Banco de México

Documentos de Investigación

N° 2021-07

La Curva de Rendimientos como Predictor de la Actividad Económica en México: El Papel de la Prima por Plazo

Raúl Ibarra
Banco de México

Junio 2021

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

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

Documento de Investigación
2021-07

Working Paper
2021-07

La Curva de Rendimientos como Predictor de la Actividad Económica en México: El Papel de la Prima por Plazo*

Raúl Ibarra†
Banco de México

Resumen: Este trabajo analiza si existe una relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura en México para el período 2004-2019. En particular, se evalúa si dicha relación depende de la prima de plazo. Para este propósito, se estima un modelo de umbral en el cual la relación entre la curva de rendimientos y la actividad económica futura, medida ya sea como el crecimiento del producto o como la probabilidad de una contracción, depende de si la prima por plazo se encuentra por encima o por debajo de un umbral estimado. Los resultados principales indican que la pendiente de la curva de rendimientos parece anticipar el comportamiento de la actividad económica solo cuando la prima por plazo se encuentra por encima de un umbral. Los resultados también sugieren que la pendiente de la curva de rendimientos tiene poder predictivo sobre la probabilidad de enfrentar una contracción en el futuro solo cuando la prima por plazo está por encima de un umbral. El valor estimado para dicho umbral depende del horizonte de pronóstico y la medida de la actividad económica.
Palabras Clave: Curva de Rendimientos; Actividad Económica; Prima por Plazo
JEL Classification: C53; E32; E37; E43

Abstract: This paper analyzes whether there exists a relationship between the slope of the yield curve and future economic activity in Mexico for the period 2004-2019. In particular, we evaluate whether such relationship depends on the term premium. For this purpose, we estimate a threshold model in which the relationship between the yield spread and future economic activity, measured as either output growth or the probability of a contraction, depends on whether the term premium is above or below an estimated threshold. The main results indicate that the slope of the yield curve seems to anticipate the behavior of economic activity only when the term premium is above a threshold. Our results also suggest that the slope of the yield curve has predictive power over the probability of facing a contraction in the future only when the term premium is above a threshold. The estimated value for such threshold depends on the forecast horizon and the measure of economic activity.
Keywords: Yield Curve; Economic Activity; Term Premium

*I am grateful to Gabriel Cuadra for helpful discussions. I thank Rocío Elizondo, Juan R. Hernández, the referees, and the editor for their constructive comments. Carlos A. Alba provided excellent research assistance. The views on this paper correspond to the author and do not necessarily reflect those of Banco de México.

† Dirección General de Investigación Económica. Correo: ribarra@banxico.org.mx.

1. Introducción

Anticipar el comportamiento futuro de la actividad económica es importante para los bancos centrales en su proceso de toma de decisiones, ya que la actividad económica es un determinante importante de la inflación. En este sentido, la pendiente de la curva de rendimientos, definida como la diferencia entre las tasas de interés de largo y corto plazo, ha sido utilizada por diferentes analistas económicos como indicador adelantado de la actividad económica, principalmente en el caso de los Estados Unidos y otros países avanzados. En particular, la atención de la comunidad académica y de los participantes en los mercados financieros se ha centrado en episodios en los que la pendiente de la curva de rendimientos se invierte, lo que a su vez podría preceder a períodos de menor crecimiento económico e incluso recesiones.

En este trabajo se analiza si existe una relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura en México.[1] En particular, se evalúa si dicha relación depende del nivel de la prima por plazo.[2] Respecto a este punto, es importante resaltar que, si la prima por plazo se ubica en niveles bajos, la curva de rendimientos puede invertirse con un pequeño ajuste a la baja en las tasas de interés a corto plazo esperadas. En este contexto, en principio, se puede argumentar que este movimiento tendría menos poder predictivo para anticipar una reducción de la actividad económica. Por lo tanto, es importante analizar el papel que tiene el nivel de la prima por plazo en este proceso.[3]

De acuerdo con la literatura, los mecanismos que pueden justificar el poder de la pen-

[1] El análisis de la pendiente de la curva de rendimientos como indicador adelantado forma parte de una extensa literatura que ha examinado el papel de las variables financieras tales como, los precios de las acciones, las tasas de interés y los diferenciales de tasas de interés para predecir la actividad económica futura (Estrella y Mishkin, 1998; Guo, 2002; Stock y Watson, 2003; Forni et al., 2003; ECB, 2012; Espinoza et al., 2012; Faust et al., 2013; Johansson y Meldrum, 2018; Kiley, 2020; Yilanci et al., 2021). Para el caso particular de México, Gomez-Zamudio e Ibarra (2017) evalúan el uso de datos financieros muestreados en altas frecuencias para mejorar los pronósticos a corto plazo del PIB trimestral.

[2] La prima por plazo se define como la compensación que exigen los inversores por mantener instrumentos financieros de largo plazo en lugar de instrumentos financieros de corto plazo. De acuerdo con la hipótesis de las expectativas de la estructura temporal de las tasas de interés, las tasas a largo plazo se determinan por el promedio de las tasas de interés a corto plazo actuales y esperadas, más una prima por plazo. En particular, en este trabajo se considera la prima por plazo implícita en bonos del gobierno mexicano.

[3] Esto es relevante en el contexto global debido a la reducción observada en la prima por plazo luego de la crisis financiera global, lo cual se asocia, en parte, con las políticas monetarias no convencionales adoptadas por las economías avanzadas (Kim y Wright, 2005; Wright, 2011).

diente de la curva de rendimientos para predecir cambios en la actividad económica futura se basan en la hipótesis de las expectativas de la estructura temporal de las tasas de interés. Considerando lo anterior, entre los mecanismos que pueden generar una relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura figuran la relación entre el ciclo económico y la prima de riesgo, así como la influencia de la política monetaria. En cuanto al primer mecanismo se tiene que, en general, cuando la economía atraviesa por una fase de expansión, la prima de riesgo, un importante componente de la prima por plazo, tiende a disminuir, por lo que las tasas de mayor plazo suelen ajustarse a la baja. Por otro lado, las tasas de corto plazo pueden aumentar si, en el pico del ciclo, el banco central responde con aumentos en la tasa de política. Lo anterior tiende a aplanar la pendiente de la curva de rendimientos, al tiempo que la evolución del ciclo económico, donde las fases de expansión suelen verse seguidas por fases de menor dinamismo económico, implicaría una reducción en el ritmo de crecimiento económico en el futuro (Ang y Piazzesi, 2003). En cuanto al segundo mecanismo, ante un apretamiento monetario, las tasas de corto plazo tienden a incrementarse en mayor magnitud que las de largo plazo. Debido a ello, la curva de rendimientos tiende a aplanarse. Al mismo tiempo, el incremento en las tasas de interés de corto plazo eventualmente puede reflejarse en una reducción en el ritmo de expansión económica (Estrella y Hardouvelis, 1991; Feroli, 2004). En este escenario, los participantes en los mercados podrían anticipar que el banco central reducirá su tasa de política monetaria en el futuro, por lo que las expectativas de las tasas de corto plazo se ajustarían a la baja y, en consecuencia, las tasas de largo plazo disminuirían, lo que contribuiría a una pendiente más plana de la curva de rendimientos, que podría incluso volverse negativa.

Varios estudios empíricos para los Estados Unidos y otras economías avanzadas han encontrado que la pendiente de la curva de rendimientos parece tener poder predictivo sobre la actividad económica. Evgenidis et al. (2020) presentan una revisión reciente de esta literatura.[4] Por otro lado, trabajos posteriores como los de Hamilton y Kim (2002) y Ang et al.

[4]Algunos de los primeros estudios empíricos incluyen a Harvey (1988, 1989), Estrella y Hardouvelis (1991), Estrella y Mishkin (1997) y Estrella et al. (2003), entre otros. Harvey (1988, 1989), por ejemplo, muestra que existe información sobre el crecimiento futuro del consumo y de la producción en la estructura temporal de las tasas de interés reales. En particular, este autor encuentra que el diferencial entre los rendimientos de los

(2006), entre otros, se han centrado en analizar el poder predictivo de los dos componentes de la pendiente de la curva de rendimientos, es decir, las expectativas de las tasas de interés a corto plazo en el futuro y la prima por plazo. En general, estos autores encuentran que ambos componentes tienen poder predictivo, aunque en algunos casos el componente de expectativas de las tasas de interés es más importante.

Un gran número de estudios también ha examinado el poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos utilizando datos de otros países, particularmente de economías avanzadas. En general, la evidencia sugiere que la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto es positiva, como ya se había demostrado para el caso de EUA.[5] Por otra parte, la evidencia empírica para las economías emergentes es más limitada, lo cual está asociado con la disponibilidad de datos. Algunas excepciones incluyen el trabajo de Mehl (2009), quien encuentra que la pendiente de la curva de rendimientos parece predecir la actividad económica futura en economías emergentes, aunque con algunas diferencias entre países. Para el caso específico de México, Castellanos y Camero (2003) encuentran una relación positiva entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica. Por otro lado, Reyna et al. (2009) también documentan cierto poder predictivo de la curva de rendimientos sobre la actividad económica, aunque esto depende del período de análisis y la medida de la actividad económica utilizada.

Gran parte de la literatura también ha analizado la utilidad de la pendiente de la curva de rendimientos para predecir recesiones en lugar del crecimiento futuro de la producción.[6]

---

títulos del Tesoro estadounidense predice un crecimiento real del PIB para horizontes de hasta cinco trimestres adelante. Estrella y Hardouvelis (1991) muestran que la pendiente de la curva de rendimientos, medida como la diferencia entre la tasa de los bonos del gobierno a 10 años y la tasa de los títulos del Tesoro a 3 meses, es útil para pronosticar el crecimiento de la producción y también todos los componentes del sector privado del PIB real.

[5] Plosser y Rouwenhorst (1994), quienes utilizan datos para Alemania, el Reino Unido y EUA, encuentran que la pendiente de la curva de rendimientos proporciona información adicional más allá de la contenida en la política monetaria actual o futura. No obstante, según los autores, el poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos parece ser más débil en el Reino Unido. Del mismo modo, Estrella y Mishkin (1997) encuentran que la importancia del contenido informativo de la pendiente de la curva de rendimientos para predecir la actividad real varía entre algunos países europeos.

[6] Estrella y Hardouvelis (1991), por ejemplo, encuentran que una menor pendiente de la curva de rendimientos está asociada con una mayor probabilidad de una recesión para un horizonte de cuatro trimestres adelante. Estrella y Mishkin (1998) examinan el desempeño fuera de la muestra de la pendiente de la curva de rendimientos y otras variables financieras para predecir futuras recesiones en EUA. Según estos autores, la pendiente de la

Por otro lado, algunos trabajos empíricos también han examinado la posible existencia de asimetrías en la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto. En ese sentido, estos trabajos han considerado la posibilidad de efectos de umbral y parámetros variables en el tiempo en los que dicha relación depende de la pendiente de la curva de rendimientos, el crecimiento pasado del producto y el tiempo. Para EUA y Canadá, Galbraith y Tkacz (2000) señalan la existencia de una relación no lineal entre la expectativa condicional del crecimiento de la producción y la pendiente de la curva de rendimientos. De acuerdo con Galbraith y Tkacz (2000), dicha relación asimétrica depende de la posición relativa de la pendiente de la curva de rendimientos con respecto a un determinado umbral. Tkacz (2001) utiliza modelos de redes neuronales y encuentra que los modelos no lineales, utilizados para analizar la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto, son mejores que los modelos lineales en términos de un menor error de pronóstico. En la misma línea, Venetis et al. (2003) muestran que la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el crecimiento de la producción depende de si dicha pendiente se encuentra por debajo o por encima de un umbral determinado. Estos autores utilizan modelos no lineales de transición suave que permiten la no linealidad de cambio de régimen y situaciones de parámetros variables en el tiempo. De acuerdo con Venetis et al. (2003), existe un quiebre estructural en la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica para EUA, Canadá y el Reino Unido, que parece estar relacionada con un cambio en las preferencias de

curva de rendimientos supera a las demás variables al mostrar el mejor desempeño predictivo en un rango de horizontes entre dos y ocho trimestres adelante. En la misma línea, Johansson y Meldrum (2018) examinan las predicciones de varios modelos sobre la probabilidad de una recesión a corto plazo en EUA. Estos autores muestran que la probabilidad de recesión predicha para 2018 es menor si se extiende el modelo para tener en cuenta más información de la curva de rendimientos o de los diferenciales de bonos corporativos. En línea con Favara et al. (2016), estos autores encuentran que la prima del bono en exceso de Gilchrist y Zakrajšek (2012), es decir, el componente de los diferenciales de bonos corporativos en exceso de una estimación de la compensación por las pérdidas por impago esperadas, se asocia positivamente a la probabilidad de una recesión futura. Rosenberg y Maurer (2008) muestran que las expectativas de las tasas de interés a corto plazo en el futuro (es decir, el primer componente de la pendiente de la curva de rendimientos) es un indicador adelantado de las recesiones de EUA, mientras que el segundo componente, la prima por plazo, no lo es. En un contexto internacional, Gerlach y Bernard (1998) muestran que la capacidad de la pendiente de la curva de rendimientos para predecir recesiones parece ser mayor en algunos países. Según los autores, este hecho puede estar relacionado con las diferencias en la regulación de los mercados financieros, lo que puede implicar que la curva de rendimientos no refleje de manera precisa las expectativas de los participantes en los mercados financieros con respecto a la actividad económica futura. Pasa el caso de México, Castellanos y Camero (2003) y Reyna et al. (2009) también destacan la utilidad de la curva de rendimientos para predecir contracciones económicas en un horizonte de hasta un año.

la política monetaria. Duarte et al. (2005) analizan la relación entre la curva de rendimientos y el crecimiento del producto a través de modelos de regresión lineal y no lineal en la zona del euro. Estos autores encuentran que dicha relación está sujeta a no linealidades con respecto al tiempo y el crecimiento pasado de la producción.

Este trabajo contribuye a la literatura tradicional sobre la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura en varios aspectos. Primero, la metodología empleada en este trabajo permite capturar una no linealidad en la que la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica depende de la prima por plazo. En particular, se estima un modelo de umbral en el que dicha relación depende de si la prima por plazo se encuentra por encima o por debajo de un umbral determinado. También se utiliza un modelo de umbral para analizar el poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos sobre la probabilidad de enfrentar una contracción económica futura. Hasta donde sabemos, este es el primer trabajo que examina si el poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos depende de si la prima por plazo se encuentra por debajo o por encima de un umbral determinado en cada período en particular. Adicionalmente, este es el primer estudio que investiga una relación no lineal entre la pendiente de la curva de rendimientos y el crecimiento del producto en México. Si la prima por plazo se ubica en niveles relativamente bajos, la curva de rendimientos puede invertirse con un pequeño ajuste a la baja en las tasas de interés de corto plazo esperadas. Una menor prima por plazo también se asocia con un mayor anclaje de las expectativas de inflación, reduciendo el impacto de choques inflacionarios sobre dichas expectativas. Al afectar solo a las tasas de corto plazo, estos choques reducen la pendiente de la curva de rendimientos y no tienen efectos reales futuros, debilitando así el poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos. Por lo tanto, es importante analizar el papel que tiene la prima por plazo en la relación entre la actividad económica y la pendiente de la curva de rendimientos.

En segundo lugar, este trabajo se centra en la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica en México. La mayoría de la literatura empírica sobre el poder predictivo de la curva de rendimientos se ha centrado en los países avanzados. En este sentido, este trabajo contribuye a la literatura aportando evidencia reciente para el caso

de una economía emergente como México, que durante el período de análisis experimentó un desarrollo significativo de los mercados financieros (Sidaoui y Ramos-Francia, 2008).[7] De hecho, cálculos propios con datos del Fondo Monetario Internacional muestran que, en los últimos veinte años, México fue el país con mayor inversión en valores gubernamentales por parte de no residentes entre las economías emergentes.[8] El análisis es de 2004 a 2019 y, por lo tanto, permite analizar un período posterior a la adopción del régimen de objetivos de inflación en 2001. El período de análisis es más largo en comparación con estudios previos para México (Castellanos y Camero, 2003; Reyna et al., 2009), que fueron limitados debido a que el bono a 10 años se empezó a emitir desde 2001. De acuerdo con Gaytán y González García (2007), el mecanismo de transmisión de la política monetaria pareció presentar un cambio estructural después de 2001. Esto es relevante dado que, para EUA y otras economías avanzadas, Estrella y Mishkin (1997), Bordo y Haubrich (2004), Feroli (2004) y Estrella (2005) encuentran que la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura puede depender de la credibilidad del banco central, el régimen monetario y el grado de aversión del hacedor de política con respecto a las desviaciones de la inflación de su objetivo. Con respecto a esto último, en este trabajo también se analiza la estabilidad del poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos a través de un enfoque de regresión con ventanas móviles. Hasta donde sabemos, este también es el primer trabajo que examina la estabilidad de la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto en una economía emergente.

Los principales resultados indican que la pendiente de la curva de rendimientos parece anticipar el comportamiento de la actividad económica solo cuando la prima por plazo se encuentra por encima de un umbral. Del mismo modo, se encuentra que la pendiente de la curva de rendimientos tiene poder predictivo sobre la probabilidad de enfrentar una contracción en

[7] De acuerdo con Cortés Espada et al. (2009), después de la adopción de un régimen de objetivos de inflación en 2001, el entorno macroeconómico mexicano ha presentado mayor estabilidad debido a un nivel de inflación bajo y estable. Este hecho, junto con importantes desarrollos regulatorios, ha permitido que la economía experimente un desarrollo significativo de los mercados financieros, en particular, los mercados primario y secundario de deuda de diferentes vencimientos del sector público.

[8] De manera similar, un estudio realizado por Emerging Markets Traders Association muestra que, en el último año, el volumen de negociación de títulos de deuda mexicanos fue el más alto entre los mercados emergentes (Murno, 2019).

el futuro solo cuando la prima por plazo está por encima de un umbral. El valor estimado de dicho umbral depende del horizonte de pronóstico y la medida de la actividad económica. Por lo tanto, los resultados sugieren que la señal asociada con una reducción en las tasas de interés de largo plazo depende del nivel de la prima por plazo. En otras palabras, cuanto mayor sea la prima por plazo, mayor será la reducción de las expectativas de los tipos de interés a corto plazo que se requerirá para que la pendiente de la curva de rendimientos se torne negativa, lo que en efecto sugeriría un mayor riesgo de una reducción en la actividad económica. Adicionalmente, los resultados también parecen respaldar la existencia de variación temporal en la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la producción en México durante el período 2001-2019. Aunque la muestra es relativamente pequeña, los resultados del modelo lineal, a través de un enfoque de regresión con ventanas móviles, muestran que la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto parece debilitarse a través del tiempo.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera. En la Sección 2 se describen los datos. En la Sección 3 se describen los modelos econométricos utilizados para determinar si la pendiente de la curva de rendimientos tiene poder predictivo sobre la actividad económica. Los resultados de la estimación se reportan y se discuten en la Sección 4, mientras que las observaciones finales se presentan en la Sección 5.

2. Los Datos

2.1. Descripción de los Datos

Se utilizan datos agregados mensuales para la economía mexicana para el período 2004:M1-2019:M12. La variable dependiente en el modelo de umbral es el producto real (Y_t),[9] mientras que la variable predictora de interés es la pendiente de la curva de rendimientos, medida como la diferencia entre la tasa de interés de bonos gubernamentales a 10 años (i_t^{10y}) y la tasa de

[9] En particular, se utiliza el indicador global de la actividad económica (IGAE) como la variable de producción. La correlación entre esta variable y el PIB de México es de 0.99.

interés de los Certificados de la Tesorería de la Federación a 3 meses, CETES, (i_t^{3m}).[10] Entre las variables de control se incluyen la tasa de fondeo real (r_t), la pendiente de la curva de rendimientos de EUA, medida como la diferencia entre la tasa de los bonos del Tesoro a diez años y la tasa de los bonos del Tesoro a tres meses, $(i_t^{*10y} - i_t^{*3m})$, y el producto rezagado. Las variables de control fueron seleccionadas siguiendo estudios previos sobre la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica, incluyendo Estrella y Hardouvelis (1991), Plosser y Rouwenhorst (1994), Estrella y Mishkin (1997), Dotsey (1998), Hamilton y Kim (2002), entre otros.

El IGAE desestacionalizado se incluye como una medida de la actividad económica mexicana. Este indicador emplea la metodología y el marco conceptual de las cuentas nacionales, en particular, el PIB. Adicionalmente, el IGAE se encuentra disponible en frecuencia mensual, lo que permite tener una muestra más amplia.[11]

Siguiendo la mayor parte de la literatura, la pendiente de la curva de rendimientos se mide como la diferencia entre la tasa de interés de bonos gubernamentales a 10 anos i_t^{10y} y la tasa de interés de CETES a 3 meses i_t^{3m}. La pendiente de la curva de rendimientos es una valiosa herramienta de pronóstico, particularmente en un contexto en el que las estimaciones de la producción final se publican con cierto rezago. Teniendo en cuenta que las mediciones del IGAE reflejan la evolución a lo largo de todo el mes y no simplemente en un momento dado, se utiliza el promedio mensual de la pendiente de la curva de rendimientos en lugar de un valor puntual como los valores de fin de mes. Adicionalmente, considerando que México ha emitido bonos a 10 años desde 2001, los datos para i_t^{10y} están disponibles a partir de

[10] Los CETES son deuda emitida por el Gobierno Federal a través del Ministerio de Hacienda y el Banco Central de México, Banco de México. Siguiendo a Estrella et al. (2003), Ang et al. (2006) y Mehl (2009), entre otros, se utilizan tasas de interés cupón cero para todos los vencimientos con el fin de obtener tasas de interés comparables, ya que cada bono paga cupones diferentes para cada vencimiento.

[11] Este indicador está sujeto a revisiones. De acuerdo con Orphanides (2001), el efecto de la política monetaria sobre el producto basado en datos en tiempo real puede ser diferente al obtenido con datos revisados. No obstante, aunque sería de interés analizar la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto utilizando datos en tiempo real, esta información no está disponible para México. Dada la falta de disponibilidad de datos en tiempo real, y considerando que el enfoque de este trabajo es analizar lo que realmente sucede con la actividad económica, no los anuncios preliminares de su estado, se utilizan datos revisados en las estimaciones. Adicionalmente, Croushore y Evans (2006) encuentran que la respuesta estimada del producto ante un choque de política monetaria no parece depender en gran medida del uso de datos en tiempo real o revisados ex post en el análisis mediante modelos VAR.

2001:M12, por lo que la pendiente de la curva de rendimientos se puede calcular a partir de esta fecha. Esto permite analizar un período posterior a la adopción del régimen de objetivos de inflación en 2001. Gaytán y González García (2007) encuentran que el mecanismo de transmisión de la política monetaria pareció presentar un cambio estructural después de este período. Como se mencionó anteriormente, el papel de la política monetaria en la explicación de la capacidad predictiva de la pendiente de la curva de rendimientos ha sido ampliamente documentado. En particular, de acuerdo con Bordo y Haubrich (2004), los regímenes con alta credibilidad (baja persistencia de la inflación) tienden a tener menor predictibilidad de la pendiente de la curva de rendimientos.

Se utiliza la prima por plazo promedio de un bono a 10 años θ_t obtenida por Aguilar-Argaez et al. (2020) a partir de tres metodologías diferentes. En particular, de acuerdo con la hipótesis de expectativas, la tasa de interés de largo plazo i_t^n para un bono con vencimiento n se determina por el promedio de las tasas de interés de corto plazo esperadas durante los próximos n periodos, más una prima por plazo. Por lo tanto, estos autores utilizan esta relación para estimar la prima por plazo de un bono mexicano a 10 años como el residual entre la tasa de interés del bono gubernamental a 10 años i_t^{10} y el promedio de las tasas de interés a 3 meses esperadas durante los próximos diez años. No obstante, dado que la expectativa de la tasa de interés de corto plazo futura es una variable no observable, Aguilar-Argaez et al. (2020) utilizan tres enfoques cuantitativos para estimarla, los cuales están sujetos a incertidumbre estadística. En particular, utilizan dos modelos afines de la estructura temporal de tasas de interés, uno similar al de Adrian et al. (2013) y el otro en linea con Kim y Wright (2005), además del promedio de los swaps de la tasa de interés interbancaria de equilibrio con vencimientos de 1, 3, 5, 7 y 10 años. Un supuesto clave de los dos modelos afines, a partir de ahora ACM y KW respectivamente, es el de no arbitraje, que es una condición necesaria para un equilibrio en los mercados financieros. Las diferencias entre los dos modelos afines se encuentran en los factores considerados, el método de estimación, el período de estimación y la información incluida en el modelo.[12] El modelo ACM tiene cinco factores observables,

[12]Más detalles sobre la prima por plazo, su evolución y estimación para los bonos mexicanos se presentan en Aguilar-Argaez et al. (2020), Carrillo et al. (2018) y Banco de México (2019a).

que se utilizan como una proxy para el nivel, la pendiente, la curvatura, los rendimientos en exceso implícitos, y la prima por plazo de la curva de rendimientos. Este modelo se estima a través de MCO y componentes principales de 2004 a 2019, con datos sobre los rendimientos de los bonos gubernamentales con vencimientos de 1 a 120 meses. Por el contrario, el modelo KW contiene tres factores latentes, que se correlacionan con el nivel, la pendiente y la curvatura de la curva de rendimientos (Tang y Xia, 2007).[13] Este modelo se estima a través de máxima verosimilitud y el filtro de Kalman de 2002 a 2019, con datos sobre los rendimientos de los bonos gubernamentales con vencimientos de 1, 3, 6, 12, 24, 36, 60, 84 y 120 meses. Por otro lado, el promedio de swaps considera las expectativas de los agentes económicos sobre la tasa de interés de corto plazo en diferentes horizontes extraída de los instrumentos financieros. Aunque la dinámica de la expectativa promedio obtenida a partir de cada una de las metodologías varía en nivel, en general, presentan tendencias similares. De acuerdo con Carrillo et al. (2018), el nivel de dicha expectativa promedio en los modelos afines puede diferir debido a que los factores transitorios parecen afectar relativamente más al modelo ACM. Teniendo en cuenta que los datos del rendimiento de los bonos para algunos vencimientos están disponibles a partir de 2004:M1, la muestra está limitada a partir de esta fecha.

Siguiendo a Estrella y Hardouvelis (1991), Plosser y Rouwenhorst (1994), Estrella y Mishkin (1997), Dotsey (1998) y Hamilton y Kim (2002), entre otros, quienes han analizado si la pendiente de la curva de rendimientos contiene información adicional más allá de la contenida en la política monetaria, se utiliza la tasa de fondeo interbancaria real ex ante r_t como un indicador de la postura de la política monetaria. Es ampliamente aceptado que la política monetaria puede influir sobre la pendiente de la curva de rendimientos a través de sus efectos sobre las tasas de interés de corto plazo actuales y esperadas. Como lo explican Estrella y Mishkin (1997), las tasas de largo plazo están determinadas por muchos otros factores, incluidas las expectativas de inflación de largo plazo y la actividad económica real. La tasa de fondeo interbancaria es equivalente a la tasa de fondos federales de EUA. En particular,

[13] Como se explica en Dewachter y Lyrio (2006), el factor de nivel puede representar las expectativas de inflación de largo plazo de los inversores. A su vez, el factor de pendiente captura el panorama económico actual, mientras que el factor de curvatura refleja la postura de la política monetaria (Rosenberg y Maurer, 2008).

se utiliza el promedio mensual de la tasa de fondeo interbancaria a un día. La tasa real r_t se calcula como la tasa nominal i_t menos la tasa de inflación esperada a un año. A su vez, la tasa de inflación esperada se obtiene de la Encuesta sobre las Expectativas de los Especialistas en Economía del Sector Privado publicada por el Banco de México.[14]

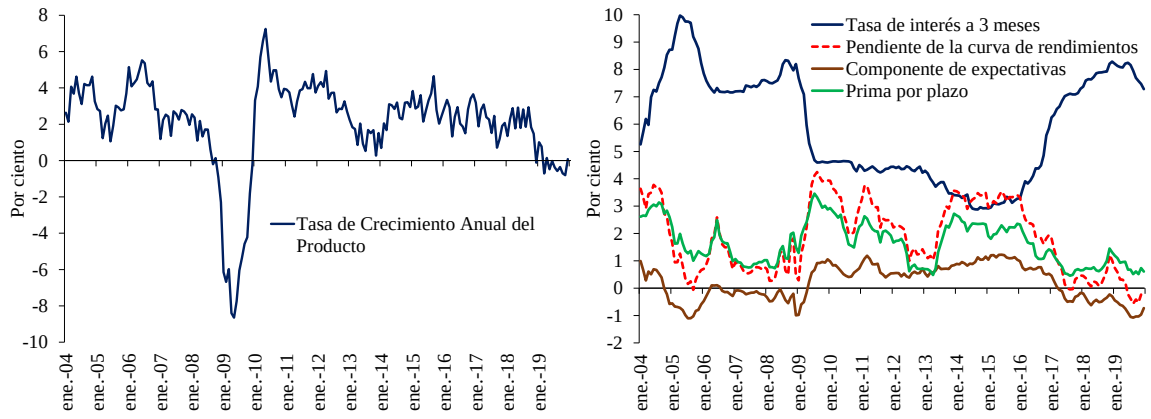
Finalmente, siguiendo Plosser y Rouwenhorst (1994), Gerlach y Bernard (1998) and Mehl (2009), entre otros, se considera la existencia de vínculos financieros internacionales al incluir la pendiente de la curva de rendimientos de EUA. Dicha pendiente $i_t^{*10y} - i_t^{*3m}$ se mide como la diferencia entre la tasa de interés de los bonos del Tesoro a diez años y la tasa de interés de los bonos del Tesoro a tres meses. De acuerdo con Mehl (2009), el poder predictivo de esta variable puede atribuirse a varios factores, como el gran tamaño de la demanda externa por parte de EUA o el amplio desarrollo de los mercados de títulos de deuda estadounidenses. La series de Y_t, i_t^{10y}, i_t^{3m}, la tasa de fondeo interbancaria y los tipos de interés a diferentes vencimientos se obtienen del Banco de México, mientras que i_t^{*10y} y i_t^{*3m} se obtienen de la Reserva Federal de los EUA.

2.2. Evolución de la Pendiente de la Curva de Rendimientos y de la Actividad Económica

En esta sección se analizan las series de tiempo del producto, la pendiente de la curva de rendimientos, medida como la diferencia entre la tasa de interés de bonos gubernamentales a 10 años y la tasa de interés de CETES a 3 meses, y los dos componentes de dicha pendiente: la prima por plazo y el componente de expectativas. El componente de expectativas se calcula como la diferencia entre el promedio de las tasas de interés a tres meses esperadas durante los próximos diez años, como se explicó en la sección anterior, y la tasa de interés a tres meses actual.[15] La Figura 1 muestra el comportamiento histórico de estas variables para el período

[14] Capistran et al. (2010) encuentra que los pronósticos de inflación tomados a partir de la Encuesta sobre las Expectativas de los Especialistas en Economía del Sector Privado publicada por el Banco de México, superan a los pronósticos de referencias tradicionales tales como, modelos de series de tiempo univariados y multivariados.

[15] De acuerdo con la hipótesis de expectativas, las tasas de interés de largo plazo se determinan por el promedio de las tasas de interés de corto plazo actuales y esperadas, más una prima por plazo. Es decir, $i_t^n = \frac{1}{n}\sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 + \theta_t$, donde i_t^n denota la tasa de interés de largo plazo, i_t^1 es la tasa de interés a corto plazo y θ_t representa la prima por plazo. Por lo tanto, la pendiente de la curva de rendimientos puede obtenerse como $i_t^n - i_t^1 =$



a) b)

Figura 1: Series de Tiempo

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México.
Notas: El indicador global de actividad económica (IGAE) se utiliza como variable de producción. El componente de expectativas se estima como la diferencia entre el promedio de las tasas de interés esperadas de las letras del Tesoro mexicano, CETES, a tres meses durante los próximos diez años y la tasa de interés actual de CETES a 3 meses. La prima por plazo se estima como el residual entre la tasa de interés del bono gubernamental a 10 años y el promedio de las tasas de interés esperadas de CETES a tres meses durante los próximos diez años. La pendiente de la curva de rendimientos se mide como la diferencia entre la tasa de interés del bono gubernamental a 10 años y la tasa de interés de CETES a tres meses.

2004-2019.

La Figura 1a) representa la tasa de crecimiento anual de la producción. Durante 2004-2007, la tasa de crecimiento promedio de la producción fue del 3.19 %. Como puede observarse, el crecimiento de la producción mexicana fue negativo desde finales de 2008 hasta finales de 2009, como respuesta a la disminución de la demanda externa debida a la recesión mundial. La actividad económica mexicana comenzó a recuperarse en 2010, pero fue nuevamente afectada por la crisis de la deuda soberana europea y los efectos de la escasez de gas natural en 2013 (Alcaraz y Villalvazo, 2017). Posteriormente, de 2014 a 2018 la actividad económica presentó estabilidad relativa debido principalmente a una mayor demanda externa. La debilidad de la actividad económica nacional durante 2019 reflejó tanto los efectos del menor dinamismo de la actividad industrial en EUA sobre las exportaciones, como los

$\left(\frac{1}{n}\sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 - i_t^1\right) + \theta_t$, donde el primer término del lado derecho denota el componente de expectativas.

efectos de la incertidumbre externa e interna sobre la inversión y el consumo.[16]

La Figura 1b) muestra la tasa de interés a 3 meses, la pendiente de la curva de rendimientos, medida como la diferencia entre a tasa de interés de bonos gubernamentales a 10 años y la tasa de interés de CETES a 3 meses, el componente de expectativas y la prima por plazo. Por construcción, la pendiente de la curva de rendimientos sigue de cerca los movimientos de la prima por plazo y del componente de expectativas, el cual es considerablemente influenciado por la tasa de interés a 3 meses y, por lo tanto, por la postura de la política monetaria.[17]

Como se puede observar en la Figura 1b), la prima por plazo alcanzó niveles relativamente altos durante la crisis financiera global. Posteriormente, durante la implementación de políticas monetarias no convencionales adoptadas por las economías avanzadas para estimular la economía, la prima por plazo presentó una tendencia a la baja, al alcanzar niveles históricamente bajos en abril de 2013. Durante el "Taper Tantrum", episodio que comenzó cuando la Reserva Federal anunció en mayo de 2013 una posible reducción anticipada de las políticas monetarias no convencionales, la prima por plazo presentó un importante ajuste al alza, asociado principalmente al aumento de la prima por plazo en EUA, la volatilidad de los mercados financieros internacionales, que impactó a las economías emergentes, y el aumento de la compensación real en México debido a menores flujos de capital.[18] Finalmente, la prima por plazo aumentó en noviembre de 2018, lo que parece estar asociado con la cancelación de algunos proyectos de infraestructura en México y condiciones financieras más apretadas (Aguilar-Argaez et al., 2020).

En cuanto a las demás variables, en 2004 y 2005, el Banco de México aumentó la tasa de interés para hacer frente a las presiones por el lado de la oferta que impactaron a los

[16] Más detalles sobre estas fuentes de incertidumbre externa e interna se presentan en Banco de México (2019b).

[17] La tasa de política monetaria y la tasa de interés a 3 meses se siguen muy de cerca. De hecho, la correlación entre estas tasas es de 0.99.

[18] De acuerdo con la literatura, la dinámica de la prima por plazo puede explicarse principalmente por medio de la prima por plazo real y de la prima por riesgo inflacionario (Abrahams et al., 2016; Bauer, 2017; Bernanke, 2015). Así, una caída de la prima por plazo podría ser consecuencia, por ejemplo, de una mejora de la incertidumbre de los inversores sobre la productividad a largo plazo o por unas expectativas de inflación mejor ancladas (Rosenberg y Maurer, 2008). Adicionalmente, la prima por plazo de los EUA, que puede interpretarse como un factor de riesgo global para las economías emergentes, también parece ser un determinante importante de las tasas de interés a largo plazo en dichas economías (Albagli et al., 2019) y, por lo tanto, podría explicar la dinámica de la prima por plazo en México (Banco de México, 2019a).

precios, mientras que en 2006 la tasa de interés se redujo debido a un entorno de inflación estable. Como se muestra en la Figura 1b), lo primero se asoció con una disminución del componente de expectativas, dado un aumento de la tasa de interés a tres meses, y, por lo tanto, un aplanamiento de la curva de rendimiento, lo que dio lugar a una curva invertida en septiembre de 2005. A su vez, la reducción de la tasa de política monetaria en 2006 se relacionó con un incremento del componente de expectativas y, por lo tanto, con un aumento de la pendiente, que alcanzó su punto máximo en junio del mismo año.

A su vez, en 2007 y 2008, las condiciones monetarias se apretaron para hacer frente a las presiones inflacionarias resultantes del aumento de los precios de los productos básicos. Como se puede ver en la Figura 1b), mientras que el componente de expectativas parece mostrar una tendencia decreciente durante este período, la pendiente de la curva de rendimientos se mantiene en niveles positivos. Este hecho parece explicarse por el comportamiento de la prima por plazo. En 2009, dada la contracción de la producción, la tasa de interés objetivo se redujo a 4.5 %. El aumento de la prima por plazo asociado a la crisis financiera mundial explica, en parte, el alto valor de la pendiente de la curva de rendimientos. La tasa de interés se mantuvo en 4.5 % en un entorno de inflación estable y mejor percepción del riesgo país. Durante este período, la pendiente de la curva de rendimientos mostró una tendencia a la baja. No obstante, en 2013 la tasa de interés se redujo cuando la economía experimentó una desaceleración de la demanda interna y externa. La pendiente de la curva de rendimientos aumentó durante este período, en parte, como resultado del aumento de la prima por plazo durante el Taper Tantrum.

Finalmente, desde finales de 2014, la economía mexicana se vio afectada por diversos choques que impactaron significativamente la inflación. Así, de diciembre de 2015 a diciembre de 2018, el Banco de México aumentó el objetivo para la tasa de interés de 3 % a 8.25 %. Una vez más, como se muestra en la Figura 1b), esto coincidió con una disminución de la prima por plazo y un aplanamiento de la curva de rendimientos, lo que dio lugar a una curva invertida de julio de 2017 a septiembre de 2017. No obstante, a pesar de los aumentos graduales en la tasa de interés, la pendiente de la curva de rendimientos continuó siendo positiva desde finales de 2017 hasta mediados de 2019, alcanzando un punto máximo local en

noviembre de 2018. Este hecho se relacionó nuevamente con el nivel de la prima por plazo. Finalmente, durante los últimos meses, la pendiente de la curva de rendimientos se tornó negativa, mientras que la prima por plazo se mantuvo en niveles bajos.

2.3. Análisis Preliminar

La Figura 2 representa la pendiente de la curva de rendimientos, la prima por plazo y el crecimiento de la producción para un horizonte de 12 meses adelante. Esta figura parece ilustrar que la pendiente de la curva de rendimientos sigue la realización futura del crecimiento de la producción relativamente bien durante algunos episodios, especialmente durante el período posterior a la recesión global. No obstante, cabe resaltar que, aproximadamente desde finales de 2004 hasta principios de 2009, y a partir de 2017, con algunas excepciones, la asociación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto es menos clara. Al mismo tiempo, la prima por plazo fue relativamente baja durante una parte importante de estos períodos. Este hecho parece sugerir que podría existir una relación no lineal entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica. De hecho, como el análisis preliminar lo sugiere, esta relación no lineal podría depender de la prima por plazo. Con respecto a este último punto, es importante resaltar que si la prima por plazo se ubica en niveles bajos, la curva de rendimientos puede invertirse con un pequeño ajuste a la baja en las tasas de interés de corto plazo esperadas. En este contexto, en principio, se puede argumentar que este movimiento tendría menos poder predictivo para anticipar una reducción de la actividad económica.

La Figura 3 presenta las correlaciones dinámicas entre la pendiente de la curva de rendimientos y la tasa de crecimiento anual de la producción. Consistente con la evidencia para EUA, Alemania y el Reino Unido, como se muestra en Wheelock y Wohar (2009), altos niveles de la pendiente hoy se asocian con altos valores del producto en el futuro. Estas correlaciones son estadísticamente significativas. Las más altas correlaciones ocurren entre la pendiente de la curva de rendimientos actual y la tasa de crecimiento anual de la producción de 8 a 28 meses adelante.

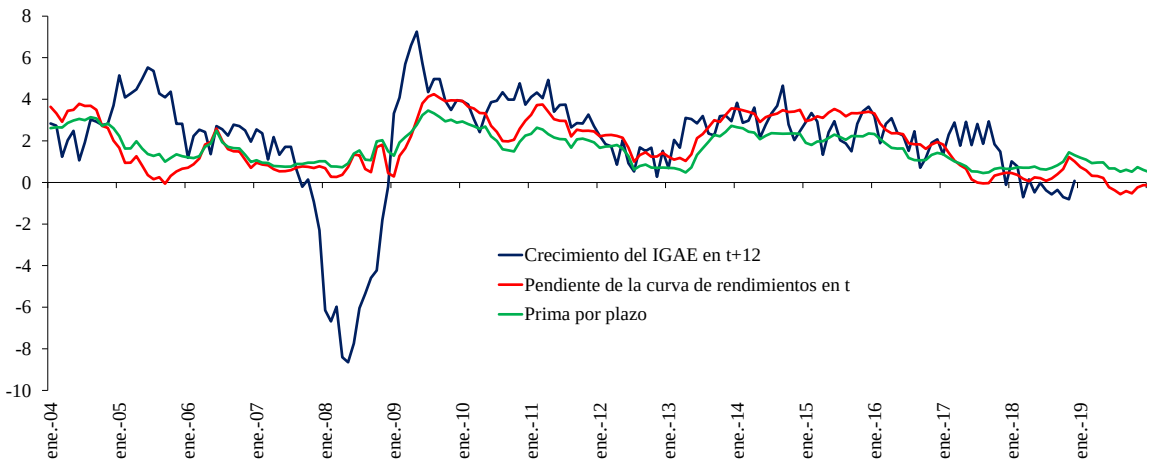


Figura 2: Pendiente de la Curva de Rendimientos, Prima por Plazo y Crecimiento del IGAE 12 Meses Adelante

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México.

Notas: La pendiente de la curva de rendimientos se mide como la diferencia entre la tasa de interés del bono gubernamental a 10 años y la tasa de interés de CETES a tres meses. La prima por plazo se estima como el residual entre la tasa de interés del bono gubernamental a 10 años y el promedio de las tasas de interés esperadas de CETES a tres meses durante los próximos diez años.

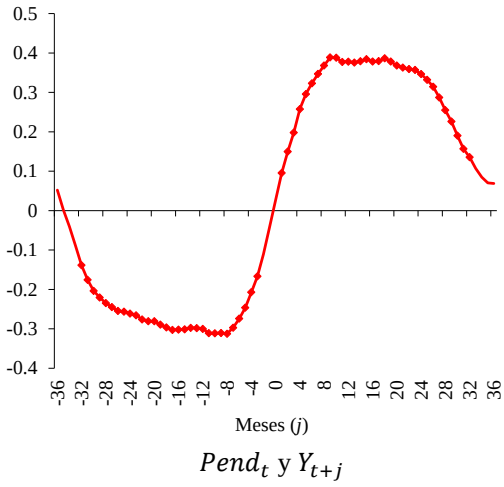


Figura 3: Correlaciones Dinámicas

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México.

Notas: $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos y Y_{t+j} es la tasa de crecimiento anual de IGAE. Los cuadrados sólidos indican una correlación significativa al 10 %. La muestra va de 2004:M1 a 2019:M12.

	H_o: Pendiente $\not\Rightarrow$ Crecimiento		H_o: Crecimiento $\not\Rightarrow$Pendiente	
Rezagos	χ^2	p-valor	χ^2	p-valor
1	7.30	0.01	0.01	0.94
4	12.39	0.01	7.14	0.13
12	26.89	0.01	11.54	0.48

Tabla 1: Prueba de Causalidad de Granger

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México.
Notas: Las variables utilizadas en el modelo VAR son el crecimiento del IGAE y la pendiente de la curva de rendimientos, medida como la diferencia entre la tasa de interés del bono gubernamental a 10 años y la tasa de interés de CETES a tres meses. La muestra va de 2004:M1 a 2019:M12.

Para examinar un poco más a fondo la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el crecimiento de la producción, se examina la causalidad en el sentido de Granger entre esas dos variables. Esta prueba mide la capacidad de predecir los valores futuros de una variable utilizando los valores previos de la otra variable. Las dos hipótesis nulas son (a) que la pendiente de la curva de rendimientos no causa en el sentido de Granger el crecimiento de la producción y (b) que el crecimiento de la producción no causa en el sentido de Granger la pendiente de la curva de rendimientos. La prueba se basa en un modelo VAR para el crecimiento de la producción y la pendiente de la curva de rendimientos. Los resultados de la prueba de causalidad de Granger se presentan en la Tabla 1. El número de rezagos se elige mediante el criterio de información Bayesiano (1 rezago) y el criterio de información de Akaike (4 rezagos). También se consideran 12 rezagos debido a que es una práctica común para datos en frecuencia mensual. Como puede observase, la primera hipótesis se rechaza al nivel del 5 por ciento, mientras que la segunda no puede ser rechazada en ninguno de los niveles convencionales de significancia. La combinación de estos resultados sugiere una causalidad unidireccional de Granger de la pendiente de la curva de rendimientos hacia el crecimiento de la producción.

En general, el análisis preliminar parece indicar que altos niveles de la pendiente de la curva de rendimientos parecen ir seguidos de altos niveles del crecimiento de la producción. Sin embargo, como se muestra en la Figura 2, la relación entre la pendiente de la curva de

rendimientos y la producción es menos clara en algunos períodos en los que la prima por plazo es relativamente baja. Motivados por esta cuestión y el hecho de que algunos autores, como Greenspan (2005) y Werner (2006), han argumentado que la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica puede depender de otras variables como la prima por plazo, en la siguiente sección se presenta un modelo de umbral que captura la relación no lineal entre estas variables.

3. Metodología

Esta sección describe los modelos econométricos utilizados para analizar la relación entre la actividad económica y la pendiente de la curva de rendimientos. La Sección 3.1 presenta un modelo lineal que se utiliza para determinar, a través de un enfoque de regresión con ventanas móviles, si el poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos sobre la actividad económica ha cambiado en el tiempo. La Sección 3.2 describe el modelo de umbral utilizado para examinar si la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la producción depende de la prima por plazo. Por último, la Sección 3.3 describe los modelos probit utilizados para analizar la utilidad de la pendiente de la curva de rendimientos para predecir contracciones económicas, y si este poder predictivo depende de la prima por plazo.

3.1. Modelo Lineal

Para determinar si la pendiente de la curva de rendimientos tiene poder predictivo sobre la actividad económica mexicana y también para analizar dicho poder predictivo en el tiempo, inicialmente se estima un modelo lineal para la economía mexicana a través de un enfoque de regresión con ventanas móviles. Siguiendo estudios previos, tales como Estrella y Hardouvelis (1991), Estrella y Mishkin (1997), Haubrich y Dombrosky (1996), Bonser-Neal y Morley (1997), Kozicki (1997), Dotsey (1998) y Hamilton y Kim (2002), se utiliza la siguiente regresión para examinar la predictibilidad de la pendiente de la curva de rendimientos sobre la

actividad real:

$$Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t + \varepsilon_t \tag{1}$$

donde $Y_{t,t+k}$ es el crecimiento acumulado anualizado del IGAE para los siguientes k meses, definido como $Y_{t,t+k} = \left(\frac{1200}{k}\right)\left[\log \frac{y_{t+k}}{y_t}\right]$, donde y_t es el IGAE en el mes t, $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, definida como la diferencia entre la tasa de interés de bonos gubernamentales a 10 años i_t^{10y} y la tasa de interés de CETES a 3 meses i_t^{3m}, y ε_t es un término de error.[19] Incluir valores contemporáneos de la pendiente de la curva de rendimientos y valores futuros de la actividad real permite abordar las preocupaciones con respecto a la simultaneidad entre ambas variables. Adicionalmente, como se explicó en la sección previa, la prueba de causalidad de Granger sugiere causalidad unidireccional desde la pendiente de la curva de rendimientos hacia el crecimiento de la producción. A través de un enfoque de regresión con ventanas móviles, la estimación de MCO de la Eq. (1) se repite con una ventana de ancho fijo de 72 meses.[20] Con el punto de inicio y el punto final moviéndose hacia adelante un mes cada vez, las regresiones con ventana de ancho fijo corren desde el punto de inicio hasta el punto final del tamaño completo de la muestra.[21]

Adicionalmente, también se utiliza el crecimiento de la producción año a año para un horizonte de k meses en el futuro como una medida alternativa de la actividad real. De este manera, la variación porcentual marginal anualizada de la producción del mes $t+k-12$ al mes futuro $t+k$ es definida como $Y_{t+k-12,t+k} = 100\left[\log \frac{y_{t+k}}{y_{t+k-12}}\right]$. Por lo tanto, mientras que la medida acumulada considera el cambio en la producción a lo largo de todo el horizonte, es decir, de t a $t+k$, la medida marginal se centra en el cambio en la producción durante los

[19] Aunque los coeficientes α_0 y α_1 dependen del horizonte k, estos no están indexados para facilitar la notación.

[20] Una ventana de 6 años permite considerar un ciclo económico completo en México, el cual tiene una duración promedio de 60 a 63 meses (Antón, 2011). Bordo y Haubrich (2004), por ejemplo, también utilizan esta ventana de ancho fijo en su análisis. También se estima el modelo utilizando una ventana de 8 años como prueba de robustez. No obstante, cualitativamente, los resultados fueron muy similares. Los resultados se reportan en la Figura A.1 del Apéndice.

[21] Por ejemplo, para un horizonte de 12 meses adelante, el primer coeficiente se estima mediante una regresión entre la variación anual del IGAE, correspondiente al período de 2002:M12 a 2008:M11, y la pendiente de la curva de rendimientos para el período de 2001:M12 a 2007:M11. El segundo coeficiente se estima mediante una regresión entre la variación anual del IGAE, para el período de 2003:M1 a 2008:M12, y la pendiente de la curva de rendimientos para el período 2002:M1 a 2007:M12. Este ejercicio se repite hasta obtener el último coeficiente correspondiente a una regresión entre la variación anual del IGAE para el período 2014:M1 a 2019:M12 y la pendiente de la curva de rendimientos para el período 2013:M1 a 2018:M12.

últimos 12 meses de ese horizonte, es decir, de $t+k-12$ a $t+k$. Note que ambas medidas son exactamente iguales para un horizonte de 12 meses en el futuro. Aunque la medida de crecimiento acumulado ha sido utilizada por la mayor parte de la literatura, relacionada con la predictibilidad de la pendiente de la curva de rendimientos sobre la actividad real, también es de interés, como en Estrella y Hardouvelis (1991), Plosser y Rouwenhorst (1994), Kozicki (1997), Dotsey (1998) y Hamilton y Kim (2002), considerar esta medida alternativa.

El horizonte de pronóstico k es para 6, 12 y 24 meses adelante. El traslape de la variable dependiente genera un error de promedio móvil que no afecta la consistencia de los coeficientes de regresión de MCO, pero sí afecta la consistencia de los errores estándar de MCO. Por lo tanto, para inferencias correctas, se utiliza el método de Newey West (1987) para ajustar los errores estándar de MCO. El rezago utilizado para obtenerlos es determinado a su vez calculando: $l = \left\lfloor (4 \times (T/100)^{2/9}) \right\rfloor$, donde T denota la longitud de la serie de tiempo.

3.2. Modelo de Umbral

Para investigar si la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura depende de la prima por plazo, se estima un modelo de umbral siguiendo el enfoque utilizado por Galbraith y Tkacz (2000) y Duarte et al. (2005) para analizar si esta relación depende de la pendiente de la curva de rendimientos o del crecimiento de la producción.[22] En particular, se relaja el supuesto de linealidad en los parámetros para permitir que el coeficiente de la pendiente de la curva de rendimientos varíe entre los estados. Dichos estados se definen en términos del nivel de la prima por plazo. Como tal, la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la producción dependerá de si, en cada período en particular, la prima por plazo se encuentra por debajo o por encima de un umbral estimado.

[22] Un enfoque alternativo seguido por Venetis et al. (2003), por ejemplo, consiste en modelos no lineales de transición suave (STR) que permiten un ajuste suave entre los dos estados. No obstante, como una primera aproximación para el caso mexicano, se utiliza un modelo discreto de dos regímenes similar al de Galbraith y Tkacz (2000) y Duarte et al. (2005). Este modelo puede ser visto como un caso particular del modelo más general empleado por Venetis et al. (2003), pero, que a su vez, permite una interpretación más fácil.

El modelo de umbral se representa como:

$$Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{5} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t \tag{2}$$

donde las variables $Y_{t,t+k}$ y $Pend_t$ se definen como antes. $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es verdadera y 0 en caso contrario. La variable de umbral que determina el régimen de la Eq. (2) es la prima por plazo, θ_t. De esta manera, el parámetro asociado a la pendiente de la curva de rendimientos depende de si la prima por plazo está por debajo o por encima de un umbral determinado ϕ. Por lo tanto, el coeficiente asociado a la pendiente de la curva de rendimientos es α_1 si $\theta_t < \phi$ y α_2 si $\theta_t \geq \phi$. El modelo también incluye como variables de control x_{it} el crecimiento rezagado del IGAE, acumulado o marginal dependiendo de la variable dependiente utilizada, la tasa de interés real y la pendiente de la curva de rendimientos de EUA.[23] El crecimiento rezagado del IGAE permite capturar la dinámica de la actividad económica. Galbraith y Tkacz (2000) y Hamilton y Kim (2002), entre otros, fueron algunos de los primeros estudios empíricos en incluir el crecimiento rezagado de la producción en sus estudios. Adicionalmente, siguiendo gran parte de la literatura, Estrella y Hardouvelis (1991), Plosser y Rouwenhorst (1994), Estrella y Mishkin (1997) y Dotsey (1998), entre otros, se incluye la tasa de fondeo real para controlar por la postura de la política monetaria, la cual afecta la pendiente de la curva de rendimientos al tener un mayor impacto sobre las tasas de interés de corto plazo que sobre las tasas de interés de largo plazo y, al mismo tiempo, al influir en la actividad económica futura. Finalmente, siguiendo Plosser y Rouwenhorst (1994), Gerlach y Bernard (1998) y Mehl (2009), entre otros, se incluye la pendiente de la curva de rendimientos de EUA para capturar los vínculos financieros entre México y EUA. Note que los regresores x_{it} no varían entre regímenes.

Dada la posibilidad de cambio de régimen, la estimación de la Eq. (2) es un poco más compleja que en el caso lineal. En particular, siguiendo a Hansen (2000), se usan mínimos cuadrados no lineales para estimar los parámetros del modelo. Específicamente, si la función

[23] También se considera el crecimiento rezagado de la producción industrial de EUA en lugar de utilizar el crecimiento rezagado del IGAE. Los resultados son consistentes con nuestra especificación de referencia.

objetivo de la suma de residuales al cuadrado se define como:

$$S(\alpha,\phi)=\sum_{t=1}^{T}\left(Y_{t,t+k}-\alpha_0-\alpha_1 Pend_t\mathbb{1}(\theta_t<\phi)-\alpha_2 Pend_t\mathbb{1}(\theta_t\geq\phi)-\sum_{i=3}^{5}\alpha_i x_{it}\right)^2 \quad (3)$$

donde $\alpha=(\alpha_0,\alpha_1,\alpha_2,\alpha_3,\alpha_4,\alpha_5)$, se puede aprovechar el hecho de que, para un dado ϕ, por ejemplo $\tilde{\phi}$, la minimización de la función objetivo $S(\alpha,\phi)$ es un simple problema de mínimos cuadrados. Por lo tanto, la estimación consistirá en encontrar el valor del umbral y las correspondientes estimaciones de los coeficientes de MCO que minimizan la suma de residuales al cuadrado a través de todas las posibles particiones del umbral. Siguiendo Andrews (1993), el conjunto de valores en el que el parámetro de umbral se le permite tomar un valor particular se recorta en 15 %, lo cual implica que los regímenes se restringen a tener al menos el 15 % de las observaciones.[24]

3.3. Modelo Probit

Para estimar el poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos sobre la probabilidad de enfrentar una contracción, se utiliza un modelo probit siguiendo el enfoque estándar de Estrella y Hardouvelis (1991), Estrella y Mishkin (1998), Rosenberg y Maurer (2008) y Gerlach y Bernard (1998). En primer lugar, se representa el estado de la economía con una variable binaria igual a 1 si se produjo una contracción en el tiempo t e igual a 0 si no. Siguiendo a Fair (1993), Moneta (2005) y Duarte et al. (2005), entre otros, las contracciones económicas se definen como dos trimestres consecutivos de reducción en el PIB. Así, la variable binaria tomará el valor de 1 en cada mes durante esos trimestres de contracción económica. Posteriormente, se mapea el nivel de la pendiente de la curva de rendimientos en el tiempo t al estado de la economía k meses más tarde, en particular para 6, 12, 18 y 24 meses adelante, mediante la estimación del siguiente modelo:

[24] Este porcentaje de recorte se ha utilizado comúnmente en la literatura (Hansen, 2000; Galbraith y Tkacz, 2000; Duarte et al., 2005). Cabe resaltar que valores pequeños de este porcentaje de recorte puedan conducir a estimaciones de los coeficientes y de varianzas que se basan en muy pocas observaciones. El modelo de umbral también fue estimado considerando un porcentaje de recorte del 20 %. Los resultados son similares a los reportados en este trabajo y se reportan en la Tabla A.1 del Apéndice.

$$\Pr[Con_{t+k} = 1] = F(\beta_0 + \beta_1 Pend_t + \beta_2 Pend_t^*) \tag{4}$$

donde Pr denota probabilidad, F es la distribución normal acumulada, y la variable binaria *Con* es igual a la unidad durante los meses considerados como contracciones. $Pend_t$ se define como antes y $Pend_t^*$ es la pendiente de la curva de rendimientos de EUA.[25] Como se discute en Gerlach y Bernard (1998), la pendiente de la curva de rendimientos de EUA parece ser un fuerte predictor de recesiones en otros países, particularmente en el Reino Unido y Japón.

Los parámetros de este modelo pueden ser estimados usando el método de máxima verosimilitud. La función logarítmica de verosimilitud $l_t(\boldsymbol{\beta})$ para la observación t es una función de los parámetros $\boldsymbol{\beta}$ y de los datos. Debido a que F está estrictamente entre cero y uno, $l_t(\boldsymbol{\beta})$ está bien definida para todos los valores de $\boldsymbol{\beta}$. La función logarítmica de verosimilitud para un tamaño muestral de T se obtiene al sumar $l_t(\boldsymbol{\beta})$ a través de todas las observaciones, es decir; $\mathscr{L}_t(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{t=1}^{T} l_t(\boldsymbol{\beta})$. La estimación de máxima verosimilitud de $\boldsymbol{\beta}$ maximiza esta función logarítmica de verosimilitud. Después de estimar los coeficientes del modelo, se puede utilizar la ecuación (4) para estimar la probabilidad de una contracción económica k meses adelante.

Para analizar si el poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos depende del nivel de la prima por plazo, se estima el siguiente modelo:

$$\Pr[Con_{t+k} = 1] = F(\gamma_0 + \gamma_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \gamma_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \gamma_3 Pend_t^*) \tag{5}$$

donde la variable umbral que determina el régimen de la Eq. (5) es la prima por plazo, θ_t. Como antes, la función indicadora $\mathbb{1}(\cdot)$ toma el valor de 1 si la expresión es verdadera y 0 de lo contrario. De esta manera, el coeficiente asociado a la pendiente de la curva de rendimientos depende de si la prima por plazo se encuentra por debajo o por encima de un umbral

[25] Como lo explican Estrella y Mishkin (1998), el modelo probit puede derivarse de un modelo de variable latente subyacente de la forma $y_{t+k}^* = \beta_0 + \beta_1 Pend_t + \beta_2 Pend_t^* + \varepsilon_t$ donde la variable dependiente es una inobservable que determina la ocurrencia de una contracción en el tiempo t, k es la longitud del horizonte de pronóstico y ε_t es un término de error. La variable binaria observable Con_t se relaciona con este modelo de la siguiente manera: $Con_t = 1$ si $y_t^* > 0$ y $Con_t = 0$ en otro caso. Por lo tanto, la Eq. (4) es la forma del modelo a estimar, donde F es la función de distribución normal acumulada correspondiente a $-\varepsilon$.

determinado ϕ. Por lo tanto, el coeficiente asociado a la pendiente de la curva de rendimientos es γ_1 si $\theta_t < \phi$ y γ_2 si $\theta_t \geq \phi$. Note que el regresor $Pend_t^*$ no varía entre regímenes. Como en el modelo previo, la estimación de la Eq. (5) consiste en encontrar el valor del umbral y las correspondientes estimaciones de los coeficientes que maximizan la función logarítmica de verosimilitud en todos los conjuntos posibles de particiones del umbral. Consistente con el modelo de umbral presentado en la subsección previa, el conjunto de valores en el que se permite que el parámetro de umbral tome un valor particular se recorta 15 % en cada extremo de la muestra de la prima por plazo.[26]

Finalmente, como medida del ajuste general de ambos modelos, se utiliza el pseudo-R^2 sugerido por McFadden (1974). Esta medida se define como $1 - \mathscr{L}_{ur}/\mathscr{L}_0$, donde $\mathscr{L}_{ur}$ es la función logarítmica de verosimilitud del modelo estimado, y $\mathscr{L}_0$ es la función logarítmica de verosimilitud del modelo con sólo un intercepto. Dado que la función logarítmica de verosimilitud es negativa, si las variables explicativas no tienen poder predictivo, entonces $\mathscr{L}_{ur}/\mathscr{L}_0 = 1$ y el pseudo-R^2 es cero, tal como el usual R^2 es cero en una regresión lineal cuando las variables explicativas no tienen poder predictivo. Generalmente, $|\mathscr{L}_{ur}| < |\mathscr{L}_0|$, en cuyo caso $1 - \mathscr{L}_{ur}/\mathscr{L}_0 > 0$. Adicionalmente, también se utiliza una medida alternativa de ajuste propuesta por Estrella (1998), R^2_{Est}, la cual coincide con la clásica R^2 en términos tanto de su rango como de su relación con la prueba subyacente. En particular, esta medida, definida como $1 - (\mathscr{L}_{ur}/\mathscr{L}_0)^{-(2/n)\mathscr{L}_0}$, donde $\mathscr{L}_{ur}$ y $\mathscr{L}_0$ se definen como antes, se desempeña muy bien independientemente de la proporción relativa de valores de la variable dependiente binaria en la muestra particular.

4. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de la estimación que ilustran la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica en México. En la Sección 4.1 se muestran los resultados del modelo lineal a través de un enfoque de regresión

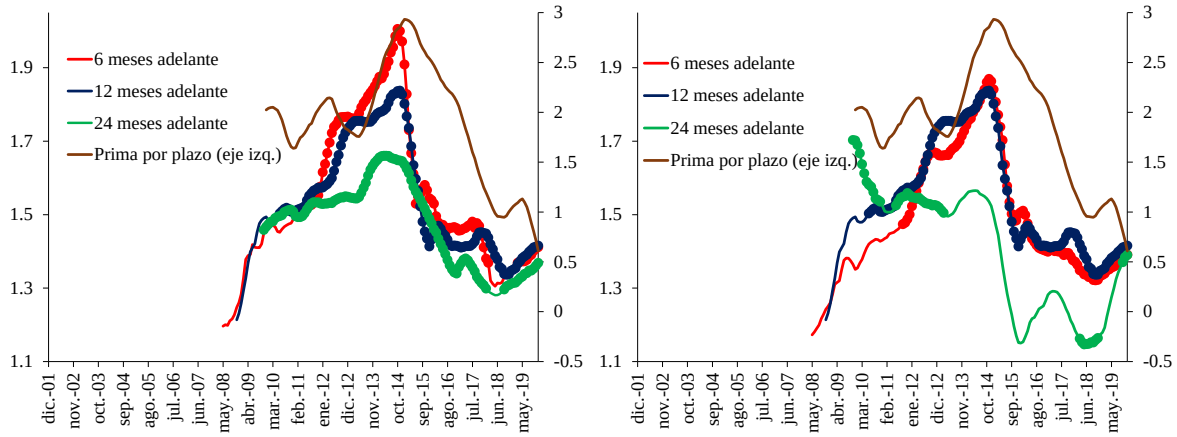
[26] También se estima el modelo considerando un porcentaje de recorte del 20 %. Los resultados son similares a los reportados en este trabajo y se reportan en la Tabla A.7 del Apéndice.

con ventanas móviles. La Sección 4.2 presenta los resultados del modelo de umbral. En la Sección 4.3 se analiza la utilidad de la pendiente de la curva de rendimientos para predecir contracciones económicas. Finalmente, la Sección 4.4 presenta una discusión sobre posibles explicaciones de la relación no lineal entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura.

4.1. Ventanas Móviles

La Figura 4 muestra los coeficientes de la regresión entre la pendiente de la curva de rendimientos y la producción para horizontes de pronóstico de 6, 12 y 24 meses adelante. Como se explicó anteriormente, se utilizan regresiones móviles con una ventana de 6 años. El período de la muestra va de 2001:M12 a 2019:M12 debido a que la prima por plazo no se considera en la estimación. Esto permite considerar un mayor número de ventanas en el análisis. La Figura 4a) representa los resultados para la variación acumulada del producto, mientras que la Figura 4b) ilustra los resultados para la variación marginal. Las líneas continuas representan los coeficientes que no son estadísticamente significativos, mientras que aquellas con marcadores indican los coeficientes estadísticamente significativos al nivel de confianza del 95 %. Estas figuras también muestran el promedio móvil de 6 años para la prima por plazo. Como puede observarse, la pendiente de la curva de rendimientos parece tener poder predictivo sobre la actividad económica. En particular, una pendiente más pronunciada (más plana) parece implicar un mayor (menor) crecimiento futuro de la producción real. El poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos tiende a ser más alto en horizontes de corto plazo, especialmente en el caso acumulado. Este resultado está en línea con una gran cantidad de estudios previos que destacan una mejor capacidad de pronóstico de la curva de rendimientos para horizontes cortos que para horizontes más largos (Evgenidis et al., 2020). De hecho, la reducción del poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos parece coincidir con una reducción de la prima por plazo.[27] Teniendo en cuenta lo

[27]Como ejercicio de robustez, también se analiza el comportamiento de los coeficientes de regresión estandarizados, también llamados coeficientes beta. Los coeficientes estandarizados son las estimaciones de la regresión donde las variables están estandarizadas de tal manera que tengan varianza unitaria. De esta forma, las regresiones con ventanas móviles sucesivas no se ven afectadas por cambios en la varianza relativa entre las variables



a) Variación Acumulada del Producto

b) Variación Marginal del Producto

Figura 4: Coeficientes entre la Pendiente de la Curva de Rendimientos y el Producto Futuro

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México.

Notas: Regresiones móviles con una ventana de 6 años. El modelo es el siguiente: $Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t + \varepsilon_t$, donde $Y_{t,t+k}$ es el crecimiento acumulado anualizado del IGAE para los siguientes k meses, o $Y_{t+k-12,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t + \varepsilon_t$, donde $Y_{t+k-12,t+k}$ es la variación porcentual marginal anualizada de la producción del mes $t+k-12$ al futuro mes $t+k$. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos y ε_t es un término de error. Las líneas continuas representan coeficientes que no son estadísticamente significativos, mientras que aquellas con marcadores indican coeficientes estadísticamente significativos al 95 % del nivel de confianza. El rezago utilizado para obtener los errores estándar Newey y West (1987) resultó ser tres. El promedio móvil de 6 años para la prima por plazo se muestra en el eje izquierdo. La muestra va de 2001:M12 a 2019:M12.

anterior y el análisis preliminar de la sección 2.3, en la siguiente sección se utiliza la prima por plazo θ_t como una variable de umbral para analizar una posible relación no lineal entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto.

4.2. Análisis de Efectos No Lineales

La sección previa parece evidenciar la existencia de una posible relación no lineal entre la pendiente de la curva de rendimientos y la producción futura. En ese sentido, la Tabla 2 muestra las estimaciones del modelo de umbral en la Eq. (2) tanto para la variación acumulada como para la variación marginal del producto, tal como se definió anteriormente. En

dependientes e independientes a lo largo del tiempo. En términos generales, las conclusiones son similares a las presentadas en este trabajo y están disponibles bajo petición.

particular, se presenta el coeficiente asociado a la pendiente de la curva de rendimientos cuando la prima por plazo está por debajo del umbral $\hat{\alpha}_1$, el coeficiente correspondiente cuando la prima por plazo se encuentra por encima del umbral $\hat{\alpha}_2$ y el umbral estimado para la prima por plazo $\hat{\phi}$. Adicionalmente, también se presentan el resto de los coeficientes del modelo: el intercepto $\hat{\alpha}_0$ y los coeficientes asociados al crecimiento rezagado del IGAE $\hat{\alpha}_3$, acumulado o marginal dependiendo de la variable dependiente que se utilice, la tasa de interés real $\hat{\alpha}_4$ y la pendiente de la curva de rendimientos de EUA $\hat{\alpha}_5$.

Como se puede observar en la Tabla 2, en términos generales, la pendiente de la curva de rendimientos no parece tener poder predictivo sobre el comportamiento de la actividad económica en el futuro cuando la prima por plazo se encuentra por debajo del umbral estimado, ya que $\hat{\alpha}_1$ no es significativo en la mayoría de los casos. Por otro lado, cuando la prima por plazo se encuentra por encima del umbral estimado, la curva de rendimientos parece anticipar el comportamiento de la actividad económica, ya que $\hat{\alpha}_2$ es significativo en la mayoría de los casos. Para el caso acumulado, el coeficiente es significativo en horizontes de 3 a 24 meses adelante. Este resultado está en línea con Dotsey (1998) y Hamilton y Kim (2002), entre otros, quienes destacan la capacidad de la pendiente de la curva de rendimientos para predecir la actividad económica futura en horizontes desde un trimestre hasta dos años. Por construcción, los cambios acumulados en la producción real son más suaves que los cambios marginales, particularmente para horizontes largos. De esta manera, los cambios acumulados son más previsibles que los cambios marginales, especialmente a largo plazo. El poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos sobre los cambios marginales en la producción real es significativo en horizontes de 3 a 18 meses adelante. Esto podría explicar, a su vez, el hecho de que el R^2 del modelo para el crecimiento acumulado de la producción aumente en relación con el horizonte de pronóstico, mientras que el del modelo para el crecimiento marginal disminuye. Adicionalmente, la estimación del umbral depende del horizonte de pronóstico y oscila entre 0.9 y 2.6 puntos porcentuales, en el caso acumulado, y entre 1.1 y 2.6, en el caso marginal. En particular, para un horizonte de 12 meses adelante asciende a 1.54 puntos porcentuales. Note también que la estimación del umbral parece disminuir a lo largo del horizonte de pronóstico. Este resultado puede estar asociado al efecto rezagado en

la transmisión de la política monetaria a la economía (Friedman, 1961). En otras palabras, la política monetaria afecta a las condiciones económicas con un rezago y, por lo tanto, existe un rango más amplio de valores de la prima por plazo para los que se puede observar una relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura en horizontes largos.

Note que los resultados presentados en la Tabla 2 sugieren que la pendiente de la curva de rendimientos proporciona información adicional más allá de la contenida en las tasas de crecimiento rezagadas, la política monetaria actual y la pendiente de la curva de rendimientos de EUA. En linea con estudios previos, el coeficiente estimado del crecimiento rezagado del IGAE $\hat{\alpha}_3$ es negativo en la mayoría de los horizontes, reflejando así la evolución del ciclo económico, donde los períodos de expansión suelen ir seguidos de períodos de menor crecimiento económico. No obstante, para los cambios marginales en la producción real, este coeficiente parece ser positivo y estadísticamente significativo en el corto plazo. Este resultado puede estar asociado con el traslape entre el crecimiento marginal del IGAE y el valor rezagado de esta variable para horizontes de pronóstico menores a 12 meses. Por otra parte, el coeficiente asociado a la tasa de interés $\hat{\alpha}_4$ es negativo, aunque no significativo en la mayoría de los horizontes. Es decir, un apretamiento monetario tiende a reflejarse en una reducción del crecimiento económico en el futuro.[28] No obstante, para el caso marginal, el coeficiente asociado a la tasa de interés real es positivo en dos casos. Finalmente, en línea con Mehl (2009), la pendiente de la curva de rendimientos de EUA contiene cierta información sobre el crecimiento económico futuro en México. En particular, para horizontes de largo plazo, el coeficiente asociado a esta variable es positivo y estadísticamente significativo, como se esperaba, mientras que la pendiente de la curva de rendimientos de México parece perder importancia. Este resultado refleja los fuertes vínculos internacionales que existen entre México

[28] Como ejercicio de robustez también se considera la tasa de fondeo nominal y la tasa de interés interbancaria de equilibrio a 28 días, como indicadores alternativos de la postura de la política monetaria en lugar de utilizar la tasa de interés real. Adicionalmente, se amplia el modelo para tener en cuenta otras variables financieras tales como el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana y el Índice de Condiciones Financieras (ICF) para México. Los resultados reportados en las Tablas A.2, A.3, A.4 y A.5 del Apéndice son consistentes con nuestra especificación de referencia.

Horizonte	Número de	Variación Acumulada							
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	4.35*	-0.06	1.06**	0.15	-0.57	-1.51	2.09	0.17
		(2.52)	(0.68)	(0.49)	(0.11)	(0.51)	(1.05)		
6	186	4.56*	0.80	1.64***	-0.15	-0.61	-1.71	2.55	0.18
		(2.72)	(0.50)	(0.62)	(0.12)	(0.61)	(1.13)		
9	183	3.19**	-0.04	1.20***	-0.19*	-0.24	-1.20	1.54	0.24
		(1.54)	(0.72)	(0.43)	(0.10)	(0.35)	(0.77)		
12	180	2.33*	0.29	1.16***	-0.19*	-0.11	-0.88	1.54	0.25
		(1.19)	(0.62)	(0.42)	(0.10)	(0.28)	(0.59)		
18	174	0.95	-0.47	0.73**	-0.08	0.01	0.01	1.06	0.31
		(0.83)	(1.13)	(0.30)	(0.12)	(0.20)	(0.39)		
24	168	0.87*	-0.57	0.41*	-0.17**	0.03	0.45	1.07	0.46
		(0.51)	(0.84)	(0.22)	(0.07)	(0.14)	(0.33)		
36	156	1.08*	0.44	-0.03	-0.25*	-0.03	0.79***	0.94	0.65
		(0.64)	(0.40)	(0.21)	(0.13)	(0.11)	(0.23)		

Horizonte	Número de	Variación Marginal							
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	1.58**	0.07	0.70***	0.80***	-0.31	-0.58*	2.59	0.73
		(0.83)	(0.21)	(0.23)	(0.07)	(0.20)	(0.31)		
6	186	2.84**	0.39	1.20***	0.43***	-0.47	-1.11*	2.55	0.45
		(1.48)	(0.34)	(0.39)	(0.10)	(0.34)	(0.57)		
9	183	2.41	1.01**	1.56***	0.07	-0.28	-1.23*	2.55	0.30
		(1.60)	(0.41)	(0.46)	(0.11)	(0.39)	(0.66)		
12	180	2.33**	0.29	1.16***	-0.19*	-0.11	-0.88	1.54	0.25
		(1.19)	(0.62)	(0.42)	(0.10)	(0.27)	(0.59)		
18	174	-2.75**	1.37***	0.91**	-0.06	0.47**	0.90*	2.33	0.29
		(1.32)	(0.49)	(0.43)	(0.07)	(0.21)	(0.48)		
24	168	-3.79**	0.77*	0.08	0.06	0.43**	2.19***	1.99	0.48
		(1.51)	(0.45)	(0.36)	(0.06)	(0.17)	(0.56)		
36	156	0.75	1.86	-0.72	-0.22***	-0.14	1.50**	1.07	0.40
		(1.14)	(1.30)	(0.54)	(0.07)	(0.24)	(0.63)		

Tabla 2: Estimaciones del Modelo de Umbral

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: El modelo es el siguiente: $Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{5} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t,t+k}$ es el crecimiento acumulado anualizado del IGAE para los siguientes k meses, o $Y_{t+k-12,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{5} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t+k-12,t+k}$ es la variación porcentual marginal anualizada de la producción del mes $t+k-12$ al futuro mes $t+k$. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario. El modelo también incluye como variables de control x_{it} el crecimiento rezagado del IGAE, acumulado o marginal dependiendo de la variable dependiente utilizada, la tasa de interés real y la pendiente de la curva de rendimientos de EUA. Los coeficientes asociados a estas variables son α_3, α_4 y α_5, respectivamente. ε_t es un término de error. En paréntesis se presentan los errores estándar consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación de Newey y West (1987). El rezago utilizado para obtenerlos resultó ser de cuatro. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento en la prueba de dos colas, respectivamente. La fila k se basa en una estimación de t=2004:M1 a 2019:M12-k.

y EUA a través de los mercados financieros y los mercados de bienes y servicios.[29] Note que el coeficiente asociado a la pendiente de la curva de rendimientos de EUA no es, en general, significativo para el caso acumulado, mientras que para el caso marginal este coeficiente es negativo y estadísticamente significativo, especialmente para horizontes cortos. Este resultado podría asociarse al hecho de que, para horizontes inferiores a 12 meses, los cambios marginales contienen no sólo información futura, sino también información pasada sobre la actividad real.

La Figura 5 muestra la evolución de la pendiente de la curva de rendimientos, la prima por plazo y la variación anual del IGAE 12 meses adelante, así como el umbral estimado para la prima por plazo para un horizonte de 12 meses adelante. Las áreas sombreadas representan los períodos en los que la prima por plazo fue relativamente baja. Como puede observarse, la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura parece debilitarse en períodos en los que la prima por plazo fue relativamente baja. Como se señaló en el análisis preliminar, estos períodos parecen coincidir con una disociación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el componente de expectativas.

4.3. Análisis de la Probabilidad de una Contracción

La Tabla 3 muestra los resultados de las estimaciones de la especificación del modelo probit sin umbral, Eq. (4), y de la especificación con umbral, Eq. (5), para horizontes de pronóstico de 6, 12, 18 y 24 meses adelante. Para el primer modelo se presenta el coeficiente asociado a la pendiente de la curva de rendimientos $\hat{\beta}_1$, mientras que para el segundo modelo se reporta el coeficiente asociado a la pendiente de la curva rendimientos cuando la prima por plazo está por debajo del umbral $\hat{\gamma}_1$, el coeficiente correspondiente cuando la prima por plazo se encuentra por encima del umbral $\hat{\gamma}_2$, y el umbral estimado para la prima por plazo $\hat{\phi}$. Adicionalmente, se presentan el resto de los coeficientes; los interceptos $\hat{\beta}_0$ y $\hat{\gamma}_0$, y los coeficientes asociados a la pendiente de la curva de rendimientos de EUA, $\hat{\beta}_2$ y $\hat{\gamma}_3$, en las

[29] También se estimó el modelo de umbral excluyendo el crecimiento rezagado de la producción, la política monetaria y la pendiente de la curva de rendimientos de EUA. Los resultados son similares a los reportados en este trabajo y se reportan en la Tabla A.6 del Apéndice.

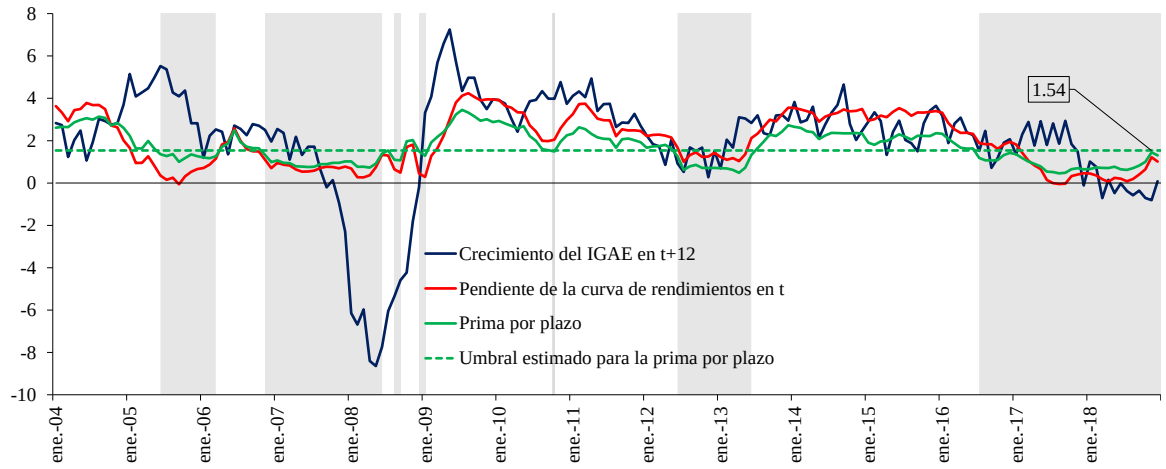


Figura 5: Pendiente de la Curva de Rendimientos, Prima por Plazo y Crecimiento del IGAE 12 Meses Adelante

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: La pendiente de la curva de rendimientos se mide como la diferencia entre la tasa de interés del bono gubernamental a 10 años y la tasa de interés de CETES a tres meses. La prima por plazo se estima como el residual entre la tasa de interés del bono gubernamental a 10 años y el promedio de las tasas de interés esperadas de CETES a tres meses durante los próximos diez años. Las áreas sombreadas representan los períodos en los que la prima por plazo se situó por debajo del umbral estimado para un horizonte de pronóstico de 12 meses adelante, el cual es de 1.54 puntos porcentuales.

especificaciones sin umbral y con umbral, respectivamente.

Como puede observarse en la Tabla 3, consistente con gran parte de la literatura, incluyendo Estrella y Hardouvelis (1991), Estrella y Mishkin (1998) y Rosenberg y Maurer (2008), entre otros, para el caso del modelo sin umbral, se obtiene un coeficiente negativo y muy significativo de la pendiente de la curva de rendimientos para todos los horizontes. Es decir, a medida que la curva de rendimiento se empina, el modelo predice una menor probabilidad de una contracción en el futuro. No obstante, cuando se considera la especificación del modelo con umbral, una curva de rendimientos más plana parece indicar un incremento de la probabilidad de una contracción futura, sólo cuando la prima por plazo está por encima de un umbral determinado, en linea con los resultados presentados en la subsección anterior. Es decir, $\hat{\gamma}_2$ es negativo y estadísticamente significativo en todos los horizontes, mientras que $\hat{\gamma}_1$ no es significativo en ninguno de los horizontes.[30] La estimación del umbral depende del horizonte

[30]Como ejercicio de robustez también se extienden los modelos para tener en cuenta más información de la curva

de pronóstico y oscila entre 0,6 y 0,8 puntos porcentuales. De esta manera, un aplanamiento o inversión de la curva de rendimientos no será necesariamente un indicador de una contracción futura, particularmente si la prima por plazo se sitúa en niveles bajos. Estos resultados son consistentes con los de Johansson y Meldrum (2018) para EUA. Adicionalmente, el valor absoluto del coeficiente de la pendiente de la curva de rendimientos parece ser mayor en horizontes de 12 y 18 meses adelante; el mismo lapso de tiempo que la política monetaria puede tardarse en afectar a la inflación y la producción (Blinder, 1996).[31] Finalmente, la Tabla 3 también muestra el pseudo-R^2 y la medida alternativa de ajuste propuesta por Estrella (1998), R^2_{Est}. Como puede observarse, ambas medidas de ajuste del modelo con umbral son superiores a las del modelo sin umbral en todos los horizontes.

La Figura 6 representa las probabilidades estimadas de una contracción a partir de ambos modelos para un horizonte de 12 meses adelante. No obstante, estos resultados deben interpretarse con cierta cautela, dado el reducido número de observaciones que permite considerar un máximo de sólo dos ciclos económicos completos en México. Las áreas sombreadas denotan períodos de contracciones reales. Como se puede observar, los dos pronósticos generalmente se siguen de cerca. Sin embargo, el modelo con umbral tiende a mostrar un mejor ajuste. En particular, la probabilidad estimada para la contracción económica de 2008-2009 es mayor, mientras que las probabilidades estimadas durante otros períodos no contraccionarios tienden a ser inferiores en comparación con las estimaciones del modelo sin umbral.

---

de rendimientos siguiendo a Argyropoulos y Tzavalis (2016) y Johansson y Meldrum (2018). En particular, se incluyeron en la estimación los factores de nivel y de curvatura de la curva de rendimientos obtenidos del modelo ACM descrito en la Subsección 2.1. En términos generales, los resultados son consistentes con los reportados en este trabajo, aunque parecen debilitarse en horizontes de largo plazo. Asimismo, siguiendo Johansson y Meldrum (2018), un método alternativo para tener en cuenta la prima por plazo consiste en estimar el modelo probit utilizando la diferencia entre la pendiente de la curva de rendimientos y la prima por plazo, es decir, el componente de expectativas de la curva de rendimientos como una variable explicativa. Este modelo también se estimó. No obstante, la especificación utilizada en este trabajo presentó un mejor ajuste. Los resultados están disponibles bajo solicitud. Finalmente, la experimentación con datos trimestrales en lugar de mensuales produce resultados muy similares, aunque también parecen debilitarse en horizontes de largo plazo. De manera similar, excluir la pendiente de la curva de rendimientos de Estados Unidos del modelo probit produce resultados muy similares. Los resultados se reportan en las Tablas A.8 y A.9 del Apéndice.

[31] Este resultado es consistente con la evidencia proporcionada por Rudebusch y Williams (2009) para EUA. Note que, debido a que la relación es no lineal, es difícil evaluar la magnitud de los parámetros. De este modo, siguiendo la literatura previa, este trabajo se centra en evaluar la probabilidad estimada de una contracción.

Horizonte de Pronóstico		Sin Umbral					Con Umbral						
k Meses Adelante	Nobs.	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	R^2_{McF}	R^2_{Est}	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$	$\hat{\phi}$	R^2_{McF}	R^2_{Est}
6	186	-0.51**	-0.94***	0.34*	0.25	0.18	-1.00***	0.44	-0.93***	0.50**	0.75	0.29	0.22
		(0.26)	(0.22)	(0.19)			(0.34)	(0.60)	(0.23)	(0.21)			
12	180	0.01	-1.24***	0.15	0.35	0.27	-0.76*	0.59	-1.24***	0.37	0.80	0.43	0.34
		(0.32)	(0.30)	(0.21)			(0.43)	(0.65)	(0.35)	(0.24)			
18	174	1.39***	-2.22***	-0.60**	0.52	0.42	1.48**	-1.04	-9.85**	-0.68*	0.76	0.70	0.59
		(0.48)	(0.59)	(0.27)			(0.63)	(0.86)	(4.95)	(0.35)			
24	168	0.65**	-0.84***	-0.55***	0.39	0.31	0.30	1.73	-0.68***	-0.51***	0.57	0.44	0.35
		(0.33)	(0.26)	(0.19)			(0.35)	(1.13)	(0.26)	(0.19)			

Tabla 3: Estimaciones del Modelo Probit

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: El modelo sin umbral es $\Pr[Con_{t+k} = 1] = F(\beta_0 + \beta_1 Pend_t + \beta_2 Pend_t^*)$, mientras que el modelo con umbral es $\Pr[Con_{t+k} = 1] = F(\gamma_0 + \gamma_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \gamma_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \gamma_3 Pend_t^*)$, donde Pr denota probabilidad, F es la distribución normal acumulada, y la variable binaria Con es igual a la unidad durante aquellos meses considerados como contracciones. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, $Pend_t^*$ es la pendiente de la curva de rendimientos en EUA, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario. En paréntesis se presentan los errores estándar asintóticos. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento en la prueba de dos colas, respectivamente. La fila k se basa en una estimación de t=2004:M1 a 2019:M12-k.

4.4. Discusión

Los resultados presentados en esta sección parecen respaldar la existencia de una variación temporal en la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto en México durante el período 2001-2019. De hecho, la reducción del poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos parece coincidir con una reducción en la prima por plazo. Una posible explicación está relacionada con el hecho de que con niveles bajos de la prima por plazo, la curva de rendimientos puede invertirse con un pequeño ajuste a la baja en las tasas de interés de corto plazo esperadas. En este contexto, en principio, se puede argumentar que este movimiento tendría menos poder predictivo para anticipar una reducción de la actividad económica. Adicionalmente, la relación entre la prima por plazo y la producción futura puede depender de diversos factores que afectan a la prima por plazo. De acuerdo con Bernanke (2006), una reducción de la prima por plazo podría ser consecuencia de un aumento de la demanda de bonos de largo plazo en relación con la oferta, lo que llevaría a los inversores a aceptar rendimientos en exceso menores por mantener dichos activos. A su vez, esto podría estar asociado con expectativas de inflación mejor ancladas, mayor liquidez

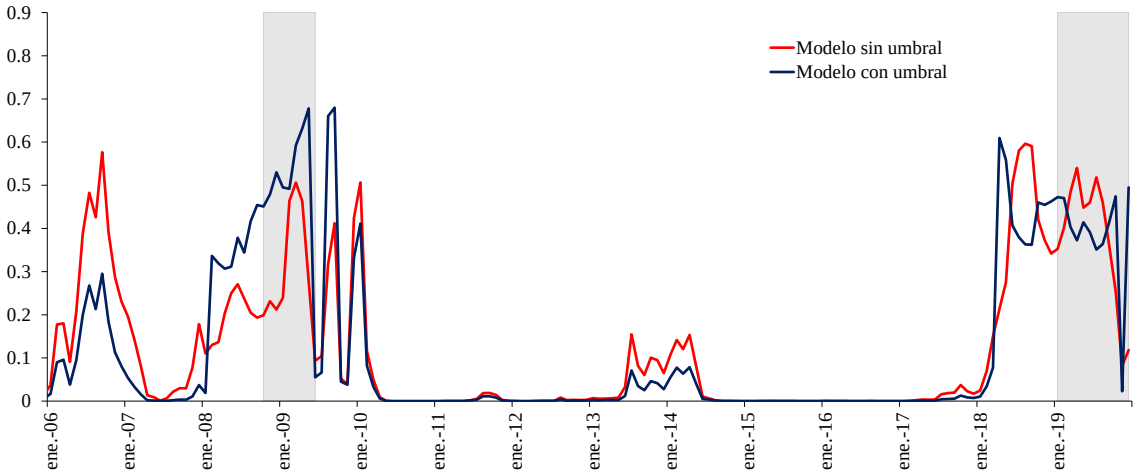


Figura 6: Probabilidades de Contracción Predichas para el Mes Actual a partir de la Pendiente de la Curva de Rendimientos 12 Meses Antes

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.

Notes: Las áreas sombreadas denotan períodos de contracciones reales, que se definen como dos trimestres consecutivos del PIB en declive. Las probabilidades de contracción predichas denotan el ajuste dentro de la muestra del modelo probit sin umbral y el modelo probit con umbral, lo cuales se estimaron considerando una muestra que va de 2004:M1 a 2019:M12. El modelo sin umbral es $\Pr[Con_{t+k} = 1] = F(\beta_0 + \beta_1 Pend_t + \beta_2 Pend_t^*)$, mientras que el modelo con umbral es $\Pr[Con_{t+k} = 1] = F(\gamma_0 + \gamma_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \gamma_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \gamma_3 Pend_t^*)$, donde Pr denota probabilidad, F es la distribución normal acumulada, y la variable binaria Con es igual a la unidad durante aquellos meses considerados como contracciones. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, $Pend_t^*$ es la pendiente de la curva de rendimientos en EUA, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario.

asociada a políticas no convencionales en economías avanzadas o una recomposición de las carteras de fondos de pensiones hacia los bonos de largo plazo, entre otros factores (Kim y Wright, 2005). A su vez, estos factores también pueden tener diferentes implicaciones para la determinación del producto. Las expectativas de inflación mejor ancladas, por ejemplo, coherentes con un entorno de inflación estable y baja, promueven condiciones más favorables para el crecimiento económico, la creación de empleo y el ingreso real de los hogares. Por lo tanto, una caída de la prima por plazo podría coincidir con una aceleración del crecimiento futuro al tiempo que la curva de rendimientos se aplana, haciendo así más incierto el coeficiente de regresión entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura. Werner (2006) explica que algunas de las caídas de los rendimientos de los bonos a largo pla-

zo en la zona del euro se han debido en gran medida a una reducción de la prima por plazo, lo que podría explicar por qué la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto parece haberse debilitado durante algunos períodos. Es decir, la disminución de la prima de riesgo coincide con una aceleración del crecimiento, lo que hace que el coeficiente de regresión entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica futura se debilite o incluso se torne negativo.

Adicionalmente, como lo discuten Bordo y Haubrich (2004), Feroli (2004) y Estrella (1998; 2005), la precisión del poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos podría verse afectada por cambios en la credibilidad del banco central. En particular, de acuerdo con Bordo y Haubrich (2004), los regímenes con alta credibilidad (baja persistencia de la inflación) tienden a tener una menor predictibilidad. Esto se relaciona con el hecho de que los choques inflacionarios temporales pueden afectar de manera diferente a las expectativas de inflación de largo plazo y, por lo tanto, a las tasas de largo plazo en función de la credibilidad del banco central. Para el caso de un régimen con alta credibilidad, un choque inflacionario temporal aumentará las tasas de corto plazo, pero prácticamente no tendrá ningún efecto sobre las tasas de largo plazo, ya que tendrá un impacto mínimo sobre las expectativas de inflación de largo plazo. En estas condiciones, dichos choques tienden a agregar ruido a la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto, al reducir la pendiente de la curva de rendimientos y no tener efectos reales futuros. Por el contrario, para el caso de un régimen con baja credibilidad (alta persistencia de la inflación), un choque inflacionario aumentará tanto las tasas de corto plazo, tal como en el caso anterior, como las tasas de largo plazo, ya que las expectativas de inflación son permanentemente más altas. Por lo tanto, un choque inflacionario tiene un efecto mínimo sobre la curva de rendimientos, ya que tanto las tasas de largo plazo como las de corto plazo aumentan en la misma proporción que la tasa de inflación. Por lo tanto, la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto no se ve afectada por el choque inflacionario, como en el caso del régimen con alta credibilidad. En esta línea, de acuerdo con Feroli (2004) y Estrella (2005), si la política monetaria es esencialmente reactiva a las desviaciones de la inflación con respecto al objetivo, entonces la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto puede debilitarse. Intui-

tivamente, cuanto más aversa es la autoridad monetaria a las desviaciones de la inflación con respecto al objetivo, menores serán las variaciones esperadas de la inflación por los agentes en respuesta, por ejemplo, a choques temporales de la inflación. Por lo tanto, estos choques inflacionarios sólo afectarán a las tasas de interés de corto plazo, pero no a las tasas de largo plazo, lo que reducirá la pendiente de la curva de rendimientos y no tendrá efectos reales en el futuro.

Los resultados observados en esta sección también podrían asociarse a la adopción, por parte del Banco de México, de un régimen de objetivos de inflación a partir de 2001. De acuerdo con Chiquiar et al. (2010), la inflación en México pasó de ser un proceso no estacionario a ser un proceso estacionario hacia finales de 2000 o principios de 2001. En la misma línea, Gaytán y González García (2007) encuentran que el mecanismo de transmisión de la política monetaria parece haber presentado un cambio estructural después de este período. En particular, el nuevo régimen monetario implicó una reacción más fuerte de la tasa de referencia del banco central debido a las presiones por el lado de la demanda y la tasa de inflación. Según los autores, los cambios en la tasa de política monetaria se volvieron más efectivos para cambiar la trayectoria de la inflación. De hecho, como se discute en Aguilar-Argaez et al. (2014), el compromiso del Banco de México con la estabilidad de precios parece haber fortalecido el anclaje de las expectativas de inflación de mediano y largo plazo. Según los autores, la respuesta de dichas expectativas ante choques de oferta disminuyó hasta niveles cercanos a cero. Por lo tanto, es probable que los choques temporales de la inflación tendieran a añadir relativamente más ruido a la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto durante los últimos años, al reducir la pendiente de la curva de rendimientos y no tener efectos reales en el futuro.

El anclaje de las expectativas de inflación no sólo podría haber afectado el poder predictivo de la pendiente de la curva de rendimientos a través de los efectos que los choques de oferta pueden tener sobre las tasas de largo plazo, sino también a través de su efecto sobre la prima por riesgo inflacionario. La prima por riesgo inflacionario puede definirse como la compensación exigida por los inversores para mantener activos financieros sujetos a riesgos inflacionarios. De acuerdo con la literatura, la dinámica de la prima por plazo puede

explicarse principalmente por una prima por plazo real y una prima por riesgo inflacionario (Abrahams et al., 2016; Bauer, 2017; Bernanke, 2015).[32] De hecho, el comportamiento de la prima por riesgo inflacionario, particularmente la tendencia decreciente observada durante los últimos años, es similar a la de la prima por plazo observada en la Figura 4. Como se mencionó anteriormente, la adopción de un objetivo de inflación parece ser un factor clave para explicar el comportamiento de dicha variable. De acuerdo con Aguilar-Argaez et al. (2016), la reducción gradual registrada en la prima por riesgo inflacionario en los últimos años, es el resultado de la percepción de un menor riesgo inflacionario, asociado al anclaje de las expectativas de inflación y su convergencia hacia el objetivo de inflación.

En general, el análisis presentado en esta sección parece sugerir que el fortalecimiento de la credibilidad del banco central puede haber estado asociado con una reducción del poder predictivo de la curva de rendimientos. Cuando la prima por riesgo inflacionario y, por lo tanto, la prima por plazo se ubica en niveles bajos, la curva de rendimientos puede invertirse con un pequeño ajuste a la baja en las tasas de interés de corto plazo esperadas. En este contexto, en principio, se puede argumentar que este movimiento tendría menos poder predictivo para anticipar una reducción de la actividad económica. Adicionalmente, una alta credibilidad tiende a tener una menor predictibilidad debido a que los choques temporales de la inflación aumentan las tasas de corto plazo, pero prácticamente no tienen ningún efecto sobre las tasas de largo plazo. Bajo estas condiciones, dichos choques tienden a agregar ruido a la relación entre la curva de rendimientos y el producto, al reducir la pendiente de dicha curva y no tener efectos reales futuros. En este caso, la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos

[32] La diferencia entre el rendimiento de un bono a determinado plazo expresado en términos nominales y un bono al mismo vencimiento indexado a la inflación, conocida como la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario, refleja la compensación general exigida para mantener los bonos nominales, que comprende tanto el nivel esperado de la inflación como una prima por riesgo inflacionario. De este manera, siguiendo Aguilar-Argaez et al. (2016), la prima por riesgo inflacionario puede estimarse como el residual entre la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario y la expectativa de inflación de largo plazo. En particular, la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario se obtiene de la diferencia entre el rendimiento nominal de un bono a 10 años y el rendimiento real asociado a un bono del mismo plazo indexado a la inflación. Por otra parte, la expectativa de inflación de largo plazo se estima como el promedio de la inflación esperada sobre los próximos diez años mediante el uso de un modelo afín de la estructura temporal de las tasas de interés. Detalles adicionales sobre esta metodología pueden encontrarse en Ang et al. (2008), Adrian y Wu (2010) y Aguilar-Argaez et al. (2016), entre otros. La prima por riesgo inflacionario estimada se reporta en la Figura A.2 del Apéndice.

y el producto se debilita mientras la prima por plazo es baja.

5. Conclusión

Este trabajo proporciona un análisis empírico de la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la producción futura en México con un énfasis particular en evaluar si esta relación depende del nivel de la prima por plazo. Nuestros modelos no lineales sugieren que la pendiente de la curva de rendimientos parece anticipar medidas de la actividad económica futura, y también predecir contracciones futuras en México, pero solo cuando la prima por plazo se encuentra por encima de un umbral determinado. El valor estimado de dicho umbral depende del horizonte de pronóstico y la medida de actividad económica. Una posible explicación está relacionada con el hecho de que con niveles bajos de la prima por plazo, la curva de rendimientos puede invertirse con un pequeño ajuste a la baja en las tasas de interés de corto plazo esperadas. En este contexto, en principio, se puede argumentar que este movimiento tendría menos poder predictivo para anticipar una reducción de la actividad económica. Tal como se discute en Aguilar-Argaez et al. (2014), el compromiso del Banco de México con la estabilidad de precios parece haber fortalecido el anclaje de las expectativas de inflación, reduciendo el impacto de choques inflacionarios sobre dichas expectativas. Al afectar sólo a las tasas de corto plazo, estos choques reducen la pendiente de la curva de rendimientos y no tienen efectos reales futuros. Al mismo tiempo, la prima por plazo es más baja debido a una reducción de la prima por riesgo inflacionario. Por lo tanto, en línea con Werner (2006), una prima por plazo relativamente baja, que dé lugar a un aplanamiento o posiblemente a una inversión de la curva de rendimientos, podría debilitar el coeficiente de regresión entre la pendiente de la curva de rendimientos y la actividad económica.

El análisis presentado en este trabajo tiene importantes implicaciones tanto desde el punto de vista de la política como de la teoría. Desde una perspectiva política, nuestros hallazgos sugieren que aunque la pendiente de la curva de rendimientos parece ser un importante indicador adelantado de la actividad económica, esta debe interpretarse con cuidado. En ese sentido, un aplanamiento de la curva de rendimientos no siempre podría ser un indicador de

una futura debilidad económica en México, particularmente, si la prima por plazo se ubica en niveles relativamente bajos. Por lo tanto, las decisiones y los pronósticos de los formuladores de políticas deben adaptarse para considerar la posible existencia de una asimetría en la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y el producto. Desde un punto de vista teórico, nuestros resultados sugieren que la prima por plazo podría ser una variable relevante al modelar la relación entre la pendiente de la curva de rendimientos y la producción. Nuestros resultados también parecen respaldar la evidencia presentada por varios autores sobre el papel de la política monetaria en la explicación de la capacidad predictiva de la pendiente de la curva de rendimientos.

Nuestros resultados son, por supuesto, específicos para los modelos empíricos particulares y el período de muestra utilizado. La investigación futura podría examinar otro tipo de no linealidades entre la pendiente de la curva de rendimientos y la producción mediante el uso de diferentes variables de umbral. Siguiendo a Ang et al. (2006), también podría considerarse un modelo dinámico que permita efectos de retroalimentación endógenos entre la producción y la pendiente de la curva de rendimientos. Finalmente, la investigación futura también podría analizar la capacidad del modelo probit para identificar puntos de inflexión del ciclo económico en tiempo real.

Referencias

[1] Abrahams, M., Adrian, T., Crump, R. K., Moench, E., y Yu, R. (2016). Decomposing real and nominal yield curves. *Journal of Monetary Economics* **84**, 182-200.

[2] Adrian, T., Crump, R. K., y Moench, E. (2013). Pricing the term structure with linear regressions. *Journal of Financial Economics* **110**(1), 110-138.

[3] Adrian T., y Wu, H. (2010). The term structure of inflation expectations (No. 362). Federal Reserve Bank of New York Staff Reports.

[4] Aguilar-Argaez, A. M., Cuadra, G., Ramírez-Bulos, C., y Sámano, D. (2014). Anclaje de las expectativas de inflación ante choques de oferta adversos (No. 2014-20). Banco de México, Working Papers.

[5] Aguilar-Argaez, A. M., Diego-Fernández, M., Elizondo, R., y Roldán-Peña, J. (2020). Term premium dynamics and its determinants: the Mexican case (No. 2020-18). Banco de México, Working Papers.

[6] Aguilar-Argaez, A. M., Elizondo, R., y Roldán-Peña, J. (2016). Descomposición de la compensación por inflación y riesgo inflacionario en México (No. 2016-22). Banco de México, Working Papers.

[7] Albagli, E., Ceballos, L., Claro, S., y Romero, D. (2019). Channels of US monetary policy spillovers to international bond markets. *Journal of Financial Economics* **134**(2), 447-473.

[8] Alcaraz, C., y Villalvazo, S. (2017). The effect of natural gas shortages on the Mexican economy. *Energy Economics* **66**, 147-153.

[9] Andrews, D.W.K., (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica* **61**, 821-856.

[10] Ang A., Bekaert, G., y Wei, M. (2008). The term structure of real rates and inflation expectations. *Journal of Finance* **63**, 797-849.

[11] Ang, A., y Piazzesi, M. (2003). A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables. *Journal of Monetary Economics* **50**(4), 745-787.

[12] Ang, A., Piazzesi, M., y Wei, M. (2006). What does the yield curve tell us about GDP growth? *Journal of Econometrics* **131**(1-2), 359-403.

[13] Antón, A. (2011). El ciclo económico en México. *Revista Internacional de Estadística y Geografía* **2**(2), 32-49.

[14] Argyropoulos, E., y Tzavalis, E. (2016). Forecasting economic activity from yield curve factors. *The North American Journal of Economics and Finance* **36**, 293-311.

[15] Banco de México (2019a). Quarterly inflation report. April-June.

[16] Banco de México (2019b). Quarterly inflation report. October-December.

[17] Bauer, M. (2017). A new conumdrum in the bond market? (No. 2017-34). FRBSF Economic Letter.

[18] Bernanke, B. (2006). Reflections on the yield curve and monetary policy, remarks before the economic club of New York. Federal Reserve Board, 20 March 2006.

[19] Bernanke, B. (2015). Why are interest rates so low, part 4: term premiums. *Ben Bernanke's Blog. http://www. brookings. edu/blogs/ben-bernanke*.

[20] Bonser-Neal, C., y Morley, T. R. (1997). Does the yield spread predict real economic activity? A multicountry analysis. Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City, **82**(3), 37.

[21] Bordo, M. D., y Haubrich, J. G. (2004). The yield curve, recessions and the credibility of the monetary regime: long run evidence 1875-1997 (No. w10431). National Bureau of Economic Research.

[22] Blinder, A. (1996). Central banking in a democracy. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, **82**, 1-14.

[23] Capistran, C., Constandse, C., y Ramos Francia, M., (2010). Multi-horizon inflation forecasts using disaggregated data. *Economic Modelling* **27**, 666-677.

[24] Carrillo, J., Elizondo, R., Rodríguez-Pérez, C. A., y Roldán-Peña, J. (2018). What determines the neutral rate of interest in an emerging economy? (No. 2018-22). Banco de México, Working Papers.

[25] Castellanos, S. G., y Camero, E. (2003). La estructura temporal de tasas de interés en México: ¿Puede esta predecir la actividad económica futura? *Revista de Análisis Económico–Economic Analysis Review* **18**(2), 33-66.

[26] Chiquiar, D., Noriega, A. E., y Ramos-Francia, M. (2010). A time-series approach to test a change in inflation persistence: the Mexican experience. *Applied Economics* **42**(24), 3067-3075.

[27] Cortés Espada, J. F., Capistrán, C., Ramos-Francia, M., y Torres García, A. (2009). An empirical analysis of the Mexican term structure of interest rates. *Economics Bulletin*, **29**(3), 2300-2313.

[28] Croushore, D., y Evans, C. L. (2006). Data revisions and the identification of monetary policy shocks. *Journal of Monetary Economics* **53**, 1135-1160.

[29] Dewachter, H., y Lyrio, M. (2006). Macro factors and the term structure of interest rates. *Journal of Money, Credit and Banking* **38**(1), 119-140.

[30] Dotsey, M. (1998). The predictive content of the interest rate term spread for future economic growth. *FRB Richmond Economic Quarterly* **84**(3), 31-51.

[31] Duarte, A., Venetis, I. A., y Payá I. (2005). Predicting real growth and the probability of recession in the Euro area using the yield spread. *International Journal of Forecasting* **21**, 261-277.

[32] ECB. (2012). Stock prices and economic growth. Box 5 of Montly Bulletin ECB.

[33] Espinoza, R., Fornari, F., y Lombardi, M. J. (2012). The role of financial variables in predicting economic activity. *Journal of Forecasting* **31**(1), 15-46.

[34] Estrella, A. (1998). A new measure of fit for equations with dichotomous dependent variables. *Journal of business economic statistics* **16**(2), 198-205.

[35] Estrella, A. (2005). Why does the yield curve predict output and inflation? *The Economic Journal* **115**(505), 722-744.

[36] Estrella, A., y Hardouvelis G. A. (1991). The term structure as a predictor of real economic activity. *Journal of Finance* **46**(2), 555-576.

[37] Estrella, A., y Mishkin, F. S. (1997). The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: implications for the European Central Bank. *European Economic Review* **41**(7), 1375-1401.

[38] Estrella, A., y Mishkin, F. S. (1998). Predicting US recessions: financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics* **80**(1), 45-61.

[39] Estrella, A., Rodrigues, A. P., y Schich, S. (2003). How stable is the predictive power of the yield curve? Evidence from Germany and the United States. *Review of Economics and Statistics* **85**(3), 629-644.

[40] Evgenidis, A., Papadamou, S., y Siriopoulos, C. (2020). The yield spread's ability to forecast economic activity: What have we learned after 30 years of studies? *Journal of Business Research* **106**, 221-232.

[41] Fair, R. C. (1993). Estimating event probabilities from macroeconometric models using stochastic simulation. *Business Cycles, Indicators, and Forecasting* (157– 178). University of Chicago Press.

[42] Faust, J., Gilchrist, S., Wright, J. H., y Zakrajšsek, E. (2013). Credit spreads as predictors of real-time economic activity: a Bayesian model-averaging approach. *Review of Economics and Statistics* **95**(5), 1501-1519.

[43] Favara, G., Gilchrist, S., Lewis, K. F., y Zakrajšek, E. (2016). Updating the recession risk and the excess bond premium (No. 2016-10-06). Board of Governors of the Federal Reserve System (US).

[44] Feroli. M. (2004). Monetary policy and the information content of the yield spread. *The BE Journal of Macroeconomics* **4**(1), 1-17.

[45] Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., y Reichlin, L. (2003). Do financial variables help forecasting inflation and real activity in the euro area? *Journal of Monetary Economics* **50**, 1243-1255.

[46] Friedman, M. (1961). The lag in effect of monetary policy. *Journal of Political Economy* **69**(5), 447-466.

[47] Galbraith, J. W., y Tkacz, G. (2000). Testing for asymmetry in the link between the yield spread and output in the G-7 countries. *Journal of International Money and Finance* **19**(5), 657-672.

[48] Gaytán, A., y González, J. R. (2007). Cambios estructurales en el mecanismo de transmisión de la política monetaria en México: un enfoque VAR no lineal. *Monetaria* **30**(4), 367-404.

[49] Gerlach, S., y Bernard, H. (1998). Does the term structure predict recessions? The international evidence. *International Journal of Finance and Economics* **3**, 195-215.

[50] Gilchrist, S., y Zakrajšek, E. (2012). Credit spreads and business cycle fluctuations. *American economic review* **102**(4), 1692-1720.

[51] Gomez-Zamudio, L. M., e Ibarra, R. (2017). Are daily financial data useful for forecasting GDP? Evidence from Mexico. *Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association* **17**(2), 173-203.

[52] Greenspan, A. (2005). Letter to the honourable Jim Saxton, Chairman of the Joint Economic Committee, 28 November 2005.

[53] Guo, H. (2002). Why are stock market returns correlated with future economic activities? *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis* **84**(2), 19-34.

[54] Hamilton, J. D., y Kim, D. H. (2002). A re-examination of the predictability of economic activity using the yield curve spread. *Journal of Money, Credit and Banking* **34**, 340-360.

[55] Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica* **68**(3), 575-603.

[56] Harvey, C. (1988). The real term structure and consumption growth. *Journal of Financial Economics* **22**, 305-333.

[57] Harvey, C. (1989). Forecasts of economic growth from the bond and stock markets. *Financial Analysts Journal* **45**(5), 38-45.

[58] Haubrich, J. G., y Dombrosky, A. M. (1996). Predicting real growth using the yield curve. *Economic Review* **32**(1), 26-35.

[59] Johansson, P., y Meldrum, A. C. (2018). Predicting recession probabilities using the slope of the yield curve (No. 2018-03-01). Board of Governors of the Federal Reserve System (US).

[60] Kiley M. (2020). Financial conditions and economic activity: insights from machine learning. Finance an Economics Discussion Series (No. 2020-09). Federal Reserve Board.

[61] Kim, D. H., y Wright, J. H. (2005). An arbitrage-free three-factor term structure model and the recent behavior of long-term yields and distant-horizon forward rates (No. 2005-33). Board of Governors of the Federal Reserve System (US).

[62] Kozicki, S. (1997). Predicting real growth and inflation with the yield spread. Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City, **82**, 39-58.

[63] McFadden, D. L. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. *Frontiers in Econometrics*, ed. P. Zarembka, 105–142. New York: Academic Press.

[64] Mehl, A. (2009). The yield curve as a predictor and emerging economies. *Open Economies Review* **20**(5), 683-716.

[65] Moneta, F. (2005). Does the yield spread predict recessions in the Euro area? *International Finance* **8**(2), 263-301.

[66] Murno, J. (2019). EMTA survey: second quarter emerging markets debt trading at US$1.211 trillion. OECD, New York.

[67] Newey, W., y West, K. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* **55**, 703-708.

[68] Orphanides, A. (2001). Monetary policy rules based on real-time data. *The American Economic Review* **91**, 964-985.

[69] Plosser, C. I., y Rouwenhorst, K. G. (1994). International term structures and real economic growth. *Journal of Monetary Economics* **33**(1), 133-155.

[70] Reyna C. M., Salazar C. D., y Salgado B. H. (2009). La curva de rendimiento y su relación con la actividad económica: una aplicación para México. *Monetaria* **32**(3), 297-357.

[71] Rosenberg, J. V., y Maurer, S. (2008). Signal or noise? Implications of the term premium for recession forecasting. *Federal Reserve Bank of New York-Economic Policy Review* **14**(1).

[72] Rudebusch, G. D., y Williams, J. C. (2009). Forecasting recessions: the puzzle of the enduring power of the yield curve. *Journal of Business Economic Statistics* **27**(4), 492-503.

[73] Sidaoui, J. y Ramos-Francia, M. (2008). The monetary transmission mechanism in Mexico: recent developments. BIS Papers, **35**, 363-394.

[74] Stock, J. H., y Watson, M. W. (2003). Forecasting output and inflation: the role of asset prices. *Journal of Economic Literature* **41**(3), 788-829.

[75] Tang, H., y Xia, Y. (2007). An international examination of affine term structure models and the expectations hypothesis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **42**(1), 41-80.

[76] Tkacz, G. (2001). Neural network forecasting of Canadian GDP growth. *International Journal of Forecasting* **17**(1), 57-69.

[77] Venetis, I. A., Paya, I., y Peel, D. A. (2003). Re-examination of the predictability of economic activity using the yield spread: a nonlinear approach. *International Review of Economics Finance* **12**(2), 187-206.

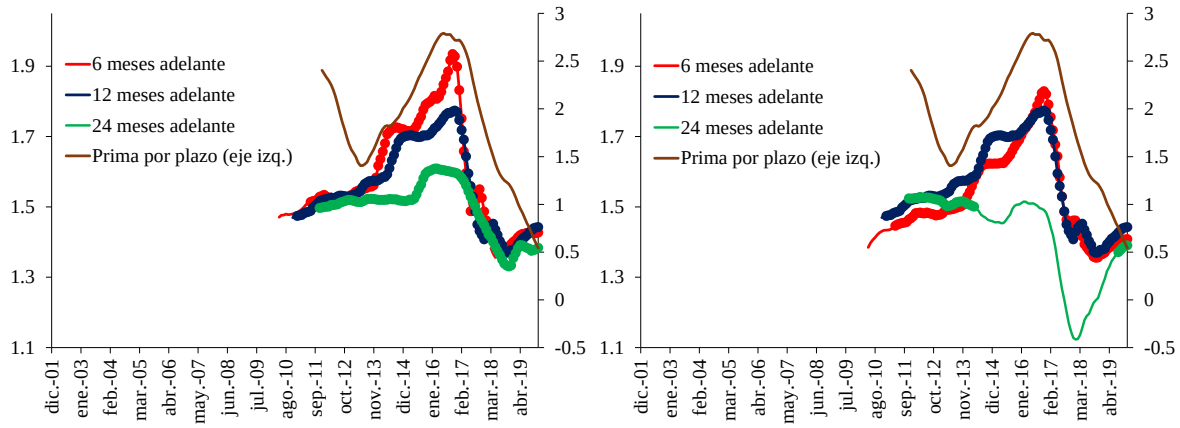
[78] Werner, T (2006). Term premia developments in the Euro area: an affine term structure model estimated with survey data. Mimeo. European Central Bank.

[79] Wheelock, D.C. y Wohar, M.E. (2009). Can the term spread predict output growth and recessions? A survey of the literature. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, **91**(5 Part 1), 419-440.

[80] Wright, J. H. (2011). Term premia and inflation uncertainty: Empirical evidence from an international panel dataset. *American Economic Review*, **101**(4), 1514-34.

[81] Yilanci, V., Ozgur, O., y Gorus, M. S. (2021). Stock prices and economic activity nexus in OECD countries: new evidence from an asymmetric panel Granger causality test in the frequency domain. *Financial Innovation*, **7**(1), 1-22.

A. Apéndice: Resultados suplementarios



a) Variación Acumulada del Producto

b) Variación Marginal del Producto

Figura A.1: Coeficientes entre la Pendiente de la Curva de Rendimientos y el Producto Futuro

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México.

Notas: Regresiones móviles con una ventana de 8 años. El modelo es el siguiente: $Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t + \varepsilon_t$, donde $Y_{t,t+k}$ es el crecimiento acumulado anualizado del IGAE para los siguientes k meses, o $Y_{t+k-12,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t + \varepsilon_t$, donde $Y_{t+k-12,t+k}$ es la variación porcentual marginal anualizada de la producción del mes $t+k-12$ al futuro mes $t+k$. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos y ε_t es un término de error. Las líneas continuas representan coeficientes que no son estadísticamente significativos, mientras que aquellas con marcadores indican coeficientes estadísticamente significativos al 95% del nivel de confianza. El rezago utilizado para obtener los errores estándar Newey y West (1987) resultó ser tres. El promedio móvil de 8 años para la prima por plazo se muestra en el eje izquierdo. La muestra va de 2001:M12 a 2019:M12.

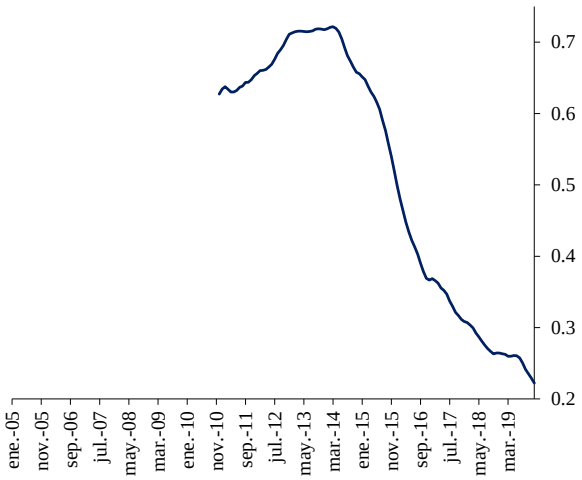


Figura A.2: Prima por Riesgo Inflacionario (Promedio Móvil de 6 Años)

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México.

Notas: la prima por riesgo inflacionario es estimada como la diferencia entre la compensación general por inflación por mantener un bono nominal, es decir, la compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario, y la expectativa de inflación de largo plazo (Aguilar-Argaez et al., 2016). La compensación por inflación esperada y riesgo inflacionario se obtiene de la diferencia entre el rendimiento nominal de un bonos a 10 años y el rendimiento real asociado a un bono del mismo plazo indexado a la inflación. La expectativa de inflación de largo plazo se estima como el promedio de la inflación esperada para los próximos diez años mediante el uso de un modelo afín de la estructura temporal de las tasas de interés. La muestra va de 2005:M1 a 2019:M12.

Horizonte	Número de	Variación Acumulada							
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	4.35*	-0.06	1.06**	0.15	-0.57	-1.51	2.09	0.17
		(2.52)	(0.68)	(0.49)	(0.11)	(0.51)	(1.05)		
6	186	4.12*	0.81	1.52**	-0.13	-0.54	-1.59	2.36	0.17
		(2.48)	(0.51)	(0.59)	(0.11)	(0.56)	(1.08)		
9	183	3.19**	-0.04	1.20***	-0.19*	-0.24	-1.20	1.54	0.24
		(1.54)	(0.72)	(0.43)	(0.10)	(0.35)	(0.77)		
12	180	2.33*	0.29	1.16***	-0.19*	-0.11	-0.88	1.54	0.25
		(1.19)	(0.62)	(0.42)	(0.10)	(0.28)	(0.59)		
18	174	0.95	-0.47	0.73**	-0.08	0.01	0.01	1.06	0.31
		(0.83)	(1.13)	(0.30)	(0.12)	(0.20)	(0.39)		
24	168	0.87*	-0.57	0.41*	-0.17**	0.03	0.45	1.07	0.46
		(0.51)	(0.84)	(0.22)	(0.07)	(0.14)	(0.33)		
36	156	1.78**	-0.46	-0.25	-0.23*	-0.12	0.81***	1.61	0.64
		(0.74)	(0.35)	(0.24)	(0.12)	(0.12)	(0.24)		

Horizonte	Número de	Variación Marginal							
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	1.38**	0.09	0.62***	0.79***	-0.27	-0.55*	2.36	0.71
		(0.83)	(0.21)	(0.22)	(0.08)	(0.19)	(0.32)		
6	186	2.31**	0.47	1.11***	0.43***	-0.37	-1.00*	2.36	0.43
		(1.48)	(0.34)	(0.39)	(0.12)	(0.32)	(0.56)		
9	183	2.36	1.01**	1.50***	0.08	-0.26	-1.18*	2.36	0.30
		(1.60)	(0.42)	(0.45)	(0.11)	(0.38)	(0.65)		
12	180	2.33**	0.29	1.16***	-0.19*	-0.11	-0.88	1.54	0.25
		(1.19)	(0.62)	(0.42)	(0.10)	(0.27)	(0.59)		
18	174	-2.75**	1.37***	0.91**	-0.06	0.47**	0.90*	2.33	0.29
		(1.32)	(0.49)	(0.43)	(0.07)	(0.21)	(0.48)		
24	168	-3.79**	0.77*	0.08	0.06	0.43**	2.19***	1.99	0.48
		(1.51)	(0.45)	(0.36)	(0.06)	(0.17)	(0.56)		
36	156	0.75	1.86	-0.72	-0.22***	-0.14	1.50**	1.07	0.40
		(1.14)	(1.30)	(0.54)	(0.07)	(0.24)	(0.63)		

Tabla A.1: Estimaciones del Modelo de Umbral (Porcentaje de Recorte=20)

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: El modelo es el siguiente: $Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{5} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t,t+k}$ es el crecimiento acumulado anualizado del IGAE para los siguientes k meses, o $Y_{t+k-12,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{5} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t+k-12,t+k}$ es la variación porcentual marginal anualizada de la producción del mes $t+k-12$ al futuro mes $t+k$. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario. El modelo también incluye como variables de control x_{it} el crecimiento rezagado del IGAE, acumulado o marginal dependiendo de la variable dependiente utilizada, la tasa de interés real y la pendiente de la curva de rendimientos de EUA. Los coeficientes asociados a estas variables son α_3, α_4 y α_5, respectivamente. ε_t es un término de error. En paréntesis se presentan los errores estándar consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación de Newey y West (1987). El rezago utilizado para obtenerlos resultó ser de cuatro. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento en la prueba de dos colas, respectivamente. La fila k se basa en una estimación de t=2004:M1 a 2019:M12-k.

Horizonte	Número de	Variación Acumulada							
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	8.60*	0.05	1.22**	0.11	-0.82	-1.49	2.39	0.18
		(5.18)	(0.64)	(0.53)	(0.11)	(0.60)	(1.00)		
6	186	7.45	0.62	1.56***	-0.15	-0.65	-1.58	2.55	0.18
		(5.03)	(0.53)	(0.57)	(0.12)	(0.59)	(1.01)		
9	183	3.91	-0.04	1.19***	-0.18*	-0.21	-1.14	1.54	0.24
		(2.46)	(0.71)	(0.44)	(0.10)	(0.30)	(0.72)		
12	180	2.41	0.36	1.20***	-0.19*	-0.07	-0.86	1.54	0.25
		(1.90)	(0.65)	(0.46)	(0.10)	(0.23)	(0.56)		
18	174	0.97	-0.49	0.72**	-0.08	0.00	0.01	1.06	0.31
		(1.38)	(1.15)	(0.33)	(0.12)	(0.18)	(0.39)		
24	168	1.12	-0.68	0.35	-0.17**	-0.01	0.45	1.07	0.46
		(0.89)	(0.87)	(0.25)	(0.07)	(0.13)	(0.33)		
36	156	1.21	0.43	-0.04	-0.25*	-0.03	0.80***	0.94	0.65
		(0.95)	(0.41)	(0.22)	(0.13)	(0.10)	(0.23)		

Horizonte	Número de	Variación Marginal							
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	2.60*	0.06	0.70***	0.80***	-0.28	-0.51*	2.59	0.73
		(1.48)	(0.22)	(0.24)	(0.07)	(0.18)	(0.28)		
6	186	4.52*	0.34	1.19***	0.43***	-0.44	-1.01*	2.55	0.46
		(2.69)	(0.36)	(0.39)	(0.10)	(0.32)	(0.52)		
9	183	3.54	0.96**	1.54***	0.06	-0.28	-1.17*	2.55	0.30
		(2.90)	(0.43)	(0.45)	(0.11)	(0.36)	(0.61)		
12	180	2.41	0.36	1.20***	-0.19*	-0.07	-0.86	1.54	0.25
		(1.90)	(0.65)	(0.46)	(0.10)	(0.23)	(0.56)		
18	174	-4.62**	1.31***	0.81*	-0.06	0.48**	0.82*	2.63	0.29
		(2.00)	(0.49)	(0.43)	(0.07)	(0.22)	(0.48)		
24	168	-4.27**	0.61	-0.02	0.06	0.28**	2.09***	1.99	0.47
		(1.69)	(0.47)	(0.38)	(0.06)	(0.14)	(0.58)		
36	156	0.55	2.10	-0.61	-0.22***	-0.05	1.52**	1.07	0.40
		(1.55)	(1.31)	(0.54)	(0.07)	(0.21)	(0.67)		

Tabla A.2: Estimaciones del Modelo de Umbral usando la Tasa de Interés Interbancaria a 28 días

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: El modelo es el siguiente: $Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{5} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t,t+k}$ es el crecimiento acumulado anualizado del IGAE para los siguientes k meses, o $Y_{t+k-12,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{5} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t+k-12,t+k}$ es la variación porcentual marginal anualizada de la producción del mes $t+k-12$ al futuro mes $t+k$. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario. El modelo también incluye como variables de control x_{it} el crecimiento rezagado del IGAE, acumulado o marginal dependiendo de la variable dependiente utilizada, la tasa de interés interbancaria a 28 días y la pendiente de la curva de rendimientos de EUA. Los coeficientes asociados a estas variables son α_3, α_4 y α_5, respectivamente. ε_t es un término de error. En paréntesis se presentan los errores estándar consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación de Newey y West (1987). El rezago utilizado para obtenerlos resultó ser de cuatro. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento en la prueba de dos colas, respectivamente. La fila k se basa en una estimación de t=2004:M1 a 2019:M12-k.

Horizonte	Número de	Variación Acumulada							
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	7.81	0.16	1.28**	0.11	-0.76	-1.50	2.40	0.17
		(4.91)	(0.62)	(0.55)	(0.11)	(0.59)	(1.02)		
6	186	6.83	0.70	1.61***	-0.15	-0.61	-1.59	2.55	0.18
		(4.83)	(0.53)	(0.59)	(0.12)	(0.59)	(1.03)		
9	183	3.59	0.03	1.24***	-0.19*	-0.18	-1.15	1.54	0.23
		(2.38)	(0.71)	(0.45)	(0.10)	(0.31)	(0.73)		
12	180	2.11	0.42	1.24***	-0.19*	-0.04	-0.86	1.54	0.25
		(1.86)	(0.65)	(0.47)	(0.10)	(0.24)	(0.57)		
18	174	0.70	-0.40	0.76**	-0.08	0.03	0.01	1.06	0.31
		(1.32)	(1.14)	(0.33)	(0.12)	(0.18)	(0.39)		
24	168	0.86	-0.59	0.39	-0.17**	0.02	0.45	1.06	0.46
		(0.85)	(0.86)	(0.24)	(0.07)	(0.13)	(0.33)		
36	156	1.08	0.47	-0.02	-0.24*	-0.02	0.80***	0.94	0.65
		(0.93)	(0.40)	(0.22)	(0.13)	(0.10)	(0.23)		

Horizonte	Número de	Variación Marginal							
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	2.41*	0.08	0.71***	0.80***	-0.27	-0.52*	2.59	0.72
		(1.43)	(0.22)	(0.25)	(0.07)	(0.18)	(0.29)		
6	186	4.17	0.39	1.21***	0.42***	-0.41	-1.02*	2.55	0.45
		(2.60)	(0.35)	(0.40)	(0.10)	(0.33)	(0.53)		
9	183	3.12	1.03**	1.57***	0.06	-0.24	-1.17*	2.55	0.30
		(2.81)	(0.44)	(0.47)	(0.11)	(0.36)	(0.62)		
12	180	2.11	0.42	1.24***	-0.19*	-0.04	-0.86	1.54	0.25
		(1.86)	(0.65)	(0.47)	(0.10)	(0.24)	(0.57)		
18	174	-4.75**	1.34***	0.83*	-0.06	0.51**	0.83*	2.63	0.30
		(2.04)	(0.51)	(0.44)	(0.07)	(0.22)	(0.48)		
24	168	-4.46**	0.65	0.01	0.06	0.32**	2.10***	1.99	0.47
		(1.77)	(0.47)	(0.38)	(0.06)	(0.15)	(0.57)		
36	156	0.82	1.98	-0.66	-0.22***	-0.09	1.53**	1.07	0.40
		(1.57)	(1.31)	(0.55)	(0.07)	(0.21)	(0.66)		

Tabla A.3: Estimaciones del Modelo de Umbral usando la Tasa de Fondeo Nominal

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: El modelo es el siguiente: $Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{5} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t,t+k}$ es el crecimiento acumulado anualizado del IGAE para los siguientes k meses, o $Y_{t+k-12,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{5} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t+k-12,t+k}$ es la variación porcentual marginal anualizada de la producción del mes $t+k-12$ al futuro mes $t+k$. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario. El modelo también incluye como variables de control x_{it} el crecimiento rezagado del IGAE, acumulado o marginal dependiendo de la variable dependiente utilizada, la tasa de fondeo nominal y la pendiente de la curva de rendimientos de EUA. Los coeficientes asociados a estas variables son α_3, α_4 y α_5, respectivamente. ε_t es un término de error. En paréntesis se presentan los errores estándar consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación de Newey y West (1987). El rezago utilizado para obtenerlos resultó ser de cuatro. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento en la prueba de dos colas, respectivamente. La fila k se basa en una estimación de t=2004:M1 a 2019:M12-k.

Horizonte	Número de	Variación Acumulada								
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	2.34	0.53	1.54**	-0.06	-0.57	-1.50	-3.84*	2.40	0.23
		(2.24)	(0.59)	(0.66)	(0.09)	(0.54)	(1.00)	(2.08)		
6	186	2.83	0.99*	1.78***	-0.34	-0.50	-1.61	-2.82**	2.55	0.23
		(2.60)	(0.52)	(0.65)	(0.14)	(0.58)	(1.07)	(1.40)		
9	183	2.60	-0.03	1.23***	-0.29**	-0.21	-1.17	-1.31	1.54	0.25
		(1.83)	(0.75)	(0.40)	(0.12)	(0.36)	(0.78)	(1.15)		
12	180	2.21	0.27	1.16***	-0.22**	-0.11	-0.88	-0.34	1.54	0.25
		(1.35)	(0.64)	(0.43)	(0.11)	(0.28)	(0.61)	(0.91)		
18	174	0.95	-0.45	0.73**	-0.08	0.01	0.01	0.05	1.06	0.31
		(0.83)	(1.15)	(0.33)	(0.12)	(0.19)	(0.39)	(0.59)		
24	168	0.88*	-0.56	0.41*	-0.17**	0.03	0.45	0.01	1.07	0.46
		(0.51)	(0.87)	(0.24)	(0.07)	(0.14)	(0.33)	(0.41)		
36	156	1.08*	0.63	0.03	-0.21*	-0.02	0.77***	0.39	0.94	0.65
		(0.58)	(0.42)	(0.22)	(0.12)	(0.11)	(0.24)	(0.28)		

Horizonte	Número de	Variación Marginal								
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	0.34	0.24	0.69***	0.59***	-0.20	-0.50**	-2.19***	2.59	0.78
		(0.83)	(0.22)	(0.22)	(0.06)	(0.17)	(0.24)	(0.54)		
6	186	1.10	0.63*	1.22***	0.21*	-0.29	-0.93*	-2.53***	2.60	0.53
		(1.48)	(0.33)	(0.39)	(0.11)	(0.30)	(0.49)	(0.83)		
9	183	1.34	0.39	1.27***	-0.14	-0.12	-1.05*	-2.03**	1.54	0.34
		(1.60)	(0.67)	(0.40)	(0.13)	(0.28)	(0.61)	(0.89)		
12	180	2.21	0.27	1.16***	-0.22**	-0.11	-0.88	-0.34	1.54	0.25
		(1.35)	(0.64)	(0.43)	(0.11)	(0.28)	(0.61)	(0.91)		
18	174	-1.68	2.91**	1.14**	0.14	0.42**	0.64	2.07**	0.76	0.32
		(1.32)	(1.15)	(0.45)	(0.09)	(0.20)	(0.44)	(0.85)		
24	168	-3.48***	0.71*	0.06	0.11	0.41**	2.17***	0.49	1.99	0.48
		(1.51)	(0.41)	(0.36)	(0.10)	(0.17)	(0.54)	(0.80)		
36	156	0.75	1.75	-0.74	-0.24**	-0.14	1.50**	-0.19	1.07	0.40
		(1.14)	(1.26)	(0.55)	(0.12)	(0.24)	(0.63)	(0.68)		

Tabla A.4: Estimaciones del Modelo de Umbral al incluir el ICF

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: El modelo es el siguiente: $Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{6} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t,t+k}$ es el crecimiento acumulado anualizado del IGAE para los siguientes k meses, o $Y_{t+k-12,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{6} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t+k-12,t+k}$ es la variación porcentual marginal anualizada de la producción del mes $t+k-12$ al futuro mes $t+k$. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario. El modelo también incluye como variables de control x_{it} el crecimiento rezagado del IGAE, acumulado o marginal dependiendo de la variable dependiente utilizada, la tasa de interés real, la pendiente de la curva de rendimientos de EUA y el Índice de Condiciones Financieras (ICF) para México. Los coeficientes asociados a estas variables son α_3, α_4, α_5 y α_6, respectivamente. ε_t es un término de error. En paréntesis se presentan los errores estándar consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación de Newey y West (1987). El rezago utilizado para obtenerlos resultó ser de cuatro. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento en la prueba de dos colas, respectivamente. La fila k se basa en una estimación de t=2004:M1 a 2019:M12-k.

Horizonte	Número de	Variación Acumulada								
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	4.27**	-0.21	0.86**	0.10	-0.63	-1.30	0.31**	2.08	0.25
		(2.24)	(0.66)	(0.46)	(0.10)	(0.45)	(0.88)	(0.12)		
6	186	3.65*	0.39	1.11**	-0.11	-0.48	-1.26	0.26**	2.08	0.27
		(2.60)	(0.56)	(0.44)	(0.09)	(0.45)	(0.82)	(0.11)		
9	183	2.92**	-0.07	1.07**	-0.17**	-0.25	-1.02	0.16**	1.54	0.29
		(1.83)	(0.70)	(0.41)	(0.08)	(0.33)	(0.68)	(0.07)		
12	180	2.11**	-0.04	1.01**	-0.17*	-0.15	-0.70	0.14***	1.15	0.30
		(1.35)	(0.65)	(0.44)	(0.10)	(0.26)	(0.56)	(0.05)		
18	174	0.68	-0.55	0.63**	-0.05	-0.01	0.18	0.11***	1.06	0.36
		(0.83)	(1.07)	(0.30)	(0.11)	(0.19)	(0.37)	(0.04)		
24	168	0.72	-0.66	0.33	-0.14*	0.01	0.56*	0.07**	1.07	0.49
		(0.51)	(0.81)	(0.23)	(0.07)	(0.14)	(0.32)	(0.03)		
36	156	0.88	0.36	-0.07	-0.20	-0.03	0.87***	0.04**	0.94	0.66
		(0.58)	(0.37)	(0.21)	(0.12)	(0.10)	(0.23)	(0.02)		

Horizonte	Número de	Marginal Change								
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	1.46**	0.00	0.56***	0.80***	-0.31*	-0.49*	0.07**	2.43	0.73
		(0.83)	(0.22)	(0.21)	(0.07)	(0.19)	(0.27)	(0.03)		
6	186	2.46*	0.36	1.09***	0.45***	-0.44	-0.95**	0.12**	2.55	0.49
		(1.48)	(0.33)	(0.36)	(0.10)	(0.32)	(0.48)	(0.05)		
9	183	1.75	0.80*	1.23***	0.09	-0.19	-0.94*	0.17***	2.08	0.37
		(1.60)	(0.47)	(0.42)	(0.10)	(0.30)	(0.54)	(0.05)		
12	180	2.11**	-0.04	1.01**	-0.17*	-0.15	-0.70	0.14***	1.15	0.30
		(1.35)	(0.65)	(0.44)	(0.10)	(0.26)	(0.56)	(0.05)		
18	174	-2.86**	1.35***	0.89**	-0.05	0.48**	0.95*	0.03	2.33	0.29
		(1.32)	(0.49)	(0.43)	(0.08)	(0.22)	(0.51)	(0.05)		
24	168	-3.80**	0.75	0.06	0.06	0.42**	2.22***	0.02	1.99	0.48
		(1.51)	(0.46)	(0.37)	(0.06)	(0.17)	(0.57)	(0.03)		
36	156	0.72	1.90	-0.68	-0.22***	-0.13	1.48**	-0.02	1.07	0.40
		(1.14)	(1.31)	(0.56)	(0.07)	(0.24)	(0.65)	(0.03)		

Tabla A.5: Estimaciones del Modelo de Umbral al incluir el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: El modelo es el siguiente: $Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{6} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t,t+k}$ es el crecimiento acumulado anualizado del IGAE para los siguientes k meses, o $Y_{t+k-12,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \sum_{i=3}^{6} \alpha_i x_{it} + \varepsilon_t$, donde $Y_{t+k-12,t+k}$ es la variación porcentual marginal anualizada de la producción del mes $t+k-12$ al futuro mes $t+k$. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario. El modelo también incluye como variables de control x_{it} el crecimiento rezagado del IGAE, acumulado o marginal dependiendo de la variable dependiente utilizada, la tasa de interés real, la pendiente de la curva de rendimientos de EUA y el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana. Los coeficientes asociados a estas variables son α_3, α_4, α_5 y α_6, respectivamente. ε_t es un término de error. En paréntesis se presentan los errores estándar consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación de Newey y West (1987). El rezago utilizado para obtenerlos resultó ser de cuatro. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento en la prueba de dos colas, respectivamente. La fila k se basa en una estimación de t=2004:M1 a 2019:M12-k.

Horizonte	Número de	Variación Acumulada				
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	0.80	0.25	0.89***	2.08	0.07
		(0.97)	(0.45)	(0.32)		
6	186	0.95	-0.15	0.69**	1.54	0.09
		(1.10)	(0.82)	(0.34)		
9	183	0.99	-0.30	0.71**	1.54	0.16
		(0.96)	(0.71)	(0.31)		
12	180	0.75	0.06	0.77**	1.54	0.20
		(0.97)	(0.65)	(0.31)		
18	174	0.76	-0.48	0.75***	1.06	0.32
		(0.69)	(1.06)	(0.22)		
24	168	0.84	-0.45	0.69***	1.06	0.38
		(0.62)	(0.99)	(0.21)		
36	156	0.91*	0.45***	0.68***	2.59	0.31
		(0.47)	(0.16)	(0.13)		

Horizonte	Número de	Variación Marginal				
k	observaciones	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\phi}$	$\overline{R^2}$
3	189	0.69	1.14***	0.59**	1.91	0.09
		(0.75)	(0.44)	(0.25)		
6	186	0.37	1.10**	0.80***	1.87	0.13
		(0.93)	(0.51)	(0.26)		
9	183	0.66	0.27	0.82***	1.54	0.20
		(0.94)	(0.65)	(0.30)		
12	180	0.75	0.06	0.77**	1.54	0.20
		(0.97)	(0.65)	(0.31)		
18	174	0.73	-0.87	0.77***	1.06	0.24
		(0.78)	(1.50)	(0.25)		
24	168	0.82	-0.66	0.67**	1.07	0.17
		(0.89)	(1.42)	(0.31)		
36	156	0.31	3.24**	0.47	1.07	0.11
		(1.30)	(1.40)	(0.37)		

Tabla A.6: Estimaciones del modelo de Umbral al excluir el Crecimiento Rezagado, la Política Monetaria y la Pendiente de la Curva de Rendimientos de EUA

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: El modelo es el siguiente: $Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \varepsilon_t$, donde $Y_{t,t+k}$ es el crecimiento acumulado anualizado del IGAE para los siguientes k meses, o $Y_{t+k-12,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \alpha_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi) + \varepsilon_t$, donde $Y_{t+k-12,t+k}$ es la variación porcentual marginal anualizada de la producción del mes $t+k-12$ al futuro mes $t+k$. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario. ε_t es un término de error. En paréntesis se presentan los errores estándar consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación de Newey y West (1987). El rezago utilizado para obtenerlos resultó ser de cuatro. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento en la prueba de dos colas, respectivamente. La fila k se basa en una estimación de t=2004:M1 a 2019:M12-k.

Horizonte de Pronóstico		Sin Umbral					Con Umbral						
k Meses Adelante	Nobs.	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	R^2_{McF}	R^2_{Est}	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$	$\hat{\phi}$	R^2_{McF}	R^2_{Est}
6	186	-0.51**	-0.94***	0.34*	0.25	0.18	-1.00***	0.44	-0.93***	0.50**	0.75	0.29	0.22
		(0.26)	(0.22)	(0.19)			(0.34)	(0.60)	(0.23)	(0.21)			
12	180	0.01	-1.24***	0.15	0.35	0.27	-0.76*	0.59	-1.24***	0.37	0.80	0.43	0.34
		(0.32)	(0.30)	(0.21)			(0.43)	(0.65)	(0.35)	(0.24)			
18	174	1.39***	-2.22***	-0.60**	0.52	0.42	1.48**	-1.04	-9.85**	-0.68*	0.76	0.70	0.59
		(0.48)	(0.59)	(0.27)			(0.63)	(0.86)	(4.95)	(0.35)			
24	168	0.65**	-0.84***	-0.55***	0.39	0.31	0.16	0.43	-0.71**	-0.47**	0.85	0.43	0.34
		(0.33)	(0.26)	(0.19)			(0.40)	(0.63)	(0.28)	(0.20)			

Tabla A.7: Estimaciones del Modelo Probit (Porcentaje de Recorte=20)

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: El modelo sin umbral es $\Pr[Con_{t+k}=1]=F(\beta_0+\beta_1 Pend_t+\beta_2 Pend_t^*)$, mientras que el modelo con umbral es $\Pr[Con_{t+k}=1]=F(\gamma_0+\gamma_1 Pend_t\,\mathbb{1}(\theta_t<\phi)+\gamma_2 Pend_t\,\mathbb{1}(\theta_t\geq\phi)+\gamma_3 Pend_t^*)$, donde Pr denota probabilidad, F es la distribución normal acumulada, y la variable binaria Con es igual a la unidad durante aquellos meses considerados como contracciones. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, $Pend_t^*$ es la pendiente de la curva de rendimientos en EUA, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario. En paréntesis se presentan los errores estándar asintóticos. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento en la prueba de dos colas, respectivamente. La fila k se basa en una estimación de t=2004:M1 a 2019:M12-k.

Horizonte de Pronóstico		Sin Umbral					Con Umbral						
k Trimestres Adelante	Nobs.	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	R^2_{McF}	R^2_{Est}	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$	$\hat{\phi}$	R^2_{McF}	R^2_{Est}
2	62	-0.44	-1.10**	0.40	0.27	0.20	-1.31**	0.86	-1.06*	0.58	0.94	0.39	0.29
		(0.47)	(0.46)	(0.34)			(0.65)	(1.04)	(0.58)	(0.39)			
4	60	0.17	-1.57**	0.24	0.39	0.30	-0.10	-0.36	-1.42**	0.20	0.71	0.41	0.31
		(0.61)	(0.66)	(0.39)			(0.68)	(1.42)	(0.70)	(0.40)			
6	58	1.75*	-2.74**	-0.58	0.57	0.46	1.13	0.29	-2.65*	-0.52	0.67	0.67	0.55
		(0.95)	(1.18)	(0.54)			(1.15)	(2.04)	(1.37)	(0.69)			
8	56	0.79	-0.98*	-0.54	0.41	0.33	0.25	5.79	-0.66	-0.57	0.61	0.55	0.45
		(0.61)	(0.53)	(0.34)			(0.65)	(5.65)	(0.51)	(0.37)			

Tabla A.8: Estimaciones del Modelo Probit en Frecuencia Trimestral

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: El modelo sin umbral es $\Pr[Con_{t+k}=1]=F(\beta_0+\beta_1 Pend_t+\beta_2 Pend_t^*)$, mientras que el modelo con umbral es $\Pr[Con_{t+k}=1]=F(\gamma_0+\gamma_1 Pend_t\,\mathbb{1}(\theta_t<\phi)+\gamma_2 Pend_t\,\mathbb{1}(\theta_t\geq\phi)+\gamma_3 Pend_t^*)$, donde Pr denota probabilidad, F es la distribución normal acumulada, y la variable binaria Con es igual a la unidad durante aquellos trimestres considerados como contracciones. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, $Pend_t^*$ es la pendiente de la curva de rendimientos en EUA, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario. En paréntesis se presentan los errores estándar asintóticos. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento en la prueba de dos colas, respectivamente. La fila k se basa en una estimación de t=2004:T1 a 2019:T4-k.

Horizonte de Pronóstico		Sin Umbral				Con Umbral					
k Meses Adelante	Nobs.	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	R^2_{McF}	R^2_{Est}	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\phi}$	R^2_{McF}	R^2_{Est}
6	186	-0.26	-0.73***	0.22	0.16	-0.51**	0.43	-0.63***	0.67	0.25	0.18
		(0.22)	(0.18)			(0.26)	(0.67)	(0.19)			
12	180	0.15	-1.20***	0.34	0.26	-0.32	0.41	-1.14***	0.80	0.41	0.32
		(0.26)	(0.30)			(0.32)	(0.63)	(0.36)			
18	174	0.69**	-1.96***	0.48	0.38	0.57	-0.48	-9.32**	0.76	0.67	0.56
		(0.32)	(0.48)			(0.42)	(0.79)	(5.09)			
24	168	0.21	-0.99***	0.32	0.25	-0.13	1.81*	-0.83***	0.57	0.38	0.30
		(0.27)	(0.23)			(0.29)	(1.09)	(0.23)			

Tabla A.9: Estimaciones del Modelo Probit al excluir la Pendiente de la Curva de Rendimientos de EUA

Fuente: Estimaciones propias usando datos de Banco de México y de la Reserva Federal de EUA.
Notas: El modelo sin umbral es $\Pr[Con_{t+k} = 1] = F(\beta_0 + \beta_1 Pend_t)$, mientras que el modelo con umbral es $\Pr[Con_{t+k} = 1] = F(\gamma_0 + \gamma_1 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t < \phi) + \gamma_2 Pend_t \mathbb{1}(\theta_t \geq \phi))$, donde Pr denota probabilidad, F es la distribución normal acumulada, y la variable binaria *Con* es igual a la unidad durante aquellos meses considerados como contracciones. $Pend_t$ representa la pendiente de la curva de rendimientos, θ_t es la prima por plazo, ϕ es el umbral para la prima por plazo y $\mathbb{1}(\cdot)$ es una función indicadora que toma el valor de 1 si la expresión es cierta y 0 de lo contrario. En paréntesis se presentan los errores estándar asintóticos. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento en la prueba de dos colas, respectivamente. La fila k se basa en una estimación de t=2004:M1 a 2019:M12-k.