	-30.328 *
$y_9$	-3.509 *	-7.257 *	-7.231 *	-24.883 *
$y_{12}$	-3.770 *	-5.214 *	-5.513 *	-23.607 *
$y_{18}$	-3.620 *	-6.936 *	-5.695 *	-29.760 *
$y_{24}$	-2.641 ***	-4.522 *	-6.162 *	-24.559 *

Nota: \*, \*\* y \*\*\*: Se rechaza la hipótesis de raíz unitaria al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A2

PRUEBAS DE GRANGER PARA LOS DIFERENCIALES DE TASAS DE INTERES Y LAS TASAS DE CRECIMIENTO DEL IAI

Hipótesis	Obs.	Prob. (Est. F)	Hipótesis	Obs.	Prob. (Est. F)	Hipótesis	Obs.	Prob. (Est. F)
$y_1 \ i_{3,1}$	147	0.625	$y_9 \ i_{3,1}$	147	0.825	$y_{24} \ i_{3,1}$	123	0.782
$i_{3,1} \ y_1$		0.126	$i_{3,1} \ y_9$		0.595	$i_{3,1} \ y_9$		0.028
$y_1 \ i_{6,1}$	97	0.575	$y_9 \ i_{6,1}$	97	0.233	$y_{24} \ i_{6,1}$	80	0.451
$i_{6,1} \ y_1$		0.086	$i_{6,1} \ y_9$		0.657	$i_{6,1} \ y_9$		0.447
$y_1 \ i_{6,3}$		0.740	$y_9 \ i_{6,3}$	97	1.827	$y_{24} \ i_{6,3}$	80	1.179
$i_{6,3} \ y_1$		0.059	$i_{6,3} \ y_9$		0.207	$i_{6,3} \ y_9$		0.057
$y_1 \ i_{12,1}$	75	1.087	$y_9 \ i_{12,1}$	75	0.127	$y_{24} \ i_{12,1}$	58	0.004
$i_{12,1} \ y_1$		1.486	$i_{12,1} \ y_9$		0.825	$i_{12,1} \ y_9$		2.388
$y_1 \ i_{12,3}$	75	3.429 **	$y_9 \ i_{12,3}$	75	0.190	$y_{24} \ i_{12,3}$	58	0.064
$i_{12,3} \ y_1$		1.967	$i_{12,3} \ y_9$		1.160	$i_{12,3} \ y_9$		1.508
$y_1 \ i_{12,6}$	75	1.539	$y_9 \ i_{12,6}$	75	1.099	$y_{24} \ i_{12,6}$	58	5.667 *
$i_{12,6} \ y_1$		3.854 **	$i_{12,6} \ y_9$		1.018	$i_{12,6} \ y_9$		1.029
$y_3 \ i_{3,1}$	145	0.547	$y_{12} \ i_{3,1}$	138	0.499			
$i_{3,1} \ y_3$		0.771	$i_{3,1} \ y_{12}$		0.912			
$y_3 \ i_{6,1}$	97	0.071	$y_{12} \ i_{6,1}$	94	0.897			
$i_{6,1} \ y_3$		0.273	$i_{6,1} \ y_{12}$		0.010			
$y_3 \ i_{6,3}$	97	0.317	$y_{12} \ i_{6,3}$	94	0.794			
$i_{6,3} \ y_3$		0.253	$i_{6,3} \ y_{12}$		0.475			
$y_3 \ i_{12,1}$	75	2.086	$y_{12} \ i_{12,1}$	72	0.468			
$i_{12,1} \ y_3$		2.161	$i_{12,1} \ y_{12}$		4.428 *			
$y_3 \ i_{12,3}$	75	1.344	$y_{12} \ i_{12,3}$	72	0.390			
$i_{12,3} \ y_3$		2.225	$i_{12,3} \ y_{12}$		4.480 *			
$y_3 \ i_{12,6}$	75	0.441	$y_{12} \ i_{12,6}$	72	0.754			
$i_{12,6} \ y_3$		1.663	$i_{12,6} \ y_{12}$		4.249			
$y_6 \ i_{3,1}$	142	0.000	$y_{18} \ i_{3,1}$	135	0.073			
$i_{3,1} \ y_6$		0.470	$i_{3,1} \ y_{18}$		0.741			
$y_6 \ i_{6,1}$	95	0.459	$y_{18} \ i_{6,1}$	92	0.586			
$i_{6,1} \ y_6$		0.425	$i_{6,1} \ y_{18}$		0.287			
$y_6 \ i_{6,3}$	95	0.182	$y_{18} \ i_{6,3}$	92	0.434			
$i_{6,3} \ y_6$		1.191	$i_{6,3} \ y_{18}$		0.4639			
$y_6 \ i_{12,1}$	73	0.039	$y_{18} \ i_{12,1}$	70	0.034			
$i_{12,1} \ y_6$		1.265	$i_{12,1} \ y_{18}$		3.294 **			
$y_6 \ i_{12,3}$	73	0.241	$y_{18} \ i_{12,3}$	70	0.557			
$i_{12,3} \ y_6$		1.605	$i_{12,3} \ y_{18}$		3.748 **			
$y_6 \ i_{12,6}$		1.155	$y_{18} \ i_{12,6}$	70	4.718 *			
$i_{12,6} \ y_6$		1.365	$i_{12,6} \ y_{18}$		3.772 **			

CUADRO A3

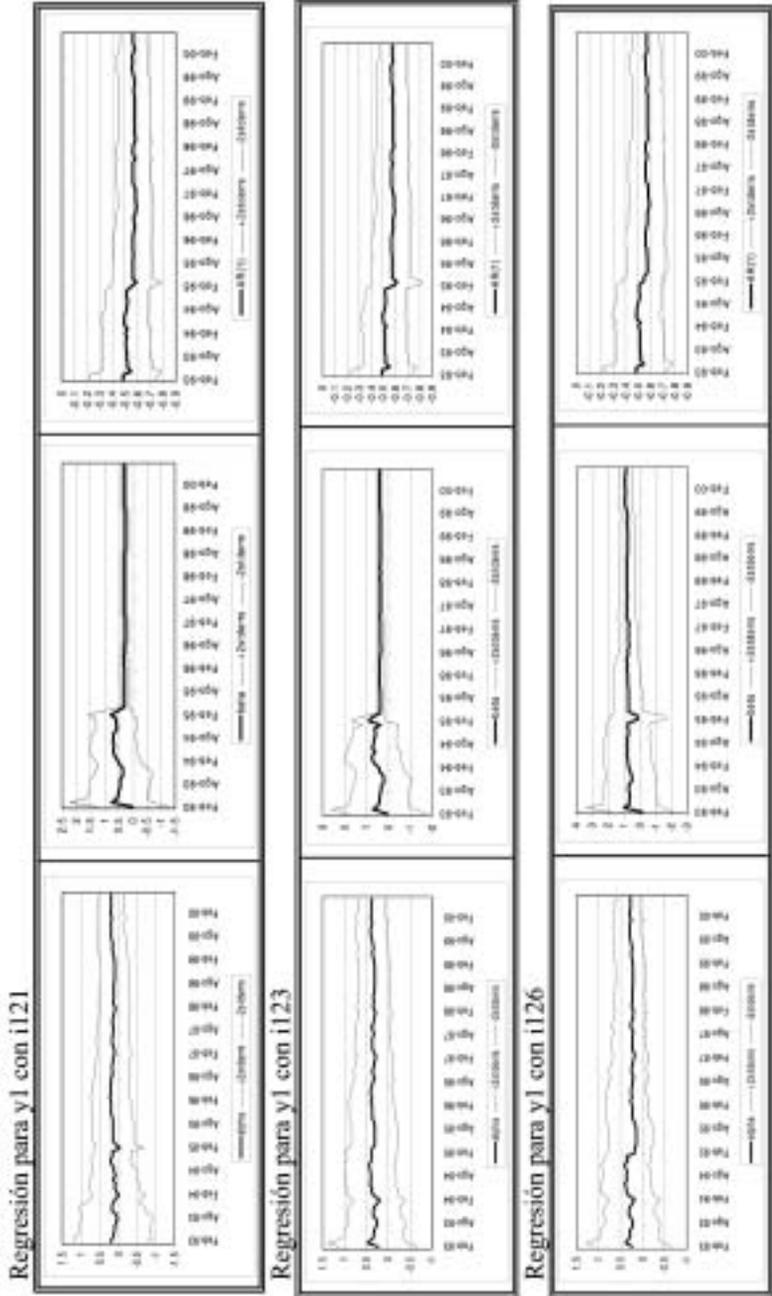
RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE LA ECUACION (1) CON VARIABLES INSTRUMENTALES, 1985-1999

$k$	(m, n)	$\alpha_k$	$\beta_k$	AR(1)	$R^2$	Obs.	Prob. (Est. F)
1	12,1	0.192	0.28 *	-0.564 *	0.375	104	0.00
	12,3	0.33 *	0.485 *	-0.565 *	0.384	104	0.00
	12,6	0.335	0.693 *	-0.568 *	0.355	104	0.00
12	12,6	0.386	9.074 *	0.487 *	-0.637	93	0.00
18	12,6	3.336 *	7.37 *	0.347 *	0.018	84	0.00
24	12,6	4.015 *	10.818 *	0.42 *	-0.565	72	0.00

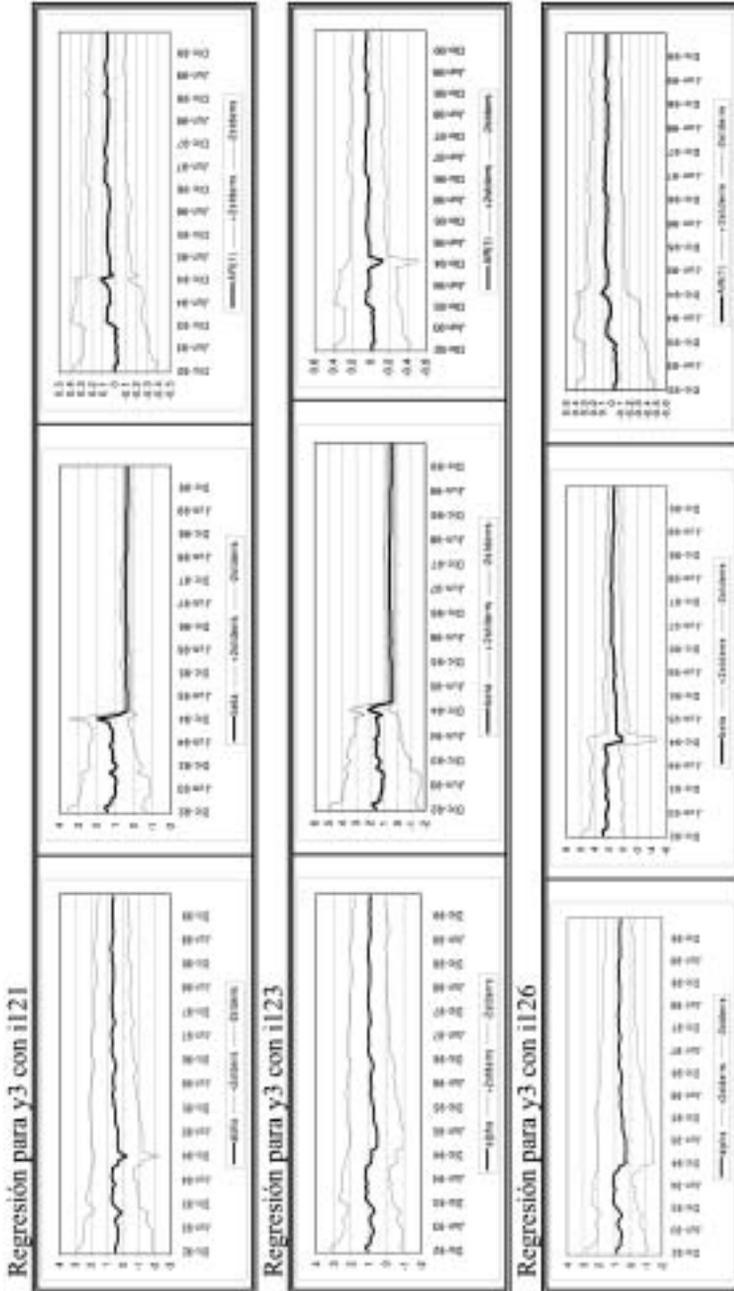
\*, \*\* y \*\*\*: significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A4

PRUEBAS DE COEFICIENTES RECURSIVOS PARA LAS REGRESIONES DEL CUADRO 1 EN QUE EL COEFICIENTE DE  $I_{min}$  ES SIGNIFICATIVO



Cuadro A4 (Cont.)

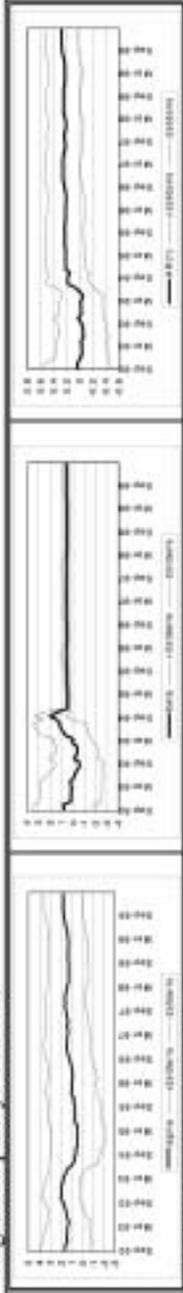


Cuadro A4 (Cont.)

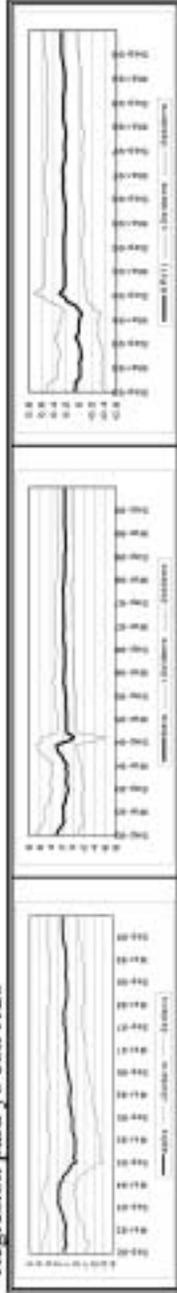
Regresión para y6 con i121



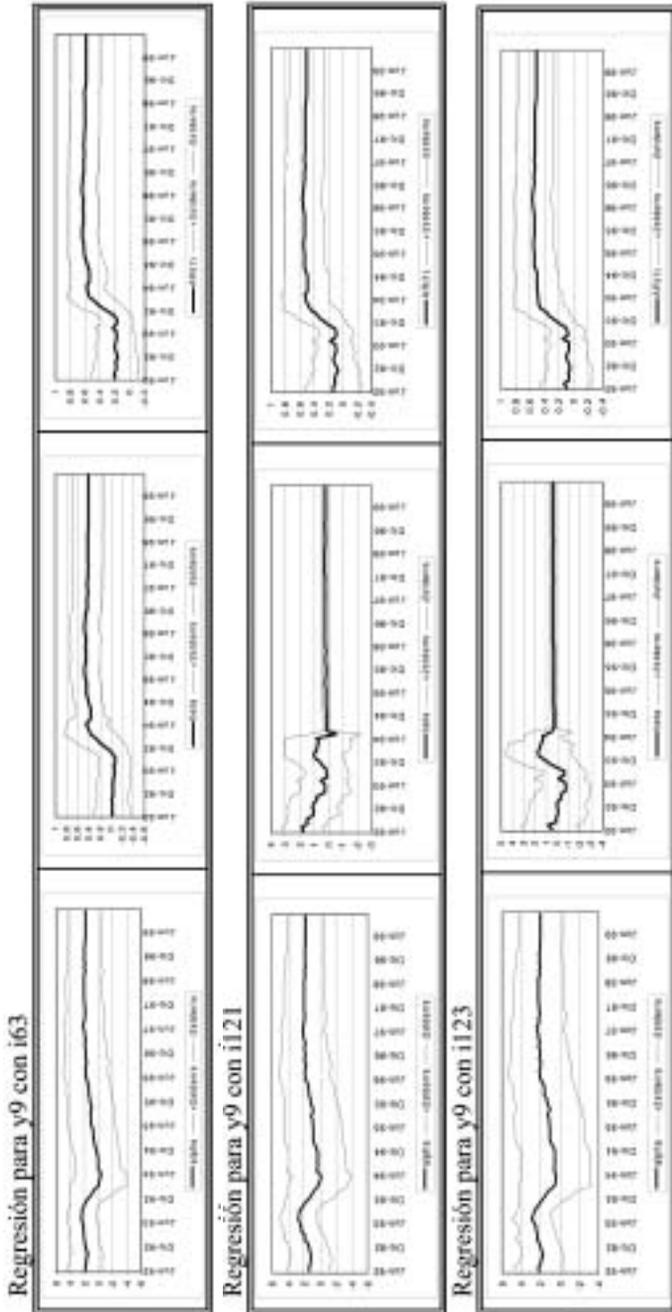
Regresión para y6 con i123



Regresión para y6 con i126

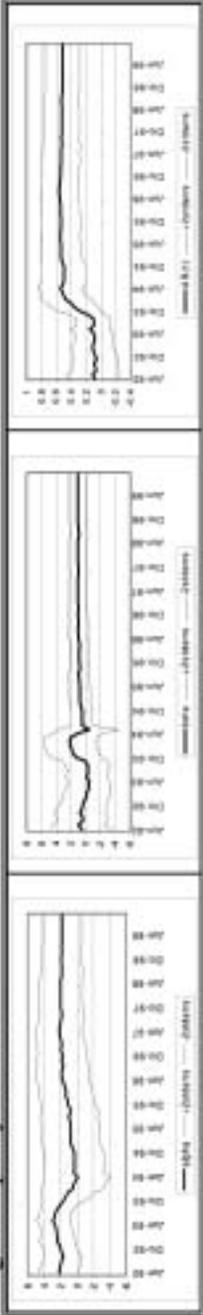


Cuadro A4 (Cont.)

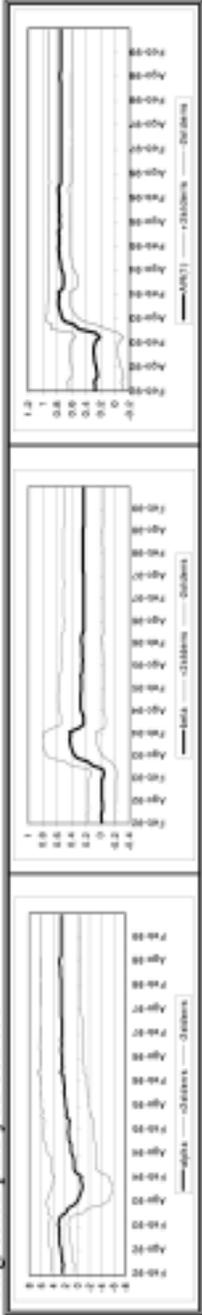


Cuadro A4 (Cont.)

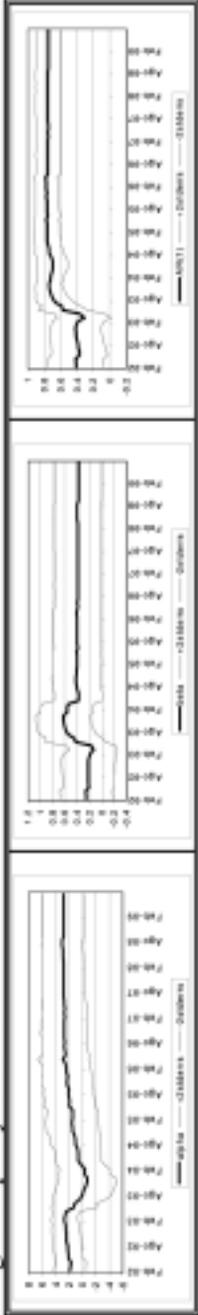
**Regresión para y9 con i126**



**Regresión para y12 con i61**



**Regresión para y12 con i63**



CUADRO A6  
PANEL B. RECESION=R6

	Estimada			Prob = 0,5		
	Dep = 0	Dep = 1	Total	Dep = 0	Dep = 1	Total
(m, n) = (3, 1)						
P(dep = 1)<c	170	6	176	170	6	176
P(dep = 1)>c	0	0	0	0	0	0
Total	170	6	176	170	6	176
Correcto	170	0	170	170	0	170
% Correcto	100.00	0.00	96.59	100.00	0.00	96.59
% Incorrecto	0.00	100.00	3.41	0.00	100.00	3.41
Ganancia	0.00	0.00	0.00			
% Ganancia		0.00	0.00			
(m, n) = (6, 1)						
P(dep = 1)<c	123	4	127	124	5	129
P(dep = 1)>c	1	1	2	0	0	0
Total	124	5	129	124	5	129
Correcto	123	1	124	124	0	124
% Correcto	99.19	20.00	96.12	100.00	0.00	96.12
% Incorrecto	0.81	80.00	3.88	0.00	100.00	3.88
Ganancia	-0.81	20.00	0.00			
% Ganancia		20.00	0.00			
(m, n) = (6, 3)						
P(dep = 1)<c	123	4	127	124	5	129
P(dep = 1)>c	1	1	2	0	0	0
Total	124	5	129	124	5	129
Correcto	123	1	124	124	0	124
% Correcto	99.19	20.00	96.12	100.00	0.00	96.12
% Incorrecto	0.81	80.00	3.88	0.00	100.00	3.88
Ganancia	-0.81	20.00	0.00			
% Ganancia		20.00	0.00			
(m, n) = (12, 3)						
P(dep = 1)<c	97	1	98	98	3	101
P(dep = 1)>c	1	2	3	0	0	0
Total	98	3	101	98	3	101
Correcto	97	2	99	98	0	98
% Correcto	98.98	66.67	98.02	100.00	0.00	97.03
% Incorrecto	1.02	33.33	1.98	0.00	100.00	2.97
Ganancia	-1.02	66.67	0.99			
% Ganancia		66.67	33.33			
(m, n) = (12, 6)						
P(dep = 1)<c	97	1	98	98	3	101
P(dep = 1)>c	1	2	3	0	0	0
Total	98	3	101	98	3	101
Correcto	97	2	99	98	0	98
% Correcto	98.98	66.67	98.02	100.00	0.00	97.03
% Incorrecto	1.02	33.33	1.98	0.00	100.00	2.97
Ganancia	-1.02	66.67	0.99			
% Ganancia		66.67	33.33			

## CUADRO A7

RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE LA ECUACION (1) CON  
TASAS REALES, 1985-1999

k	m, n	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	Prob. (F)	k	m, n	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	Prob. (F)	
1	3,1	0.465 *	0.006	0.270	0.00	12	3,1	2.311 *	0.014	0.517	0.00	
	6,1	0.490 *	-0.001	0.264	0.00		6,1	1.720	0.059	0.547	0.00	
	6,3	0.490 *	0.007	0.264	0.00		6,3	1.322	0.703 **	0.576	0.00	
	12,1	0.485 **	0.002	0.228	0.00		12,1	2.302	0.003	0.590	0.00	
	12,3	0.473 **	0.089	0.236	0.00		12,3	2.307	0.099	0.591	0.00	
	12,6	0.129	1.171 *	0.318	0.00		12,6	2.173	0.221	0.591	0.00	
3	3,1	1.018 *	0.018	0.005	0.25	18	3,1	4.659 *	0.023	0.330	0.00	
	6,1	0.865 **	-0.003	-0.013	0.73		6,1	3.571 *	0.002	0.313	0.00	
	6,3	0.857 **	0.044	-0.012	0.70		6,3	3.528 **	0.221	0.315	0.00	
	12,1	1.191 **	0.003	-0.015	0.68		12,1	4.617 *	0.001	0.290	0.00	
	12,3	1.173 **	0.127	-0.010	0.55		12,3	4.615 *	0.019	0.290	0.00	
	12,6	0.666	1.498 **	0.026	0.12		12,6	4.272 *	0.871	0.294	0.00	
6	3,1	1.502 **	-0.014	0.001	0.69	24	3,1	6.148 *	-0.027	0.613	0.00	
	6,1	1.178	-0.026	0.049	0.03		6,1	5.071 *	-0.112	0.654	0.00	
	6,3	1.221	-0.036	0.047	0.03		6,3	5.295 *	-0.030	0.629	0.00	
	12,1	1.478	-0.011	0.057	0.03		12,1	4.915 **	-0.107	0.613	0.00	
	12,3	1.504	0.013	0.057	0.03		12,3	5.116 **	-0.342 ***	0.615	0.00	
	12,6	1.085	1.312	0.073	0.01		12,6	5.334 **	-0.179	0.610	0.00	
9	3,1	1.920 ***	0.037	0.316	0.00							
	6,1	1.884	-0.033	0.288	0.00							
	6,3	1.876	0.249	0.292	0.00							
	12,1	2.522 ***	-0.073	0.298	0.00							
	12,3	2.704 *	0.079	0.292	0.00							
	12,6	2.352	0.746	0.299	0.00							

\*, \*\* y \*\*\*: significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A8

RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE LA ECUACION (1) CON  
TASAS REALES, 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	0.219	0.003	0.269	0.00	12	3,1	1.045	0.003	0.483	0.00
	6,1	0.217	-0.007	0.265	0.00		6,1	-0.437	-0.015	0.509	0.00
	6,3	0.241	-0.015	0.263	0.00		6,3	-0.941	0.734 **	0.584	0.00
	12,1	0.062	-0.010	0.220	0.00		12,1	-0.932	-0.090 ***	0.601	0.00
	12,3	0.059	-0.056	0.219	0.00		12,3	-0.663	-0.125	0.598	0.00
12,6	0.226	1.567	0.293	0.00	12,6	-0.604	0.163	0.597	0.00		
3	3,1	0.695	0.014	-0.002	0.41	18	3,1	2.938 *	0.001	0.000	0.00
	6,1	0.308	-0.012	-0.026	0.85		6,1	0.571	-0.076	0.001	0.00
	6,3	0.347	0.021	-0.028	0.91		6,3	0.801	0.007	0.002	0.00
	12,1	0.652	-0.012	-0.038	0.86		12,1	0.984	-0.092	0.012	0.00
	12,3	0.680	-0.044	-0.039	0.88		12,3	0.979	-0.506	0.013	0.00
12,6	0.695	0.997	-0.033	0.78	12,6	1.495	7.558	0.004	0.00		
6	3,1	0.803	-0.018	0.078	0.00	24	3,1	4.906 *	-0.042	0.000	0.00
	6,1	0.110	-0.042 **	0.023	0.17		6,1	2.883 **	-0.162	0.000	0.00
	6,3	0.238	-0.052	0.014	0.23		6,3	3.410 **	-0.117	0.000	0.00
	12,1	0.239	-0.037	0.032	0.18		12,1	1.750	-0.213 *	0.000	0.00
	12,3	0.258	-0.185	0.029	0.19		12,3	1.817	-1.068 *	0.000	0.00
12,6	0.391	1.261	0.033	0.17	12,6	2.916	0.094	0.000	0.00		
9	3,1	0.908	0.026	0.289	0.00						
	6,1	0.125	-0.071	0.261	0.00						
	6,3	0.358	0.195	0.255	0.00						
	12,1	0.433	-0.126	0.289	0.00						
	12,3	1.102	-0.140	0.268	0.00						
12,6	1.128	0.542	0.271	0.00							

\*, \*\* y \*\*\*: significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A9  
RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE LA ECUACION (1) CON  
TASAS REALES, 1986-2000

k	m, n	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	F	k	m, n	$\alpha_k$	$\beta_k$	$R^2$	F	
1	3,1	0.974	0.056	0.249	0.00	12	3,1	5.276 ***	0.803 ***	0.079	0.11	
	6,1	0.142	0.351 **	0.289	0.00		6,1	5.850	0.382	0.066	0.14	
	6,3	0.282	0.806 ***	0.307	0.00		6,3	5.993 **	0.961 **	0.076	0.12	
	12,1	-0.097	0.556 ***	0.324	0.00		12,1	5.579 *	0.382 *	0.078	0.12	
	12,3	0.065	0.748 **	0.848	0.00		12,3	5.714 *	0.686 *	0.088	0.10	
	12,6	0.143	1.046 **	0.315	0.00		12,6	5.816 *	1.280 *	0.081	0.11	
3	3,1	1.659 ***	0.114	-0.043	0.83	18	3,1	8.310	0.914	0.033	0.24	
	6,1	1.411	0.149	-0.049	0.83		6,1	9.007	0.286	0.012	0.32	
	6,3	1.375	0.456	-0.044	0.07		6,3	9.835	-0.293	0.006	0.34	
	12,1	0.877	0.286	-0.031	0.62		12,1	8.794	0.293	0.016	0.30	
	12,3	0.756	0.628	-0.010	0.44		12,3	9.403	0.158	0.006	0.35	
	12,6	0.316	1.906 ***	0.044	0.17		12,6	8.861	1.126	0.021	0.28	
6	3,1	3.873 *	-0.520	-0.036	0.69	24	3,1	12.670	0.324	0.054	0.26	
	6,1	4.752 *	-0.722 *	0.014	0.30		6,1	12.471	0.329	0.066	0.24	
	6,3	4.711 *	-2.050 *	0.065	0.13		6,3	12.556	0.909	0.080	0.21	
	12,1	4.439 *	0.447	-0.009	0.43		12,1	12.589	0.185	0.056	0.26	
	12,3	4.152 *	-0.706	-0.009	0.44		12,3	12.714	0.269	0.053	0.26	
	12,6	2.895 *	0.223	-0.041	0.70		12,6	13.362	-0.299	0.047	0.27	
9	3,1	3.679 **	0.670	0.119	0.11							
	6,1	4.677 *	0.149	0.016	0.14							
	6,3	5.215 *	-0.246	0.014	-0.24							
	12,1	4.687 *	0.110	0.015	0.11							
	12,3	5.113 *	-0.059	0.013	-0.05							
	12,6	4.918 *	0.145	0.013	0.14							

\*, \*\* y \*\*\*: significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.