

Robustez predictiva de la curva de rendimientos como señal de recesión en Estados Unidos: el rol de la inflación (1961-2025)

Autor

Matías Cristovao

ID 000-17-8890

Tutor

Ignacio Pace

Trabajo Final de Carrera

Licenciatura en Economía

Facultad de Ciencias Económicas

Universidad de Belgrano

Ciudad Autónoma de Buenos Aires

2026

Resumen

Esta investigación examina si la capacidad de la pendiente de la curva de rendimientos para anticipar recesiones en Estados Unidos se mantiene bajo distintos regímenes de inflación, y en qué medida el nivel de inflación condiciona la intensidad de esa señal. El análisis cubre el período junio 1961 - diciembre 2025 y estima modelos de probabilidad de recesión a horizontes de 12 y 18 meses, incorporando una medida de la pendiente de la curva de rendimientos neta de una prima por plazo y un término de interacción entre dicha pendiente y la inflación que permite cuantificar cómo varía su capacidad predictiva según el contexto inflacionario.

Los resultados indican que la pendiente de la curva de rendimientos conserva poder predictivo significativo, pero que éste se deteriora de forma continua y estadísticamente significativa a medida que la inflación aumenta. Se estima un umbral de neutralización de 12.87% de inflación (IC 95%: 9.54%-16.20%), por encima del cual esa señal deja de anticipar recesiones. Controlar por el nivel de inflación mejora la capacidad del modelo para anticipar recesiones respecto de la especificación estándar de la literatura, con señales sostenidas previas a siete de las ocho recesiones registradas en la muestra.

Palabras clave: curva de rendimientos, recesión, inflación, prima por plazo.

Abstract

This research examines whether the ability of the yield curve slope to anticipate recessions in the United States holds across different inflation regimes, and to what extent the level of inflation shapes the strength of that signal. The analysis covers the period from June 1961 to December 2025 and estimates models of recession probability at 12- and 18-month horizons, incorporating a measure of the yield curve slope, net of a term premium, and an interaction term between that slope and inflation, which makes it possible to quantify how its predictive power varies with the inflationary context.

The results indicate that the yield curve slope retains significant predictive power over recessions, but that it deteriorates continuously and statistically significantly as inflation rises. A neutralization threshold is estimated at 12.87% inflation (95% CI: 9.54%-16.20%), above which the signal no longer anticipates recessions. Controlling for the level of inflation improves the model's ability to anticipate recessions relative to the standard specification in the literature, with sustained signals preceding seven of the eight recessions recorded in the sample.

Keywords: yield curve, recession, inflation, term premium.

Índice

1. Introducción.....	1
2. Marco teórico.....	4
2.1 Revisión de la literatura.....	4
2.1.1 Evidencia a favor del spread como predictor de recesiones.....	4
2.1.2 Límites, declive y anomalías de la señal del spread.....	7
2.1.3 La inflación en los modelos de predicción como vacío en la literatura.....	9
2.1.4 Fortalezas y debilidades de los métodos estadísticos.....	9
2.2 Desarrollo conceptual.....	11
2.2.1 La hipótesis de expectativas y el spread de tasas como predictor.....	11
2.2.2 La prima por plazo: concepto y determinantes.....	13
2.2.3 La inflación como moderador de la señal del spread.....	14
3. Datos y metodología.....	15
3.1 Fuentes de datos.....	15
3.2 Construcción de variables.....	16
3.3 Especificación econométrica.....	20
3.3.1 Modelo de referencia.....	20
3.3.2 Modelo extendido con interacción.....	20
3.3.3 Especificaciones alternativas.....	21
3.4 Métricas de evaluación.....	21
4. Resultados empíricos.....	22
4.1 Modelo de referencia.....	22
4.2 Modelo extendido con interacción.....	23
4.3 Efectos marginales y umbral de neutralización.....	25
4.4 Análisis histórico de la señal.....	28
4.5 Lead time, persistencia y duración de la señal.....	30
4.6 Métricas de evaluación.....	31
4.7 Pruebas de especificación y diagnóstico del modelo.....	32
5. Análisis de robustez.....	34
5.1 Estimación por ventanas móviles.....	34
5.2 Estabilidad paramétrica entre regímenes inflacionarios.....	36
5.3 Especificaciones alternativas.....	37
5.3.1 Umbrales de inflación.....	37
5.3.2 Medidas alternativas de inflación.....	39
5.3.3 Horizonte alternativo ($h = 6$).....	39
5.3.4 Control de estacionalidad mensual.....	41
6. Implicancias prácticas.....	41
6.1 La señal del spread como indicador operativo.....	41
6.2 El umbral de neutralización como referencia de régimen.....	42
6.3 El modelo en episodios de tensión inflacionaria.....	44
6.4 Implicancias para la política monetaria.....	45
7. Conclusiones.....	47
Referencias bibliográficas.....	51

1. Introducción

La curva de rendimientos es la representación gráfica de las tasas de interés de los bonos del Tesoro de Estados Unidos en función de su plazo al vencimiento. Para un momento dado, muestra cuánto rinde un bono a tres meses, a dos años, a diez años, y así sucesivamente. La medida habitual de esa pendiente, y la que utiliza este trabajo, es la diferencia entre el rendimiento del bono del Tesoro de Estados Unidos a diez años y la tasa de la letra del Tesoro a tres meses, conocida como spread 10y-3m (Haubrich, 2021). Bajo expectativas de crecimiento económico estable e inflación moderada (es decir, dentro del objetivo de inflación de la Reserva Federal), la curva tiene pendiente positiva, con las tasas de largo plazo superando a las de corto plazo, porque los inversores exigen una compensación adicional por inmovilizar su capital durante más tiempo e incurrir en mayor incertidumbre sobre la evolución futura de las tasas. Cuando esta relación se invierte, es decir, cuando las tasas de corto plazo superan a las de largo plazo, se habla de una inversión de la curva de rendimientos. Este fenómeno ocurre típicamente cuando el mercado anticipa que el banco central deberá recortar tasas en el futuro en respuesta a una desaceleración económica, lo que empuja los rendimientos de largo plazo hacia abajo. Empíricamente, la inversión de la curva ha precedido a todas las recesiones estadounidenses desde 1968 (Estrella y Trubin, 2006), con un intervalo de anticipación de entre 12 y 18 meses (Estrella y Mishkin, 1996; Wright, 2006). Esta regularidad empírica motivó una extensa literatura académica y su incorporación en la práctica de bancos centrales y analistas financieros. Sin embargo, la literatura también ha documentado sus limitaciones y ha discutido bajo qué condiciones la señal conserva su validez (Rudebusch y Williams, 2009; Bauer y Mertens, 2018).

El presente trabajo se basa en dos principales motivaciones. Por un lado, pretende evaluar si la pendiente de la curva de rendimientos mantiene su poder para anticipar recesiones cuando la inflación es alta, es decir, fuera del contexto de inflación baja y estable en el que el indicador fue desarrollado y validado (Estrella y Mishkin, 1996; Wright, 2006). Por otro lado, busca ofrecer conocimiento aplicable a la práctica, puesto que la correcta interpretación de la señal del spread 10y-3m en períodos de inflación elevada tiene implicancias directas para inversores, analistas y responsables de política monetaria. Si bien existe abundante evidencia sobre la capacidad del valor de dicho spread para anticipar recesiones en períodos de inflación baja y estable (evidencia que se revisa en detalle en el Capítulo 2), lo que la literatura no ha desarrollado es una cuantificación directa de ese efecto condicional de la inflación mediante un término de interacción en un modelo logit, que permita estimar en qué medida un mayor nivel de inflación atenúa la señal del spread y calcular el umbral a partir del cual esa señal se neutraliza. Esa es la contribución metodológica central de esta investigación.

El problema central de esta investigación consiste en examinar si la capacidad predictiva del spread 10y-3m de los bonos del Tesoro de Estados Unidos sobre las recesiones en dicho país es independiente del nivel de inflación vigente, o si por el contrario esa capacidad se deteriora a medida que aumenta la inflación. El objetivo general es determinar si el spread 10y-3m constituye un predictor confiable de recesiones con independencia del contexto inflacionario, para el período 1961-2025, controlando por la prima por plazo (la porción del rendimiento de largo plazo que compensa al inversor por el riesgo de mantener un bono a diez años en lugar de renovar sucesivas posiciones de corto plazo, y que por tanto no refleja expectativas de actividad económica), mediante la descomposición de Adrian et al. (2013). Como objetivo complementario, se evalúa si ese deterioro, en caso de existir, opera de forma gradual a medida que la inflación aumenta, o si se concentra a partir de niveles específicos de inflación. En particular, si se concentra por encima del 5%, 6%, 7% y 8% de inflación interanual medida por el Índice de Precios del Gasto en Consumo Personal (PCE, por sus siglas en inglés), niveles que abarcan aproximadamente el 15% superior de la distribución histórica de esa serie en la muestra 1961-2025.

La hipótesis central de esta investigación es que la inversión de la curva de rendimientos anticipa recesiones en Estados Unidos con un rezago de entre 12 y 18 meses, pero que su poder predictivo depende del nivel de inflación vigente y se deteriora significativamente en tramos superiores de la distribución inflacionaria.

Para contrastar esta hipótesis, la investigación responde cuatro preguntas específicas. Primero, ¿cómo influye la inflación, considerada como variable continua, en la capacidad predictiva del spread? Segundo, ¿persiste ese efecto cuando la inflación se considera mediante umbrales que identifican regímenes de alta inflación? Tercero, ¿es estable esa relación a lo largo del tiempo? Cuarto, ¿qué implicancias prácticas surgen de emplear un modelo que contemple la interacción entre inflación y spread para inversores, analistas y responsables de política económica?

Los objetivos específicos son: evaluar el efecto de la inflación como variable continua en la capacidad predictiva del spread mediante un término de interacción en un modelo logit; contrastar los resultados bajo definiciones alternativas de alta inflación mediante variables binarias con umbrales del 5% al 8% como análisis de robustez; analizar la estabilidad temporal de los coeficientes y el desempeño predictivo del modelo; y derivar implicancias prácticas para inversores, analistas y responsables de política económica.

El diseño metodológico se fundamenta en un enfoque cuantitativo y longitudinal. Se estiman modelos logit para la probabilidad de recesión futura a horizontes de 12 y 18 meses, que siguen la convención establecida por Estrella y Mishkin (1996) y que la literatura posterior ha identificado como los de mayor poder predictivo del spread 10y-3m (Kiley, 2023). El modelo se

estima en función del spread 10y-3m ajustado por la prima por plazo, la inflación PCE interanual y sus interacciones. La inflación se incluye como variable continua interactuando con el spread y, como análisis de robustez, en forma de variables binarias de regímenes de alta inflación.

Dado que la variable dependiente es binaria (toma únicamente los valores 0 y 1), el uso de un modelo de regresión lineal resulta inapropiado por varias razones. En dicho modelo, las probabilidades predichas no están acotadas al intervalo $[0, 1]$, pudiendo arrojar valores negativos o superiores a la unidad, lo que carece de interpretación probabilística. Además, los errores de un modelo lineal con variable dependiente binaria son heterocedásticos por construcción, lo que invalida la inferencia estándar. Por último, la relación entre los regresores y la probabilidad de un evento binario es no lineal, esto es, el efecto marginal de un cambio en el spread sobre la probabilidad de recesión no puede ser constante a lo largo de todo el rango de valores observados. Los modelos logit y probit resuelven estos problemas al modelar la probabilidad como una función no lineal acotada en $[0, 1]$, y son el estándar en la literatura de predicción de recesiones (Estrella y Mishkin, 1996; Wright, 2006; Berge y Jordà, 2011).

La elección del modelo logit frente al probit se justifica tanto por convención en la literatura de predicción de recesiones como por consideraciones estadísticas. Ambas distribuciones producen resultados muy similares en la mayoría de las aplicaciones, con la salvedad de que la logística presenta colas más pesadas que la normal estándar (Greene, 2012), por lo que asigna probabilidades relativamente mayores en los valores extremos del índice. Esta consideración es relevante dado que la distribución de la inflación PCE en la muestra de 775 observaciones mensuales entre junio de 1961 y diciembre de 2025 exhibe marcada asimetría positiva, con una masa no despreciable de observaciones por encima del 6% y un conglomerado secundario en torno al 10-11% correspondiente al período de desinflación de Paul Volcker, entre 1979 y 1983. Los datos provienen de la Federal Reserve Economic Data (FRED) del Banco de la Reserva Federal de St. Louis para las series de tasas de interés, inflación y prima por plazo, y del National Bureau of Economic Research (NBER) para la cronología de recesiones.

El análisis es explicativo, ya que busca determinar si el poder del spread 10y-3m para anticipar recesiones a un horizonte de entre 12 y 18 meses se mantiene independientemente del nivel de inflación, o si por el contrario ese poder se debilita sistemáticamente a medida que la inflación aumenta. El desempeño del modelo se evalúa mediante métricas estándar en la literatura de modelos de predicción binaria. La capacidad discriminante del modelo, es decir, su habilidad para distinguir correctamente los períodos que preceden a una recesión de los que no, se mide mediante el Área Bajo la Curva ROC (AUC), siguiendo el estándar establecido por Berge y Jordà (2011) y aplicado recientemente en contextos análogos por Lahiri y Yang (2023) y Liu y Moench (2016). La bondad de ajuste se reporta mediante el pseudo- R^2 y los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (BIC).

El trabajo se organiza en siete capítulos. Tras esta introducción, el Capítulo 2 revisa críticamente la literatura, organizada en torno a la evidencia a favor y en contra de la capacidad del spread para anticipar recesiones y a las fortalezas y debilidades de los métodos estadísticos empleados. Luego, desarrolla el marco conceptual, que comprende la hipótesis de expectativas de la estructura temporal de las tasas de interés, el concepto de prima por plazo y sus determinantes, y los canales teóricos por los cuales el nivel de inflación condiciona la señal predictiva del spread. El Capítulo 3 describe las fuentes de datos, la construcción de variables y las especificaciones econométricas, presentando en primer lugar el modelo de referencia de la literatura y luego el modelo extendido que incorpora el spread ajustado por prima por plazo y el término de interacción con la inflación, justificando cada decisión de modelización. El Capítulo 4 presenta los resultados empíricos, comparando el desempeño del modelo de referencia con el del modelo extendido y analizando cómo la inflación condiciona la señal del spread mediante efectos marginales y el umbral de neutralización de la señal. El Capítulo 5 analiza las pruebas de robustez, incluyendo estimaciones por ventanas móviles, análisis de estabilidad paramétrica entre regímenes de baja y alta inflación, y especificaciones alternativas. El Capítulo 6 profundiza en las implicancias prácticas para inversores, analistas y responsables de política económica. El Capítulo 7 presenta las conclusiones del trabajo.

2. Marco teórico

2.1 Revisión de la literatura

La pendiente de la curva de rendimientos, también denominada spread de tasas, es la diferencia entre el rendimiento de un bono del Tesoro a largo plazo y el de un instrumento a corto plazo, y representa uno de los indicadores adelantados de recesión más estudiados de la macroeconomía. Esta sección revisa críticamente esa literatura en torno a tres discusiones: la evidencia a favor de la capacidad del spread para anticipar recesiones, la evidencia que documenta sus límites y condiciones de falla, y las fortalezas y debilidades de los métodos estadísticos empleados para estimar y evaluar esa capacidad. La sección cierra identificando el vacío que esta investigación aborda. Los conceptos que esta revisión utiliza, como la hipótesis de expectativas de la estructura temporal de las tasas de interés y la prima por plazo, se desarrollan formalmente en la sección 2.2, mientras que en esta sección sólo se introducen en la medida necesaria para seguir el debate.

2.1.1 Evidencia a favor del spread como predictor de recesiones

El fundamento común de toda esta literatura es la hipótesis de expectativas de la estructura temporal de las tasas de interés, formulada originalmente por Fisher (1896) y desarrollada sistemáticamente por Lutz (1940), según la cual la tasa de interés a largo plazo refleja el promedio de las tasas a corto plazo que el mercado espera para los períodos futuros. Bajo esta

hipótesis, la pendiente de la curva de rendimientos condensa las expectativas del mercado sobre la trayectoria futura de las tasas a corto plazo y, a través de ellas, sobre el estado futuro de la economía. Es esa conexión la que la literatura revisada a continuación se propone explotar y poner a prueba, y cuyo desarrollo formal se presenta en la sección 2.2.1.

El origen de esta literatura se encuentra en los trabajos de Harvey (1988, 1989, 1991, 1993), quien documenta por primera vez de forma sistemática la capacidad de la estructura temporal de las tasas de interés reales para anticipar el crecimiento futuro del consumo y del producto, y la fundamentó en la teoría del consumo intertemporal. Cuando los agentes anticipan una caída de sus ingresos futuros, aumentan su ahorro presente para mantener estable su consumo y lo canalizan hacia bonos de largo plazo, cuyo vencimiento coincide con el momento futuro en que esperan tener menores recursos. Al mismo tiempo, venden bonos de corto plazo, que les devolverían el dinero antes de esa necesidad. Esta recomposición de cartera eleva el precio de los bonos largos y reduce sus rendimientos, a la vez que deprime el precio de los cortos y eleva los suyos, lo que aplana o invierte la curva de rendimientos antes de las contracciones. Estrella y Hardouvelis (1991) extienden esta evidencia mostrando que la pendiente de la curva predice tanto el crecimiento del producto como la probabilidad de recesión en Estados Unidos, superando a otros indicadores financieros disponibles.

En dicho trabajo, los autores examinan sistemáticamente las explicaciones candidatas del poder predictivo del spread de tasas y su vínculo con la política monetaria. La primera explicación evaluada es que la pendiente refleje únicamente la política monetaria contemporánea. Este argumento requiere un supuesto de rigidez de precios que constituye, además, el nexo entre las tasas nominales que componen el spread y las tasas reales que afectan la actividad. Una contracción monetaria transitoria eleva las tasas nominales a corto plazo y, si los precios son rígidos, también las tasas reales a corto plazo, dejando las tasas a largo plazo relativamente intactas; la curva se aplana al tiempo que las tasas reales elevadas deprimen la inversión y el producto futuro, lo que genera la asociación observada entre pendiente y actividad. Contra esta hipótesis, los autores muestran que el poder predictivo de la pendiente permanece prácticamente intacto al controlar por la tasa de fondos federales real, de lo que concluyen que la información de la curva refleja mayormente variables distintas de la política monetaria contemporánea. La segunda explicación evaluada es la política monetaria futura esperada, que apela a la rigidez de precios en el corto plazo y a su flexibilidad en el largo plazo. De este modo, una expansión monetaria futura esperada reduciría las tasas reales futuras y expandiría el producto, elevando a la vez la tasa nominal a largo plazo vigente si la prima por inflación esperada aumenta más de lo que cae la tasa real futura, con lo cual la curva se empuja antes de la expansión. Los autores descartan también esta explicación porque implica una correlación positiva entre crecimiento e inflación, en contradicción con la correlación negativa observada en los años setenta y ochenta. Descartadas ambas, concluyen

que la pendiente reflejó históricamente, entre otros, factores independientes de la política monetaria, y conectan esa conclusión con el mecanismo de Harvey (1988). Así, si bien coinciden en que el modelo de valoración de activos basado en el consumo describe una relación de equilibrio entre las tasas de interés reales y el crecimiento del consumo (la suavización intertemporal del consumo), que opera con independencia de la política monetaria, advierten que ese mecanismo no alcanza para explicar por qué la pendiente predice también componentes del producto distintos del consumo, como la inversión. El trabajo cierra con una advertencia que anticipa la literatura de inestabilidad revisada en la sección 2.1.2, invocando la crítica de Lucas (1976) para señalar que las correlaciones históricas no son necesariamente invariantes ante cambios de política, por lo que el poder predictivo de la curva podría deteriorarse si la autoridad monetaria comenzara a utilizarla sistemáticamente como indicador.

El trabajo que consolida al spread como herramienta operativa de predicción de recesiones es el de Estrella y Mishkin (1996), quienes documentan que el spread entre el rendimiento del bono del Tesoro a diez años y la tasa de la letra del Tesoro a tres meses (spread 10y-3m) supera significativamente a otros indicadores financieros y macroeconómicos, como la evolución del precio de las acciones del New York Stock Exchange o el índice de indicadores líderes del Conference Board, mediante modelos probit que estiman la probabilidad de recesión como función del spread. Ese diseño se convirtió en el modelo de referencia que la literatura posterior adoptó y refinó. Wright (2006) muestra que la capacidad predictiva del spread de tasas para anticipar recesiones se mantiene al incluir controles adicionales como la tasa de política monetaria. La evidencia histórica respalda estos hallazgos, ya que la pendiente de la curva de rendimientos antecedió a todas las recesiones estadounidenses desde 1968 (Estrella y Trubin, 2006).

Dos revisiones sistemáticas de esta literatura permiten dimensionar el consenso alcanzado. Wheelock y Wohar (2009) concluyen que la evidencia a favor del spread es más sólida para la predicción de recesiones, modeladas como variable binaria, que para el pronóstico del crecimiento del producto como variable continua, cuya relación con el spread se debilitó desde mediados de los años ochenta. Haubrich (2021) sostiene que la inversión del spread 10y-3m ha sido un indicador robusto de recesiones en todo el período de posguerra en Estados Unidos, aunque advierte que la capacidad de pronóstico sobre el producto varía con los distintos regímenes de política monetaria, según cómo se defina la función de reacción de la tasa de interés fijada por la autoridad monetaria frente a cambios en la tasa de crecimiento de producción o la tasa de inflación. En cuanto al horizonte de predicción, Kiley (2023) documenta que la ventaja comparativa del spread se concentra en horizontes de cuatro a seis trimestres, donde ningún indicador alternativo lo supera de forma consistente, mientras que a horizontes más largos otros indicadores no financieros, como la tasa de desempleo o el nivel de inflación, resultan preferibles. La evidencia internacional apunta en la misma dirección, aunque con

menor contundencia: Bernard y Gerlach (1996) encuentran que el spread predice recesiones en la mayoría de un conjunto de economías desarrolladas, y Estrella y Mishkin (1997) y Moneta (2005) presentan resultados análogos para Europa, si bien con capacidad predictiva inferior a la del caso estadounidense (Haubrich, 2021).

2.1.2 Límites, declive y anomalías de la señal del spread

Frente a ese consenso, otra literatura documenta las condiciones bajo las cuales la señal del spread pierde fiabilidad. La primera línea crítica es la del declive temporal. Jardet (2004) muestra que la relación entre spread y crecimiento del producto en Estados Unidos se debilitó a partir de mediados de los años ochenta, y atribuye esa pérdida a una caída en la contribución de los shocks de política monetaria y de oferta a la covarianza entre ambas variables. Bajo el régimen anterior, la respuesta sistemática de la Fed ante shocks de actividad empujaba la curva de forma predecible, pero la adopción de metas de inflación redujo esa covarianza al modificar la función de reacción de la política monetaria ante los mismos shocks. Morell (2018) encuentra que fue el cambio en la composición de los shocks que afectan a la economía estadounidense, operando a través de la respuesta endógena de la política monetaria, lo que volvió al spread un indicador menos confiable del crecimiento futuro en las décadas recientes. Ambos trabajos convergen en que el contenido informativo del spread no es una constante estructural, sino que depende del régimen de política monetaria vigente, conclusión que Estrella (2005) deriva también desde un modelo analítico de expectativas racionales.

Sin embargo, la capacidad del spread para anticipar recesiones, un evento binario, no se deterioró como sí lo hizo su capacidad para predecir el crecimiento económico, una variable continua. Es decir, el spread perdió precisión para pronosticar cuánto crecerá el producto, pero no para señalar si la economía entrará o no en recesión. Rudebusch y Williams (2009) documentan esta persistencia y señalan que, pese a que los pronosticadores profesionales conocen la señal del spread desde hace décadas, sus pronósticos de consenso son sistemáticamente superados por un modelo simple basado en el spread para anticipar recesiones. Esto indica que la información contenida en la curva no está plenamente incorporada en la práctica profesional.

La segunda línea crítica cuestiona el uso del spread bruto como medida de las expectativas del mercado, y de ella se desprende la práctica de ajustar el spread restándole la prima por plazo, esto es, la compensación que exigen los inversores por mantener instrumentos de mayor vencimiento. Apoyándose en la hipótesis de expectativas de la estructura temporal de las tasas de interés, el trabajo de Hamilton y Kim (2002) es el primero en descomponer formalmente el spread en un componente de expectativas sobre la trayectoria futura de las tasas de interés a corto plazo y un componente de prima por plazo. Encuentran que ambos componentes contribuyen a predecir el crecimiento del producto, pero con pesos y significados económicos

distintos. A horizontes de dos años o más, muestran que la capacidad predictiva del componente de expectativas de las tasas de interés futuras contribuye en mayor medida que la prima por plazo para explicar el crecimiento del producto. Wright (2006) traslada esta lógica a la predicción de recesiones al incluir una aproximación de la prima por plazo en sus modelos probit, y Rosenberg y Maurer (2008), descomponiendo el spread, encuentran que el componente de expectativas es un indicador adelantado de recesión mientras que la prima por plazo no lo es, y muestran que un modelo basado exclusivamente en el componente de expectativas supera al modelo estándar. Esta descomposición abre una agenda que Wright (2011) y Adrian et al. (2013) consolidan al mostrar que la prima por plazo es variable en el tiempo y cuantitativamente relevante, de modo que una porción no menor de los movimientos del spread refleja cambios en la compensación por riesgo y no revisiones en las expectativas de actividad. Benzoni et al. (2018) muestran que al descomponer la pendiente en su componente de expectativas y su prima por plazo, desagregando esta última en una prima por riesgo inflacionario y una prima por riesgo real, no toda caída de la pendiente supone una mala noticia para la economía. Mientras que una caída en la prima por riesgo inflacionario aumenta la probabilidad de recesión, una caída en la prima por riesgo real la reduce. El contenido recesivo de la señal depende, entonces, del componente que origina el movimiento en la pendiente. En la misma dirección, Engstrom y Sharpe (2018) argumentan que el spread 10y-3m es un espejo distorsionado de las expectativas del mercado, y se enfocan en los spreads correspondientes a tramos de muy corto plazo de la curva de rendimientos, que según los autores capta la señal recesiva relevante sin la contaminación de la prima por plazo del tramo largo. Bauer y Rudebusch (2020) documentan que la caída gradual de la tasa de interés de equilibrio y de la inflación de largo plazo a lo largo de las últimas décadas ha sido la principal determinante de baja en los rendimientos del Tesoro, y que los modelos estándar de estructura de plazos que ignoran estas tendencias atribuyen erróneamente esa caída a la prima por plazo. Esto implica que el nivel observado del spread debe interpretarse en relación con su tendencia de largo plazo subyacente. De esta forma, una inversión de la curva que habría sido moderada en los años setenta, cuando las tasas de equilibrio eran altas, puede tener un significado distinto en un entorno de tasas de equilibrio estructuralmente más bajas, dificultando la comparación directa de episodios de inversión entre décadas.

La tercera línea crítica proviene de la comparación con predictores alternativos. Borio et al. (2020) muestran que indicadores del ciclo financiero, contruidos sobre el crecimiento del crédito y los precios de los activos, superan al spread en la predicción de recesiones, particularmente fuera de la muestra de estimación y en un panel amplio de países. La explicación que dan para este comportamiento es que desde mediados de la década de 1980 a hoy ha habido un cambio de recesiones con origen inflacionario a recesiones con origen financiero. Chinn y Ferrara (2024) matizan ese resultado para el período 1995-2023, con el spread estadounidense conservando significatividad como predictor de recesiones incluso tras

el prolongado período de tasas de política monetaria en su límite inferior, aunque variables complementarias como el ratio de servicio de deuda y los spreads de tasas externos aportan mejoras sustanciales de ajuste. Finalmente, Bauer y Mertens (2018) documentan que la descomposición del spread en sus componentes no mejora por sí sola la predicción cuando no se incluyen variables adicionales y que la incorporación conjunta del spread y la tasa de política monetaria mejora el ajuste y el desempeño fuera de muestra.

2.1.3 La inflación en los modelos de predicción como vacío en la literatura

Dentro de estos debates, el papel de la inflación ha sido tratado de forma indirecta. Ang et al. (2006) muestran que la incorporación de variables macroeconómicas, entre ellas la inflación, mejora la capacidad predictiva de los modelos de estructura temporal respecto de especificaciones puramente financieras. Wright (2011) documenta, en un panel de diez economías industrializadas, una relación positiva y robusta entre la incertidumbre inflacionaria de mediano y largo plazo y el nivel de la prima por plazo nominal. A mayor incertidumbre sobre la trayectoria futura de la inflación, mayor compensación exigida por los inversores para mantener bonos de mayor plazo, independientemente de las expectativas sobre la actividad económica futura. Esto implica que, en entornos de alta inflación, la prima por plazo incorpora un componente adicional de riesgo que altera el spread de forma independiente de las expectativas de actividad y que distorsiona el contenido informativo de la pendiente de la curva como señal recesiva. Los trabajos que documentan el declive del poder predictivo (Jardet, 2004; Morell, 2018) y su dependencia del régimen de política monetaria (Estrella, 2005; Haubrich, 2021) sugieren que el contexto inflacionario, al condicionar la política monetaria, condiciona también la fiabilidad de la señal.

Sin embargo, ninguno de estos trabajos estima directamente cuánto se atenúa la capacidad predictiva del spread a medida que la inflación aumenta, ni identifica el nivel de inflación a partir del cual esa capacidad se anula. La literatura incorpora la inflación como regresor aditivo, como determinante de la prima por plazo o como característica implícita del régimen de política monetaria, pero no como moderador explícito de la relación entre el spread y la probabilidad de recesión mediante un término de interacción. Ese es el vacío que esta investigación aborda.

2.1.4 Fortalezas y debilidades de los métodos estadísticos

La literatura de predicción de recesiones converge en el uso de los modelos de respuesta binaria probit y logit desde Estrella y Hardouvelis (1991) y Estrella y Mishkin (1996). Sus fortalezas son dos: acotan la probabilidad predicha al intervalo $[0, 1]$ y modelan de forma no lineal la relación entre los regresores y la probabilidad del evento, propiedades que una regresión lineal no garantiza. Ambas distribuciones producen resultados muy similares en la mayoría de las aplicaciones, con la salvedad de que la logística presenta colas más pesadas que la normal estándar (Greene, 2012). Su principal debilidad compartida es que imponen

estabilidad paramétrica, estimando los coeficientes como constantes sobre muestras que atraviesan regímenes de política monetaria muy distintos, precisamente la dimensión que los trabajos de la sección 2.1.2 identifican como fuente de inestabilidad. Dueker (1997) atenúa esta limitación incorporando la estructura dinámica al modelo, tanto mediante el rezago de la variable dependiente como a través de probabilidades de cambio de régimen que reflejan el estado de la economía. Estas extensiones exceden el alcance de la presente investigación, que aborda la posible inestabilidad paramétrica mediante las herramientas estándar de esta literatura descritas a continuación.

La preocupación por la inestabilidad paramétrica ha dado lugar a dos estrategias complementarias. La primera son los contrastes formales de estabilidad estructural, del tipo propuesto por Chow (1960). Estrella et al. (2003) evalúan con este enfoque la constancia del poder predictivo de la curva de rendimientos en Estados Unidos y Alemania, y encuentran que los modelos de predicción de recesiones son más estables que los de pronóstico del crecimiento del producto. La fortaleza de estos contrastes es su formalidad inferencial, mientras que sus principales debilidades son dos. Por un lado, el resultado es sensible a la elección del punto o umbral de partición de la muestra. Por el otro, en modelos de respuesta binaria la partición puede generar submuestras con pocos episodios del evento, condición bajo la cual puede surgir cuasi-separación perfecta, un problema numérico que lleva los coeficientes hacia infinito e infla sus errores estándar (Zorn, 2005; Heinze y Schemper, 2002). La segunda estrategia es la estimación sobre submuestras móviles, ya sea de forma recursiva o mediante ventanas móviles de ancho fijo que se desplazan a lo largo de la muestra. La ventaja de este enfoque es que permite observar la evolución de los coeficientes sin imponer fechas de quiebre predefinidas. A cambio, la elección del ancho de la ventana obliga a un compromiso entre precisión y capacidad de detección de cambios, ya que las ventanas largas aportan más observaciones pero las cortas responden mejor a los cambios estructurales. Además, la baja frecuencia de las recesiones hace que cada ventana contenga pocos episodios recesivos, lo que amplía los errores estándar por subperíodo.

En la evaluación del desempeño, el estándar de la literatura es el área bajo la curva ROC (AUC), formalizada por Hanley y McNeil (1982) e introducida en este campo por Berge y Jordà (2011). Esta métrica resume la capacidad del modelo para discriminar períodos recesivos de no recesivos independientemente del umbral de clasificación elegido, lo que facilita la comparación entre especificaciones. Sin embargo, no evalúa la calibración del modelo, es decir, que un modelo puede ordenar correctamente los meses de mayor a menor riesgo y aun así asignarles probabilidades numéricamente equivocadas.

Una debilidad metodológica que atraviesa a toda esta literatura es la dependencia serial de los residuos, originada en la construcción de la variable dependiente con horizonte de predicción fijo sobre datos mensuales, que genera solapamiento entre observaciones consecutivas e

invalida los errores estándar convencionales. Estrella y Mishkin (1998) y Wright (2006) reconocen explícitamente el problema y adoptan la convención de reportar errores estándar robustos, advirtiendo que la inferencia debe interpretarse con cautela. A esta debilidad se suma que la mayoría de los estudios mide el desempeño de los modelos con las series estadísticas ya revisadas y no con la información disponible en tiempo real, lo que tiende a sobreestimar el desempeño histórico de los indicadores (Croushore y Stark, 2001).

En síntesis, la literatura ofrece un instrumental consolidado cuyas debilidades conocidas son gestionables mediante convenciones establecidas, pero no eliminables. Esta investigación adopta ese instrumental estándar, incorpora las verificaciones de robustez que la propia literatura recomienda, y lo aplica en la estimación del efecto moderador de la inflación en la capacidad predictiva del spread mediante un término de interacción.

2.2 Desarrollo conceptual

A continuación, se desarrollan la hipótesis de expectativas, que vincula la pendiente de la curva de rendimientos con la actividad económica futura; la prima por plazo y su papel como componente del spread no asociado a expectativas; y los canales teóricos por los cuales el nivel de inflación puede condicionar el contenido informativo de la señal.

2.2.1 La hipótesis de expectativas y el spread de tasas como predictor

La teoría detrás del uso del spread como predictor de recesiones es la hipótesis de expectativas de la estructura temporal de las tasas de interés (Fisher, 1896; Lutz, 1940), bajo la cual las tasas de interés a largo plazo incorporan el promedio de las tasas a corto plazo esperadas para cada período futuro, más una prima por plazo. En su formulación moderna, que admite una prima por plazo variable en el tiempo (Adrian et al., 2013), el rendimiento nominal a n períodos, $y(n,t)$, puede escribirse como:

$$y(n,t) = EH(n,t) + TP(n,t)$$

donde $EH(n,t)$ representa el componente de expectativas, es decir, el promedio de las tasas a corto plazo esperadas para cada uno de los n períodos, y $TP(n,t)$ es la prima por plazo, cuyo concepto se desarrolla en la sección 2.2.2.

Una medida habitual de la pendiente de la curva de rendimientos es el spread entre el rendimiento a largo plazo y el rendimiento a corto plazo en dos plazos específicos:

$$spread(t) = y(n,t) - y(m,t) = [EH(n,t) - EH(m,t)] + [TP(n,t) - TP(m,t)]$$

donde n y m representan los plazos largo y corto respectivamente. En esta investigación, se utiliza el spread entre el rendimiento del bono del Tesoro a 10 años y la letra del Tesoro a 3 meses ($n = 120$ meses, $m = 3$ meses), que es el estándar en la literatura de predicción de

recesiones (Estrella y Mishkin, 1996). El primer término captura el componente de expectativas (la diferencia entre el promedio de las tasas a corto plazo futuras esperadas y la tasa actual a corto plazo) y el segundo término captura la diferencia entre las primas por plazo de ambos vencimientos.

Bajo esta descomposición, una pendiente negativa de la curva, es decir, tasas a corto plazo superiores a las de largo plazo, señala que los agentes esperan tasas a corto plazo menores en el futuro. Dado que la tasa a corto plazo es el principal instrumento de la política monetaria, esa expectativa es consistente con la anticipación de una expansión monetaria en respuesta a una menor producción futura esperada. El contenido predictivo del spread proviene, bajo esta hipótesis, del componente de expectativas. La restricción monetaria contemporánea, distinta de la expansión monetaria futura que el mercado anticipa, puede contribuir mecánicamente a la inversión al elevar la tasa a corto plazo vigente, pero ese componente no basta como señal de recesión. Distinguir cuánto de una inversión refleja expectativas genuinas de deterioro de la actividad y cuánto refleja el ciclo de ajuste monetario en curso es el problema de interpretación que documenta la literatura revisada en la sección 2.1.2.

En ausencia de expectativas de recesión, la curva de rendimientos presenta una pendiente levemente positiva incluso con expectativas de tasas a corto plazo constantes. Esto se debe a la prima por plazo, por la cual los inversores exigen una compensación adicional por los mayores riesgos de invertir a plazos más largos. Así, la inversión de la pendiente no implica simplemente que las tasas a largo plazo sean bajas, sino que puede reflejar que las tasas a corto plazo han subido lo suficiente como para superarlas, señal de una restricción monetaria intensa, o que las expectativas de tasas a corto plazo futuras han caído drásticamente, lo que anticipa una recesión.

Existen numerosos fundamentos para esa expectativa de tasas futuras menores ante una recesión. Uno de los principales es la demanda de dinero por motivo de transacción, ya que la caída del gasto agregado reduce la demanda de saldos monetarios para transacciones, lo que, dado un nivel de oferta monetaria, presiona a la baja la tasa de interés de equilibrio (Romer, 2006). Otro fundamento es la función de reacción de la política monetaria. Si la autoridad monetaria fija la tasa a corto plazo en respuesta a la inflación y a la brecha del producto, como en el modelo analítico de Estrella (2005), los agentes anticipan que una recesión será respondida con recortes de tasas, y esas tasas futuras menores se incorporan hoy al rendimiento a largo plazo, aplanando o invirtiendo la curva. Este segundo fundamento anticipa el papel de la inflación que esta investigación explora, ya que el recorte de tasas que el mercado espera ante una desaceleración depende del nivel de inflación vigente. Cuando la inflación es elevada, la autoridad monetaria tiene menos margen para relajar su política, lo que debilita el vínculo entre expectativas de recesión e inversión de la curva. Un último argumento es el canal real de suavización del consumo de Harvey (1988), descrito en la sección 2.1.1, que

opera con independencia de la política monetaria y del mercado de dinero. Que la inversión de la curva pueda originarse tanto en canales monetarios como reales es, según Estrella y Trubin (2006), una fuente de robustez del indicador.

El modelo de Estrella (2005) formaliza que las relaciones predictivas del spread están influidas por el régimen de política monetaria y no son estructuralmente fijas. Este resultado provee el fundamento teórico común a la evidencia de dependencia de régimen revisada en la sección 2.1.2 (Jardet, 2004; Morell, 2018) y es particularmente relevante para la presente investigación, ya que implica que el poder predictivo del spread es endógeno al régimen de política monetaria y, por ende, al régimen inflacionario vigente.

Sin embargo, la hipótesis de expectativas pura no está exenta de limitaciones conceptuales. Por un lado, la prima por plazo es variable en el tiempo y no necesariamente pequeña, como se documentó en la sección 2.1.2 (Wright, 2011; Adrian et al., 2013), por lo que cambios en el spread bruto pueden reflejar variaciones en la compensación por riesgo exigida por los inversores más que revisiones en las expectativas de actividad. Por otro lado, como se señaló antes, una suba suficientemente pronunciada de la tasa a corto plazo vigente puede invertir la curva aun cuando el componente de expectativas no incorpore una recesión. Estas limitaciones motivan la descomposición del spread en sus componentes y el control explícito por la prima por plazo, que es la estrategia adoptada en la presente investigación.

2.2.2 La prima por plazo: concepto y determinantes

La prima por plazo (*term premium*) representa la compensación adicional que exigen los inversores por mantener un bono a largo plazo en lugar de renovar sucesivamente posiciones en instrumentos a corto plazo. A diferencia del componente de expectativas, la prima por plazo no refleja la trayectoria esperada de las tasas de interés, sino la incertidumbre y los riesgos asociados a dicha trayectoria, además de factores de oferta y demanda específicos del mercado de bonos. En términos de la descomposición presentada en la sección 2.2.1, $EH(n,t)$ captura el promedio esperado de las tasas de corto plazo futuras, mientras que $TP(n,t)$ representa la diferencia entre el rendimiento observado y ese promedio. De este modo, dos economías con expectativas idénticas sobre la evolución futura de las tasas pueden exhibir rendimientos a largo plazo distintos si difieren sus primas por plazo. La prima por plazo es la compensación exigida por mantener activos con mayor *duration*, entendida como una medida de la sensibilidad del precio de un bono a variaciones en las tasas de interés. Dado que dicha sensibilidad aumenta con el plazo al vencimiento, un incremento de las tasas genera pérdidas de capital más significativas en los instrumentos de mayor plazo.

Sus principales determinantes son cuatro. En primer lugar, el riesgo de inflación. Los inversores en bonos a largo plazo enfrentan incertidumbre sobre el poder adquisitivo futuro de sus flujos de fondos, y exigen mayor compensación cuando esa incertidumbre aumenta, relación

documentada empíricamente por Wright (2011) y revisada en la sección 2.1.3. Segundo, el riesgo de *duration*, que implica que un aumento inesperado de las tasas genera pérdidas de capital superiores en los instrumentos de mayor plazo al vencimiento. Tercero, las preferencias de hábitat y las restricciones institucionales (Modigliani y Sutch, 1966). La demanda de bonos a largo plazo por parte de determinados inversores, como bancos centrales extranjeros, a través de la acumulación de reservas internacionales, o de fondos de pensión e instituciones con pasivos a largo plazo, comprime la prima por plazo independientemente de las expectativas de actividad económica. Cuarto, las políticas monetarias no convencionales, como los programas de compra de activos de la Reserva Federal (*quantitative easing*) a partir de 2008, comprimieron dicha prima y alteraron la señal del spread durante ese período.

Dado que la prima por plazo no es directamente observable, debe estimarse mediante modelos econométricos. Entre las alternativas disponibles, Adrian et al. (2013) estiman la prima por plazo de los bonos del Tesoro mediante un procedimiento de regresiones lineales en tres etapas sobre factores extraídos de la estructura temporal de tasas de interés. Su principal ventaja práctica es la disponibilidad pública de la serie resultante, que comienza en 1961 y es actualizada regularmente por el Federal Reserve Bank of New York. No obstante, la prima estimada depende del modelo elegido, y distintas metodologías producen series que difieren en nivel y dinámica. A ello se suma la crítica de Bauer y Rudebusch (2020), revisada en la sección 2.1.2, quienes sostienen que los modelos de estructura de plazos que no incorporan las tendencias de largo plazo de las tasas de equilibrio pueden atribuir erróneamente a la prima por plazo parte de la caída secular de los rendimientos.

La justificación conceptual del spread ajustado se desprende de la descomposición presentada en la sección 2.2.1. Al restar la prima por plazo del spread bruto ($spread_{adj} = spread - TP$), se obtiene una medida del componente de expectativas sobre la trayectoria futura de las tasas a corto plazo, que es el canal teóricamente vinculado a las expectativas de actividad económica. Como se revisó en la sección 2.1.2, la evidencia empírica respalda que ese componente es el que concentra el contenido predictivo sobre recesiones (Hamilton y Kim, 2002; Rosenberg y Maurer, 2008), aunque el valor del ajuste aplicado en forma aislada es disputado (Bauer y Mertens, 2018). La metodología específica de estimación empleada en esta investigación y la construcción operativa de las variables se detallan en el Capítulo 3.

2.2.3 La inflación como moderador de la señal del spread

La inflación modera la relación entre spread y recesión a través de distintos canales. El canal de expectativas de política monetaria consiste en que, cuando la inflación es elevada, los agentes anticipan ajustes más frecuentes o abruptos de tasas, lo que aplana o invierte la pendiente de la curva de rendimientos por razones de restricción monetaria más que por expectativas de recesión. En este escenario, una curva invertida puede ser el reflejo del ciclo

de ajuste y no una señal genuina de caída de la actividad. El canal de la prima por plazo, que se desprende del primer determinante descrito en la sección 2.2.2, plantea que una mayor incertidumbre inflacionaria eleva la prima por plazo, lo que aumenta el spread bruto de forma independiente de las expectativas de actividad y diluye el contenido informativo de la señal (Wright, 2011). Por último, el canal de credibilidad de la autoridad monetaria opera cuando ésta se ve comprometida en regímenes de alta inflación, lo que altera la formación de expectativas y el mecanismo por el cual una inversión de la curva de rendimientos anticipa una recesión, como muestran Goodfriend y King (2005) para la desinflación de Volcker. En dicho proceso, la falta de credibilidad de la política monetaria mantuvo elevadas y volátiles las tasas a largo plazo porque los mercados esperaban el retorno de la alta inflación, lo que debilitó el vínculo entre la pendiente de la curva y las expectativas de actividad.

La implicancia en la que convergen los tres canales es que el efecto marginal del spread bruto sobre la probabilidad de recesión debería ser decreciente en magnitud a medida que aumenta el nivel de inflación, en lugar de constante. Dado que estos canales operan tanto vía expectativas como vía prima por plazo, la especificación econométrica del Capítulo 3 traduce esta implicancia en un término de interacción entre el spread ajustado y la inflación, cuyo coeficiente permite cuantificar en qué medida un punto porcentual adicional de inflación atenúa la señal del spread y calcular el nivel de inflación al que esa señal se neutraliza.

3. Datos y metodología

3.1 Fuentes de datos

Los datos empleados en esta investigación provienen de dos fuentes institucionales de acceso público. Las series de tasas de interés, inflación y prima por plazo se obtienen de la Federal Reserve Economic Data (FRED) del Banco de la Reserva Federal de St. Louis, que provee series históricas consistentes y actualizadas mensualmente. La cronología de recesiones corresponde a las fechas oficiales del Business Cycle Dating Committee del National Bureau of Economic Research (NBER), que define los períodos de recesión como "una disminución significativa de la actividad económica que se extiende por toda la economía y dura más de unos pocos meses" (NBER, s.f.). Así, las recesiones son las fases de contracción entre un pico y un valle de la actividad económica agregada.

La muestra abarca el período junio de 1961 a diciembre de 2025, con frecuencia mensual, totalizando 775 observaciones. El punto de inicio está determinado por la disponibilidad de la serie de prima por plazo (ACM), cuya estimación comienza en junio de 1961. La serie de inflación PCE interanual, en cambio, se encuentra disponible hasta noviembre de 2025, por lo que ese es el último mes con información completa para estimar el modelo extendido. La muestra captura ocho recesiones datadas por el NBER, incluyendo episodios de alta inflación

(década de 1970 y ciclo 2021-2023), la Gran Moderación (1985-2007), el período de tasas en el límite inferior cero (2009-2015) y la recuperación post-pandemia.

3.2 Construcción de variables

Variable dependiente. La variable dependiente es un indicador binario de recesión adelantado. Se construyen dos versiones: $usrec_4$, que toma el valor de 1 si la economía se encuentra en recesión doce meses después del período de observación ($h = 4$ trimestres), y $usrec_6$, que hace lo propio a dieciocho meses ($h = 6$ trimestres). El horizonte principal de análisis es $h = 4$, consistente con la literatura clásica de Estrella y Mishkin (1996), mientras que $h = 6$ se emplea como análisis de robustez. Formalmente:

$$usrec_4_t = usrec_{t+12}; usrec_6_t = usrec_{t+18}$$

donde $usrec_t$ es el indicador mensual de recesión NBER en el período t .

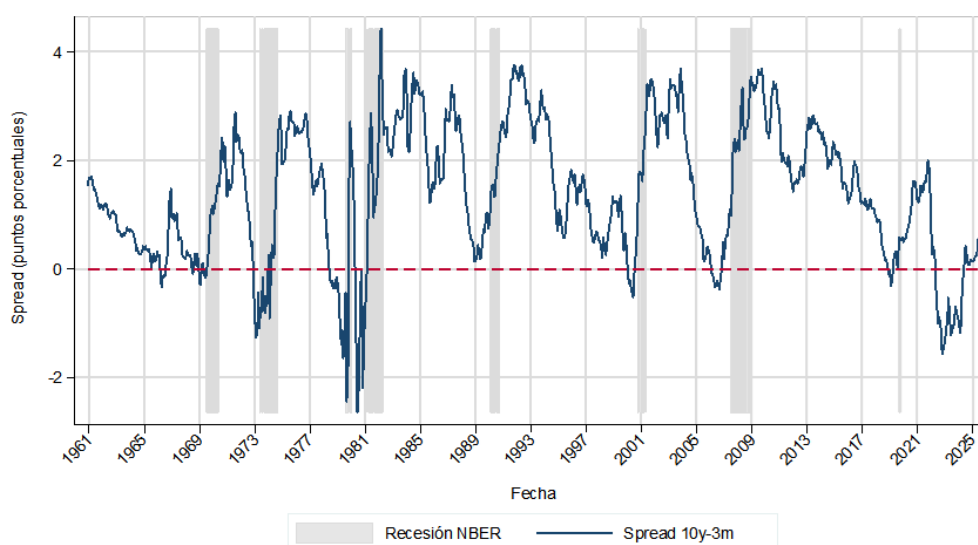
$usrec_4$ presenta 85 meses en recesión sobre 763 observaciones (11.14%); $usrec_6$, 85 meses sobre 757 observaciones (11.23%). La diferencia en la cantidad de observaciones es igual a la diferencia en el horizonte de cada variable.

Spread 10y-3m bruto. El spread bruto (en adelante, spread) se define como la diferencia entre el rendimiento del bono del Tesoro a diez años ($gs10$) y la tasa de la letra del Tesoro a tres meses ($tb3m$), ambas expresadas en puntos porcentuales:

$$spread_t = gs10_t - tb3m_t$$

La Figura 1 presenta la evolución del spread junto con las recesiones datadas por el NBER.

Figura 1 Evolución temporal del spread 10y-3m con sombreado NBER



Nota. Datos mensuales, junio de 1961 a diciembre de 2025. Elaboración propia en base a FRED y NBER.

Prima por plazo y spread ajustado. La prima por plazo se obtiene de la serie ACM de Adrian et al. (2013), disponible en el sitio del Federal Reserve Bank of New York. Esta serie descompone el rendimiento del bono del Tesoro a diez años en las expectativas del mercado sobre la trayectoria futura de las tasas de corto plazo y la prima por plazo. La descomposición se obtiene mediante un modelo de cinco factores de la estructura temporal de tasas de interés estimado con datos de rendimientos desde 1961. El spread ajustado por prima por plazo se construye restando la estimación ACM del spread bruto:

$$spread_adj = spread - tp_acm10$$

Esta construcción aproxima el componente de expectativas del rendimiento a largo plazo, al eliminar la porción del spread que refleja la compensación por mantener activos de mayor plazo, en lugar de expectativas sobre la actividad económica futura. Ese componente de expectativas es el que la evidencia revisada en la sección 2.1.2 identifica como portador del contenido predictivo sobre recesiones (Hamilton y Kim, 2002; Wright, 2006; Rosenberg y Maurer, 2008). La prima por plazo se incluye además como regresor separado en el modelo extendido, lo que permite controlar por sus efectos directos sobre la probabilidad de recesión. En la Tabla 1 se presentan las estadísticas descriptivas de las series empleadas.

Tabla 1 Estadísticas descriptivas: *spread bruto, spread ajustado por prima por plazo y prima por plazo ACM (junio 1961 - diciembre 2025)*

Variable	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
Spread 10y-3m (bruto)	1.397	1.261	-2.650	4.420
Spread ajustado (spread_adj)	-0.040	1.223	-5.414	2.510
Prima por plazo ACM (tp_acm10)	1.437	1.322	-1.315	5.122

Nota. Todas las series están expresadas en puntos porcentuales. N = 775 observaciones mensuales.

Tabla 2 Matriz de correlaciones entre *spread bruto, spread ajustado por prima por plazo y prima por plazo ACM (junio 1961 - diciembre 2025)*

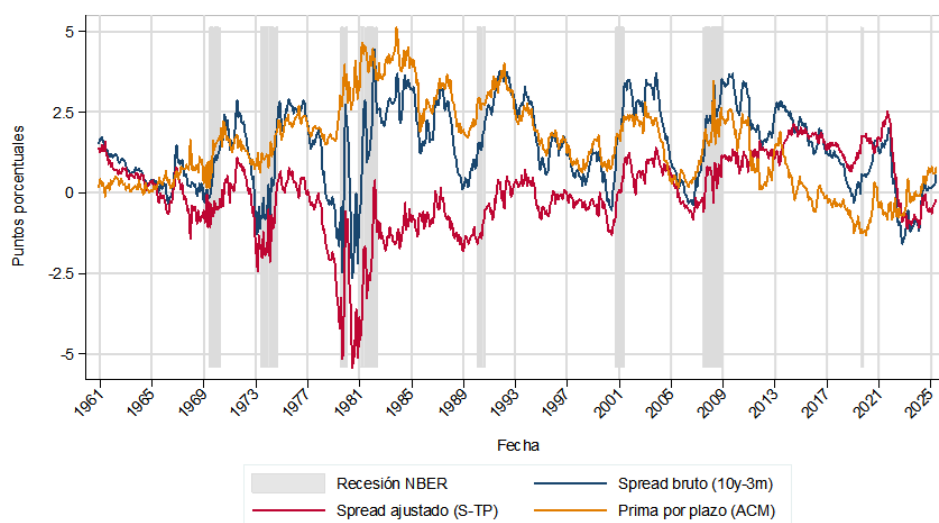
	Spread bruto	Spread ajustado	Prima por plazo ACM
Spread bruto	1.000		
Spread ajustado	0.434	1.000	
Prima por plazo ACM	0.553	-0.511	1.000

Nota. Todas las series están expresadas en puntos porcentuales. N = 775 observaciones mensuales.

La Tabla 2 presenta la matriz de correlaciones entre las tres series. La correlación de 0.434 entre spread bruto y spread ajustado evidencia que son series distintas, y provee sustento al uso del spread ajustado en lugar del bruto. El spread bruto y la prima por plazo presentan una correlación de 0.553, indicando que una porción de la variación del spread bruto refleja

movimientos en la prima por plazo y no en las expectativas de actividad económica, lo que respalda la necesidad de ajustar el spread por ese componente antes de emplearlo como predictor de recesiones. La correlación negativa entre `spread_adj` y `tp_acm10` (-0.511) es una consecuencia directa de la construcción del spread ajustado, dado que restar la prima por plazo del spread bruto lleva a que ambas series queden negativamente correlacionadas por definición, lo que indica que captan dimensiones distintas de la estructura de plazos y fundamenta su inclusión como regresores separados en el modelo extendido. En la Figura 2 se muestra la evolución temporal de las series.

Figura 2 Evolución temporal del spread bruto, spread ajustado y prima por plazo ACM

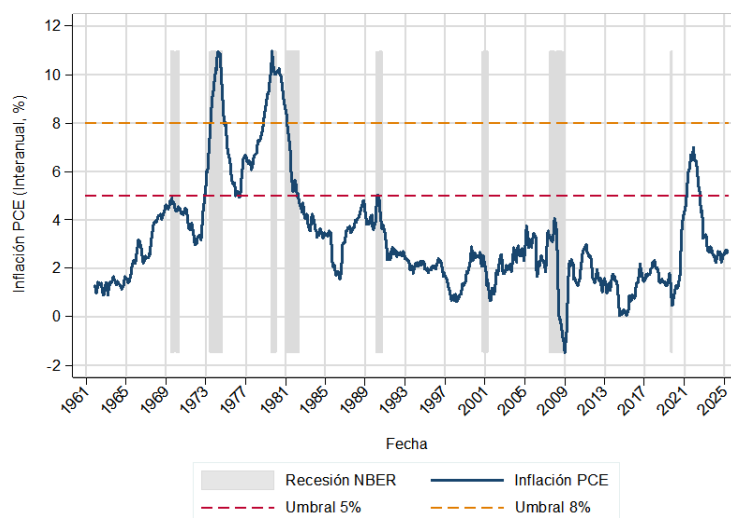


Nota. Datos mensuales, junio de 1961 a diciembre de 2025. Elaboración propia en base a FRED y Federal Reserve Bank of New York.

Inflación PCE. La inflación se mide como la variación interanual del Índice de Precios del Gasto en Consumo Personal (PCE), expresada en porcentaje:

$$pce_yoy_t = 100 \times (\ln(PCE_t) - \ln(PCE_{t-12}))$$

Se emplea el PCE total porque capta el nivel de inflación que efectivamente enfrenta la economía y que condiciona las decisiones de política monetaria de la Fed. El Comité Federal de Mercado Abierto adoptó formalmente el índice PCE total como su medida de referencia para el objetivo de inflación del 2%, en lugar del IPC, argumentando que el PCE recoge de forma más completa los cambios en los patrones de consumo de los hogares y presenta una cobertura más amplia que el IPC (Federal Reserve, 2012; Federal Reserve Bank of Atlanta, 2026). La Figura 3 contextualiza históricamente los regímenes de alta inflación que motivaron las especificaciones alternativas del modelo, mostrando que sólo se alcanzan esos niveles en períodos acotados de la muestra.

Figura 3 Evolución temporal de la inflación PCE interanual con sombreado NBER

Nota. Datos mensuales, junio de 1961 a diciembre de 2025. Elaboración propia en base a FRED y NBER.

Como especificaciones alternativas de la inflación para el análisis de robustez, se construyen pce_yoy_l1 , definida como el valor rezagado un mes de pce_yoy , que permite verificar que los resultados no dependen de la medición contemporánea de la inflación; pce_yoy_ma3 , un promedio móvil de tres meses de pce_yoy , que suaviza la volatilidad mensual de la serie; y un conjunto de indicadores binarios de régimen de alta inflación, definidos como $pce_k = 1$ ($pce_yoy \geq k$) para $k \in \{5\%, 6\%, 7\%, 8\%\}$, que permiten contrastar si el efecto moderador de la inflación opera de forma gradual o se concentra en umbrales discretos.

Tabla 3 Variables del modelo: definición, fuente y estadísticas descriptivas (junio 1961 - diciembre 2025)

Variable	Definición	Fuente	N	Media	D.E.	Mín.	Máx.
spread_adj	Spread 10y-3m ajustado por prima por plazo (pp)	FRED / NY Fed ACM	775	-0.040	1.223	-5.414	2.510
tp_acm10	Prima por plazo a 10 años (ACM)	NY Fed	775	1.437	1.322	-1.315	5.122
pce_yoy	Inflación PCE interanual (%)	FRED	762	3.280	2.293	-1.476	10.971
usrec_4	Indicador de recesión NBER a 12 meses ($h = 4$)	NBER	763	0.111	0.315	0	1
usrec_6	Indicador de recesión NBER a 18 meses ($h = 6$)	NBER	757	0.112	0.316	0	1

Nota. Todas las series tienen frecuencia mensual. Las series de tasas de interés (spread_adj, tp_acm10) y la variable dependiente abarcan el período hasta diciembre de 2025 ($N = 775$). La serie de inflación PCE comienza en junio de 1962 por construcción como variación interanual y carece de observación para diciembre de 2025 ($N = 762$). Las variables usrec_4 y usrec_6 pierden observaciones al final de la muestra debido a la construcción adelantada del indicador (12 y 18 meses, respectivamente). D.E. = desvío estándar.

La Tabla 3 resume las variables del modelo con su definición, fuente y estadísticas descriptivas. La diferencia en el número de observaciones entre variables (775 vs. 763 vs. 762 vs. 757) es un resultado de la construcción de las variables dependientes adelantadas y del inicio de la serie PCE.

3.3 Especificación econométrica

3.3.1 Modelo de referencia

El modelo de referencia replica la especificación de Estrella y Mishkin (1996), que estima la probabilidad de recesión a horizonte h como función exclusiva del spread 10y-3m. Formalmente:

$$P(usrec_{4t} = 1) = \Lambda(\beta_0^R + \beta_1^R \cdot spread_t)$$

donde $\Lambda(\cdot)$ es la función de distribución logística y $spread_t$ es el spread bruto 10y-3m. El superíndice R distingue los parámetros de este modelo de los del modelo extendido presentado en la sección siguiente. Este modelo sirve como punto de partida y referencia para evaluar la mejora que introduce el modelo extendido en términos de ajuste y poder predictivo. La hipótesis de la literatura establece que $\beta_1^R < 0$, por lo que un mayor spread bruto (curva más empinada) reduce la probabilidad de recesión, mientras que un spread bruto negativo (curva invertida) la aumenta. Si bien Estrella y Mishkin (1996) utilizan un modelo probit, en este trabajo se trata su variante logit, ya que no presenta diferencias significativas y facilita su comparación con los modelos aquí desarrollados.

3.3.2 Modelo extendido con interacción

El modelo principal de esta investigación extiende el modelo de referencia en tres dimensiones. Primero, reemplaza el spread bruto por el spread ajustado ($spread_adj$) e incorpora la prima por plazo ACM (tp_acm10) como regresor separado. Segundo, introduce la inflación PCE interanual (pce_yoy) como variable de control. Tercero, incluye dos términos de interacción con la inflación, uno con el spread ajustado, elemento central de la hipótesis de esta investigación, y otro con la prima por plazo. La especificación completa es:

$$P(usrec_{4t} = 1) = \Lambda(\beta_0 + \beta_1 \cdot pce_yoy_t + \beta_2 \cdot spread_adj_t + \beta_3 \cdot pce_yoy_t \times spread_adj_t + \beta_4 \cdot tp_acm10_t + \beta_5 \cdot tp_acm10_t \times pce_yoy_t)$$

El parámetro de interés central es β_3 . Un valor positivo y significativo indica que el efecto marginal del spread ajustado sobre la probabilidad de recesión se reduce en magnitud a medida que aumenta la inflación. Formalmente, el efecto sobre el log-odds es:

$$\partial \logit(P) / \partial spread_adj = \beta_2 + \beta_3 \cdot pce_yoy$$

y se anula cuando $pce_yoy = -\beta_2/\beta_3$, nivel denominado umbral de neutralización de la señal y estimado mediante el método delta. Los efectos marginales sobre la probabilidad incorporan adicionalmente el factor de escala logístico $\Lambda(\beta_0 - x\beta)$, estrictamente positivo y máximo en $P = 0.5$, por lo que el signo y la condición de neutralización se preservan (Wooldridge, 2010).

Aunque la tasa de política monetaria (*federal funds rate*, FFR) fue considerada como regresor adicional siguiendo a Bauer y Mertens (2018), su inclusión no resulta apropiada en esta especificación. Como la FFR es el principal determinante de las tasas a corto plazo que componen el spread, ambas variables presentan un coeficiente de correlación de -0.93 y comparten gran parte de su variación muestral. Es por este motivo que incluir la FFR como regresor separado introduciría un problema severo de multicolinealidad.

3.3.3 Especificaciones alternativas

Como análisis de robustez, se estiman especificaciones adicionales. La primera reemplaza la inflación como variable continua por variables binarias de regímenes de alta inflación con umbrales de 5%, 6%, 7% y 8%, que permiten evaluar si el efecto moderador opera de forma gradual o si se concentra en niveles críticos. La segunda extiende el horizonte de predicción a $h = 6$ trimestres (18 meses). La tercera emplea como indicadores alternativos de la inflación un rezago de un mes (pce_yoy_l1) y un promedio móvil de tres meses (pce_yoy_ma3), para verificar que los resultados no dependan de la medición contemporánea de la inflación.

3.4 Métricas de evaluación

El desempeño del modelo se evalúa mediante un conjunto de métricas que cubren la bondad de ajuste, la capacidad discriminante, el diagnóstico de la especificación y la estabilidad paramétrica.

Para la bondad de ajuste, se reportan el pseudo- R^2 , que mide la mejora en log-verosimilitud del modelo estimado respecto al modelo nulo (Wooldridge, 2010), y los criterios de información AIC (Akaike, 1974) y BIC (Schwarz, 1978), que penalizan la complejidad del modelo en función del número de parámetros y permiten comparar especificaciones no anidadas de forma consistente.

En cuanto a la capacidad discriminante, se emplea el área bajo la curva ROC (AUC), que resume la habilidad del modelo para distinguir períodos recesivos de no recesivos de forma invariante al umbral de clasificación elegido (Hanley y McNeil, 1982), y constituye la métrica estándar de comparación entre especificaciones en modelos de predicción binaria (Berge y Jordà, 2011). El punto de corte se fija en la frecuencia incondicional de recesiones en la muestra de estimación (11.14% para el horizonte $h = 4$ y 11.23% para $h = 6$), criterio que en adelante se denominará umbral base, y que garantiza la comparabilidad entre modelos al ser

común e independiente de cada especificación. Este umbral difiere en menos de un punto porcentual del que se obtendría mediante el índice de Youden ($J = \text{sensibilidad} + \text{especificidad} - 1$) para cada modelo individualmente, lo que refuerza su adecuación como punto de corte.

La adecuación de la especificación se verifica mediante el test de especificación de Pregibon (1980), que estima un modelo auxiliar con el índice lineal predicho por el modelo ($\hat{y}$) y su cuadrado ($\hat{y}^2$). Si la especificación es correcta, $\hat{y}$ debe resultar estadísticamente significativo y $\hat{y}^2$ no, dado que un término cuadrático significativo indicaría la omisión de no linealidades o una forma funcional inadecuada.

Respecto a la estabilidad paramétrica, el presente trabajo evalúa si los coeficientes son estables a lo largo del tiempo y entre los distintos regímenes de política monetaria e inflación. Para dicho análisis, se utiliza un test de Chow que compara el ajuste de un modelo estimado sobre la muestra completa con el de sendos modelos estimados por separado en subgrupos de baja y alta inflación, lo que indica si los coeficientes difieren significativamente entre regímenes. Además, se realiza una estimación por ventanas móviles de ancho fijo, que reestima el modelo sobre subperíodos sucesivos desplazados mes a mes y permite observar la evolución de cada coeficiente sin imponer fechas de quiebre predefinidas. En estas estimaciones sobre subgrupos puede surgir el problema de cuasi-separación perfecta, que ocurre cuando una combinación lineal de los regresores predice perfectamente, o casi perfectamente, el resultado para una fracción de las observaciones, lo que lleva los coeficientes estimados hacia infinito e infla sus errores estándar (Zorn, 2005; Heinze y Schemper, 2002). Ante indicios de este problema, se verifica la estabilidad de las conclusiones reestimando mediante la regresión logística penalizada de Firth (1993), que corrige el sesgo de muestra finita del estimador de máxima verosimilitud y garantiza estimaciones finitas incluso bajo separación, razón por la cual Heinze y Schemper (2002) la proponen como solución estándar a este problema.

4. Resultados empíricos

4.1 Modelo de referencia

El modelo de referencia replica la especificación de Estrella y Mishkin (1996), estimando la probabilidad de recesión a doce meses como función exclusiva del spread bruto 10y-3m. Los resultados, presentados en la Tabla 4, exhiben la regularidad empírica documentada en la literatura, esto es, el coeficiente del spread es negativo, estadísticamente significativo al 1% y robusto a la heterocedasticidad.

El coeficiente estimado es $\beta_1^R = -1.043$ (error estándar robusto = 0.114), lo que implica que un aumento de un punto porcentual en el spread bruto reduce el log-odds en aproximadamente 1.04 unidades. La constante estimada ($\beta_0^R = -1.200$) sitúa la probabilidad base de recesión cuando el spread es 0, condición que corresponde a una curva de rendimientos plana, en $P =$

$\Lambda(-1.200) = 1/(1 + e^{1.200}) = 23.15\%$. Este nivel supera la frecuencia incondicional de recesiones en la muestra (11.14%). Así, una curva plana no es el estado neutral del mercado sino una configuración que históricamente concentra una mayor proporción de episodios recesivos que la muestra completa. El modelo en su conjunto es altamente significativo (Wald $\chi^2(1) = 83.94$, $p < 0.001$) y su capacidad discriminante, medida por el AUC, alcanza 0.832. Siguiendo la escala de Hosmer et al. (2013), valores de AUC entre 0.8 y 0.9 corresponden a una discriminación excelente, por lo que el modelo de referencia ya exhibe un desempeño clasificatorio sustancialmente superior al azar.

Bajo el umbral de clasificación base de 0.1114, el modelo presenta una sensibilidad del 82.4% y una especificidad del 71.7%. Esto implica que el modelo identifica correctamente cuatro de cada cinco episodios recesivos, al costo de clasificar erróneamente como señal de recesión al 28.3% de los períodos de expansión. El valor predictivo negativo es particularmente elevado (97.01%), lo que indica que la ausencia de señal es un indicador confiable de no recesión en el horizonte de doce meses.

4.2 Modelo extendido con interacción

El modelo extendido reemplaza el spread bruto por el spread ajustado por prima por plazo (spread_adj) e incorpora la prima por plazo (tp_acm10) como regresor separado, la inflación PCE interanual (pce_yoy) y las interacciones de la inflación con el spread ajustado y con la prima por plazo. El modelo es estimado con errores estándar robustos sobre 751 observaciones, debido a que la serie de inflación PCE comienza en junio de 1962.

Como muestra la Tabla 4, el coeficiente del spread ajustado es $\beta_2 = -2.325$ (error estándar robusto = 0.362, $p < 0.001$), considerablemente más negativo que el coeficiente del spread bruto en el modelo de referencia, lo que refleja que el componente de expectativas del spread (aislado de la prima por plazo) tiene un efecto más pronunciado sobre la probabilidad de recesión que el spread bruto. Este resultado es consistente con la hipótesis de que la prima por plazo introduce ruido en la señal del spread bruto y atenúa su coeficiente estimado cuando no se controla por él.

El coeficiente de la inflación en solitario ($\beta_1 = 0.062$) no alcanza significancia estadística ($p = 0.436$), por lo que no se encuentra evidencia para el efecto directo de la inflación sobre la probabilidad de recesión una vez que se controla por el spread ajustado y la prima por plazo. Este resultado es económicamente coherente, dado que la inflación opera como un condicionante de la señal del spread y no como un predictor autónomo de recesiones.

La prima por plazo presenta un coeficiente negativo y significativo ($\beta_4 = -1.206$, $p < 0.001$). La interpretación de este coeficiente es condicional a la presencia del spread ajustado en el modelo: dado un nivel fijo del componente de expectativas captado por el spread ajustado, una

prima por plazo más elevada se asocia a menor probabilidad de recesión en la muestra. Wright (2006) documenta un resultado análogo al incluir un proxy de la prima por plazo en modelos probit de recesión a seis trimestres.

La diferencia entre los coeficientes del spread ajustado y la prima por plazo es estadísticamente significativa. Un test de Wald de igualdad de coeficientes rechaza que ambos regresores tengan el mismo efecto sobre la probabilidad de recesión ($z = -3.88$, $p < 0.001$) y respalda su tratamiento como regresores separados. Este resultado matiza la conclusión de Bauer y Mertens (2018), quienes documentan que separar el spread en sus componentes no mejora la predicción en modelos sin variables adicionales. Una vez que se controla por la inflación y sus interacciones, los dos componentes del spread exhiben efectos estadísticamente distintos, y separarlos aporta información que el spread bruto no capta.

El término de interacción central, $\text{spread_adj} \times \text{pce_yoy}$, constituye el núcleo empírico de la hipótesis de esta investigación. Su coeficiente estimado es $\beta_3 = 0.181$ (error estándar robusto = 0.047 , $p < 0.001$), positivo y altamente significativo. Este coeficiente implica que el efecto del spread ajustado sobre la probabilidad de recesión se atenúa a medida que aumenta la inflación, de modo que la probabilidad predicha responde cada vez menos a una variación dada del spread. En el espacio del log-odds, el efecto marginal del spread pasa de -2.325 en inflación nula a -0.515 con inflación del 10%, una reducción del 78%.

Esta atenuación se explica por los canales descritos en el marco teórico. Por el canal de expectativas de política monetaria, una curva de rendimientos invertida bajo alta inflación puede reflejar simplemente que la Fed elevó agresivamente las tasas a corto plazo para contener la inflación. En ese contexto, la inversión de la curva no señala necesariamente expectativas de recesión profunda, ya que el mercado puede anticipar un aterrizaje suave en lugar de una contracción. A través del canal de credibilidad, cuando la inflación es persistentemente elevada, la capacidad de la Fed para comprometerse con un sendero de tasas futuras se ve limitada, lo que debilita el vínculo entre la pendiente de la curva y las expectativas de actividad que fundamenta el poder predictivo del spread.

La prueba conjunta de ambos términos de interacción rechaza la hipótesis nula de irrelevancia conjunta ($\chi^2(2) = 15.19$, $p < 0.001$) y sugiere que la inflación modifica de forma estadísticamente significativa el efecto del spread ajustado y de la prima por plazo sobre la probabilidad de recesión. Este resultado aporta la evidencia central en favor de la hipótesis de moderación inflacionaria planteada en esta investigación.

El ajuste global del modelo extendido supera al del modelo de referencia en todas las métricas, como se detalla en la sección 4.6.

Tabla 4 Resultados de estimación y métricas de evaluación: modelo de referencia y modelo extendido

Variable	Modelo de referencia	Modelo extendido
spread (bruto)	-1.043*** (0.114)	—
spread_adj	—	-2.325*** (0.362)
pce_yoy	—	0.062 (0.080)
spread_adj × pce_yoy	—	0.181*** (0.047)
tp_acm10	—	-1.206*** (0.259)
tp_acm10 × pce_yoy	—	0.109** (0.053)
Constante	-1.200*** (0.144)	-1.945*** (0.350)
N	763	751
Pseudo-R ²	0.197	0.280
AIC	432.29	394.01
BIC	441.56	421.73
AUC (ROC)	0.832	0.865
Sensibilidad	82.35%	83.53%
Especificidad	71.68%	77.48%
Correctamente clasificados	72.87%	78.16%

Nota. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. La variable dependiente es usrec_4 (indicador NBER de recesión a 12 meses). El separador horizontal distingue los coeficientes estimados (panel superior) de las métricas de evaluación (panel inferior).

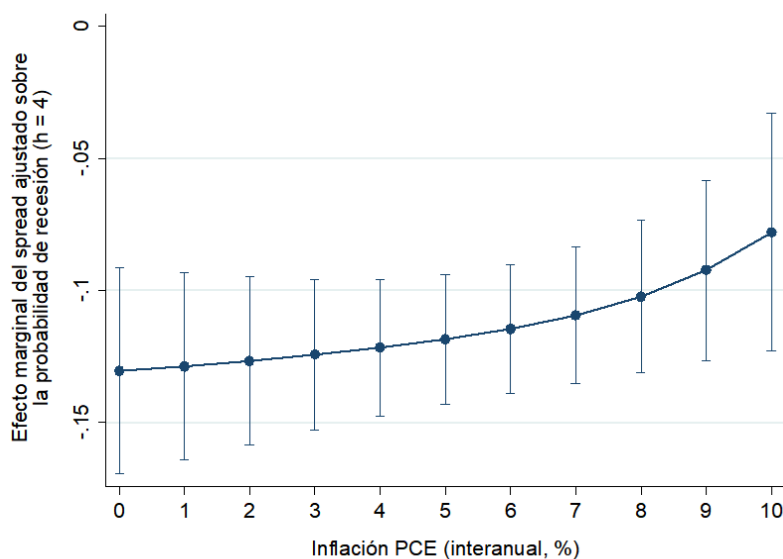
4.3 Efectos marginales y umbral de neutralización

El término de interacción impide una lectura directa del efecto marginal del spread ajustado a partir del coeficiente β_2 aislado. El efecto marginal sobre el log-odds de recesión es:

$$\partial \logit(P) / \partial \text{spread_adj} = \beta_2 + \beta_3 \cdot \text{pce_yoy} = -2.325 + 0.181 \cdot \text{pce_yoy}$$

Este efecto es negativo para cualquier nivel de inflación dentro del rango histórico de la muestra, pero su valor absoluto se reduce sistemáticamente a medida que la inflación aumenta. El efecto marginal promedio sobre la probabilidad de recesión, evaluado en los valores medios muestrales, es -0.113, de modo que un punto porcentual adicional de spread ajustado reduce la probabilidad de recesión a doce meses en 11.3 puntos porcentuales. Este valor supera en un 31% al efecto del spread bruto en el modelo de referencia (-0.086), lo que indica que el componente de expectativas del spread tiene un efecto más pronunciado que el spread bruto una vez controladas la prima por plazo y la inflación.

Figura 4 Efecto marginal del spread ajustado sobre la probabilidad de recesión según nivel de inflación PCE



La Figura 4 traduce estos efectos marginales al espacio de la probabilidad. Evaluado en $pce_yoy = 3\%$, que es el punto más cercano a la inflación media de la muestra (3.3%), el efecto marginal sobre la probabilidad es -0.124. Esto significa que una reducción del spread ajustado de un punto porcentual incrementa la probabilidad de recesión a doce meses en 12.4 puntos porcentuales. Este valor parte de -0.131 en inflación nula, disminuye a -0.110 con inflación del 8% y a -0.078 con inflación del 10%, lo que respalda la atenuación gradual predicha por la hipótesis central de la investigación. La diferencia entre ambos extremos, inflación nula e inflación del 10%, representa una reducción del 40% del efecto marginal sobre la probabilidad predicha. El efecto marginal del spread ajustado se mantiene estadísticamente significativo para todos los niveles de inflación observados en la muestra, lo que es consistente con una disminución progresiva de su capacidad predictiva que no llega a anular la señal del spread dentro del rango histórico de inflación de Estados Unidos.

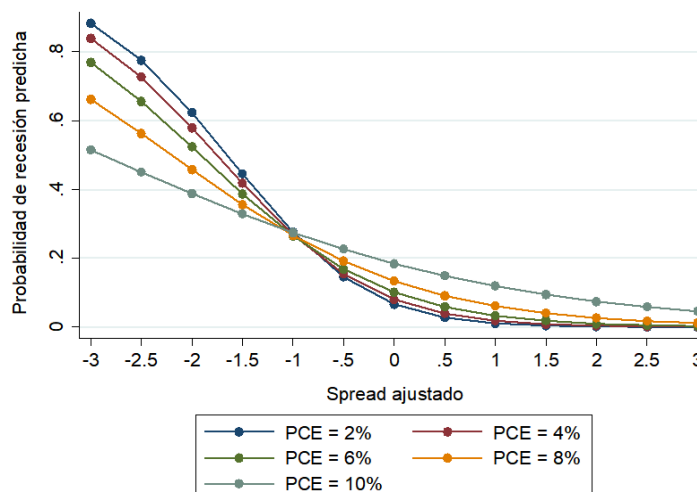
El umbral de neutralización de la señal, definido como el nivel de inflación al que el efecto marginal del spread ajustado sobre el log-odds se anula, se estima mediante el método delta:

$$pce_yoy^* = -\beta_2 / \beta_3 = 2.325 / 0.181 = 12.87\% \text{ (IC 95\%: 9.54\% - 16.20\%)}$$

Este umbral se define sobre el log-odds. Dado que el factor de escala logístico es estrictamente positivo para todo valor finito del índice, la condición de neutralización sobre la probabilidad coincide exactamente con la condición sobre el log-odds, de modo que el umbral de 12.87% es válido en ambos espacios. Así, sólo cuando la inflación PCE supera el 12.87% el efecto marginal del spread ajustado sobre la probabilidad de recesión se anula. Ningún mes de la muestra alcanzó ese umbral, ya que el máximo registrado fue aproximadamente 11% en el pico del ciclo Volcker (1979-1980). Sin embargo, el extremo inferior del intervalo de confianza al

95% (9.54%) sí fue alcanzado en 25 meses de la muestra, todos concentrados entre mayo de 1974 y febrero de 1981, lo que coincide con el período de mayor inflación de posguerra en Estados Unidos. Esta contextualización histórica sugiere que durante el ciclo Volcker la señal del spread operaba en la zona de incertidumbre estadística del umbral de neutralización, lo que es consistente con la dificultad documentada en la literatura para interpretar la curva invertida de ese período como señal genuina de recesión versus señal de ajuste monetario. Estrella y Mishkin (1997) señalan que la inversión de la curva de 1979-1982 estuvo dominada por el componente de política monetaria restrictiva más que por expectativas de contracción de la actividad, y Goodfriend y King (2005) documentan que la falta de credibilidad de la política monetaria durante la desinflación de Volcker mantuvo elevadas y volátiles las tasas de interés a diez años, por lo que los indicadores financieros habituales perdieron parte de su contenido informativo sobre el ciclo económico.

Figura 5 Probabilidad de recesión predicha según nivel de spread ajustado e inflación PCE



La Figura 5 ilustra cómo la inflación modifica la probabilidad de recesión asociada a un mismo nivel de spread ajustado, con las probabilidades evaluadas promediando sobre la distribución muestral de la prima por plazo. Para contextualizar, un spread ajustado de -2 puntos porcentuales se ubica aproximadamente en el percentil 5 de la distribución histórica de `spread_adj` en la muestra y es representativo de episodios de inversión moderada, aunque no extrema, como los registrados en los trimestres previos a las recesiones de 1990-1991 y 2001. Bajo ese nivel de inversión, la probabilidad de recesión predicha es del 62% con inflación del 2%, pero cae al 46% con inflación del 8% y al 39% con inflación del 10%. Esta divergencia, cuantitativamente relevante, implica que un analista que ignorara el nivel de inflación vigente sobreestimaría en 23 puntos porcentuales la probabilidad de recesión durante episodios de alta inflación.

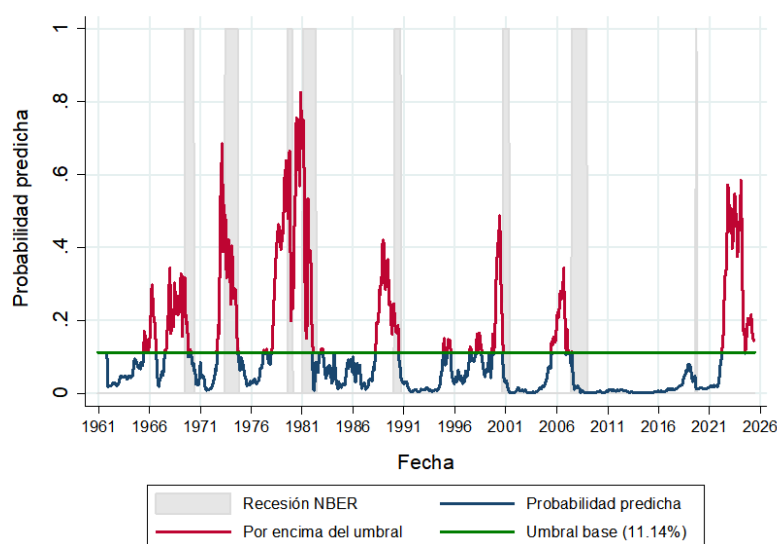
La diferencia entre el escenario de inflación del 2% y del 10% supera los 20 puntos porcentuales en el tramo de inversión pronunciada del spread ajustado (aproximadamente

entre -1.8 y -3 puntos porcentuales), rango en el que la probabilidad predicha supera la frecuencia de recesiones en la muestra (11.14%) para todos los niveles de inflación considerados y, por tanto, donde la señal tiene mayor relevancia práctica. En el extremo positivo del spread ajustado, las diferencias entre regímenes de inflación se comprimen. Esto ocurre porque, con un spread ajustado positivo y elevado, la probabilidad de recesión es baja independientemente del nivel inflacionario, por lo que el efecto moderador de la inflación sobre una señal ya débil resulta despreciable.

4.4 Análisis histórico de la señal

Las Figuras 6 y 7 representan la capacidad predictiva del modelo extendido a lo largo de seis décadas de historia económica estadounidense. La Figura 6 presenta las probabilidades de recesión predichas mes a mes junto con el umbral base (0.1114), distinguiendo en rojo los períodos en que la señal supera ese umbral. Se observa una notable correspondencia temporal entre los picos de probabilidad predicha y los episodios de recesión NBER sombreados en gris. El modelo genera señales elevadas y sostenidas antes de siete de los ocho episodios recesivos de la muestra, y anticipa todos aquellos en que el deterioro financiero precedió a la contracción de la actividad económica.

Figura 6 Probabilidad de recesión predicha por el modelo extendido y umbrales de clasificación con sombreado NBER



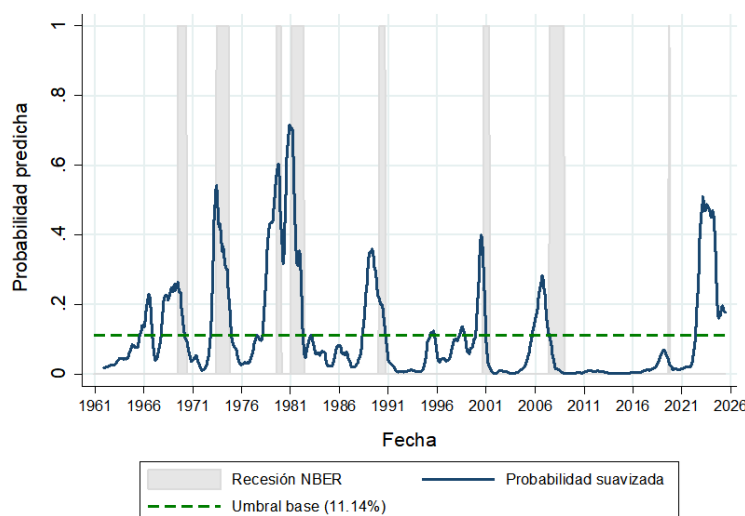
Nota. Datos mensuales, junio de 1961 a diciembre de 2025. Elaboración propia en base a NBER.

Los ciclos de 1973-1975 y 1979-1982 presentan las señales más intensas de toda la muestra, con probabilidades predichas que alcanzan 0.69 y 0.83, respectivamente. Este comportamiento está asociado a profundas inversiones del spread ajustado, combinadas con niveles de inflación que, si bien atenúan la intensidad de la señal según el modelo, permanecen por debajo del umbral de neutralización estimado en 12.87%. La recesión de 1990-1991 genera

una señal más moderada en amplitud, pero sostenida en el tiempo, mientras que el ciclo de 2001 muestra una señal particularmente anticipada, consistente con la inversión del spread ajustado iniciada en 1998, más de dos años antes de que el spread bruto se invirtiera en agosto de 2000. Por su parte, la recesión de 2008-2009 exhibe una señal que supera el umbral base con cerca de dos años de anticipación y alcanza una probabilidad máxima cercana a 0.34 en marzo de 2007.

La excepción notable es la recesión de 2020. A diferencia de todos los ciclos anteriores, el modelo no genera señal sostenida por encima del umbral en los meses previos a su inicio en marzo de 2020. Este resultado es consistente con el carácter exógeno del shock pandémico. La curva de rendimientos no mostró inversión significativa antes de la recesión, porque el deterioro no fue anticipado por los mercados financieros a través del canal habitual de política monetaria restrictiva. En ese sentido, la ausencia de señal es coherente con la naturaleza atípica de la recesión de 2020, que no fue precedida por las condiciones financieras que el modelo está diseñado para detectar. El modelo de referencia, en cambio, sí generó señal de recesión durante los doce meses previos, con probabilidades entre 17.7% y 29.6%. Esa señal no responde a expectativas de deterioro de la actividad, sino a la inversión del spread bruto, que pasó de 1.29 en febrero de 2018 a -0.32 en agosto de 2019. Dicha inversión fue impulsada por una prima por plazo negativa, herencia del período de política monetaria no convencional, que deprimía la pendiente de la curva de rendimientos por motivos ajenos a las expectativas de actividad económica (Ihrig et al., 2018). Al descontar ese componente, el spread ajustado permanecía positivo en ese período (0.92 en agosto de 2019), lo que explica por qué el modelo extendido no predijo recesión. Al controlar por la prima por plazo, este último evita reaccionar a inversiones del spread bruto que no responden al deterioro cíclico convencional.

Más relevante para la evaluación prospectiva del modelo es la señal elevada y sostenida que genera en el período 2022-2023, asociada a la inversión de la curva más pronunciada desde el ciclo Volcker. Esa señal superó el umbral base durante varios meses consecutivos, pero no se materializó en recesión dentro del horizonte de 12 meses, constituyendo la señal falsa positiva más prominente de la muestra. Este episodio será analizado en detalle en el Capítulo 6 en el contexto de las implicancias prácticas, donde se examinará en qué medida el nivel de inflación vigente en 2022-2023 contribuyó a la emisión de esa señal y si el modelo extendido la modera respecto al modelo de referencia.

Figura 7 Media móvil de 6 meses de probabilidad de recesión con sombreado NBER

Nota. Datos mensuales, junio de 1961 a diciembre de 2025. Elaboración propia en base a NBER.

La Figura 7 presenta la versión suavizada de la probabilidad predicha mediante una media móvil de seis meses, que elimina las oscilaciones de corto plazo y facilita la identificación de los periodos de señal sostenida. La suavización evidencia que las señales del modelo se extienden durante periodos prolongados, en lugar de presentarse como eventos mensuales aislados. De hecho, en todos los ciclos recesivos identificados por el modelo, la media móvil supera el umbral durante varios meses consecutivos antes del inicio de la recesión. La comparación visual entre ambas figuras ilustra la disyuntiva entre sensibilidad a señales tempranas (Figura 6) y claridad de la señal sostenida (Figura 7). Para usos prácticos de monitoreo en tiempo real, la versión suavizada reduce el riesgo de responder a fluctuaciones espurias de corto plazo. Las métricas que cuantifican formalmente estas propiedades (lead time, persistencia y duración de la señal) se reportan en la sección siguiente.

4.5 Lead time, persistencia y duración de la señal

Además de su capacidad discriminante, resultan importantes para la utilidad práctica de un modelo de predicción de recesiones la anticipación con la que emite la señal (lead time), si esa señal es sostenida en el tiempo (persistencia) y cuántos meses consecutivos permanece activa antes del inicio de la recesión (duración). A continuación, se comparan estas tres métricas para el modelo extendido y el de referencia, evaluadas en el umbral base (0.1114).

En cuanto al lead time, definido como el número de meses entre la primera emisión de señal y el inicio de la recesión según el NBER, el modelo extendido presenta una anticipación promedio de 36.43 meses sobre los siete inicios de recesión que detecta (desvío estándar: 11.5 meses, rango: 22-48 meses). El modelo de referencia, por su parte, predice los ocho episodios de la muestra, incluyendo el de 2020, con un lead time promedio de 31.63 meses (desvío

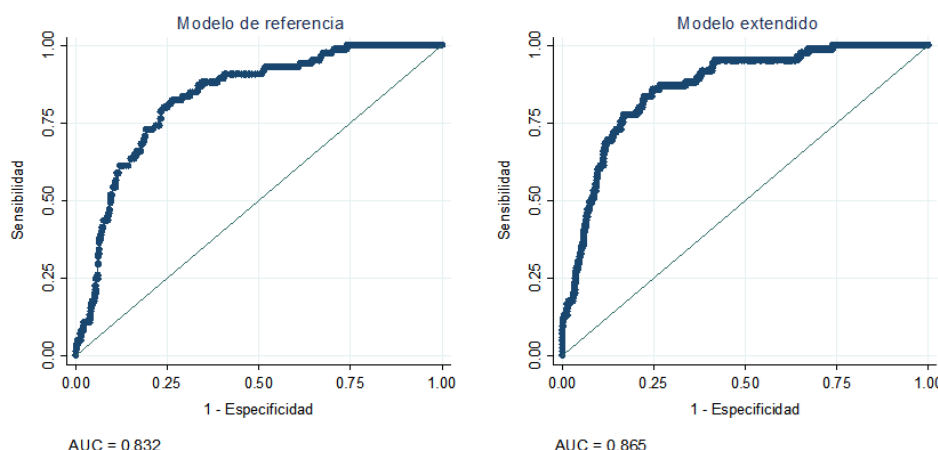
estándar: 13.4 meses, rango: 16-48 meses). Esta diferencia de cobertura no refleja una mayor capacidad predictiva del modelo de referencia. Como se analizó en la sección 4.4, el modelo extendido no predice la recesión de 2020 por tratarse de un shock exógeno, y la señal del modelo de referencia en 2019 responde a la inversión del spread bruto inducida por una prima por plazo negativa, no a expectativas recesivas.

La persistencia de la señal, medida como el lead time cuando se exige que ésta haya estado activa tres meses consecutivos, arroja promedios de 30.13 meses para el modelo de referencia (desvío estándar: 14.1 meses, rango: 14-48 meses) y de 30.71 meses para el modelo extendido (desvío estándar: 12.6 meses, rango: 16-48 meses) sobre los siete episodios que detecta. La diferencia respecto al lead time es modesta en el modelo de referencia (31.63 vs. 30.13 meses) y algo mayor en el extendido (36.43 vs. 30.71 meses), lo que indica que las señales de ambos modelos tienden a ser continuas y no intermitentes. Cuando el modelo supera el umbral, típicamente lo mantiene durante varios meses consecutivos.

La duración de la señal continua previa al inicio de cada recesión, a saber, el número de meses consecutivos en que la probabilidad predicha supera el umbral hasta su inicio, promedia 15 meses en el modelo de referencia (desvío estándar: 5.8 meses, rango: 9-25 meses) y 19.5 meses en el modelo extendido (desvío estándar: 9.9 meses, rango: 9-36 meses). La distancia entre el lead time y la duración de la señal continua (36.43 vs. 19.5 meses) revela que, entre la primera señal y el inicio de la recesión, la probabilidad predicha cruza el umbral en más de una ocasión. El tramo ininterrumpido inmediatamente antes de la contracción promedia año y medio, aunque la primera advertencia se emita unos tres años antes. Para el uso práctico del modelo, esto significa que la señal debe monitorearse de forma continua y no interpretarse como un evento único, puesto que una interrupción transitoria no invalida una advertencia previa.

4.6 Métricas de evaluación

El modelo extendido mejora al de referencia en todas las métricas consideradas. El pseudo- R^2 aumenta de 0.197 a 0.280, mientras que la reducción en el AIC (-38.3 puntos) y el BIC (-19.8 puntos) demuestra que dicha mejora no se debe simplemente a la incorporación de regresores adicionales. Como puede verse en la Figura 8, el AUC del modelo extendido asciende a 0.865 frente a 0.832 del modelo de referencia, lo que representa una ganancia de 3.3 puntos porcentuales en capacidad discriminante. Ambos valores se ubican en el rango convencionalmente clasificado como discriminación excelente, pero la mejora es sustantiva si se tiene en cuenta que el modelo de referencia ya partía de un nivel elevado.

Figura 8 Curvas ROC: modelo de referencia y modelo extendido

En el plano clasificatorio, la mejora es más pronunciada en especificidad que en sensibilidad. La especificidad aumenta de 71.68% a 77.48%, lo que reduce en 5.8 puntos porcentuales la tasa de falsas alarmas en períodos de expansión, mientras que la sensibilidad pasa de 82.35% a 83.53%, ganancia más modesta que refleja que ambos modelos ya detectan correctamente la gran mayoría de los episodios recesivos con el umbral base. La tasa de correctamente clasificados pasa de 72.87% a 78.16%. El hecho de que sensibilidad y especificidad mejoren simultáneamente indica que la incorporación del spread ajustado, la inflación y sus interacciones representa una mejora genuina en capacidad discriminante y no un mero rebalanceo entre ambas dimensiones del desempeño clasificatorio.

4.7 Pruebas de especificación y diagnóstico del modelo

La validez de las inferencias del modelo extendido depende de que la especificación logit adoptada sea adecuada para los datos. Se reportan a continuación tres pruebas de diagnóstico que cubren la especificación funcional, la estructura de los residuos y la multicolinealidad.

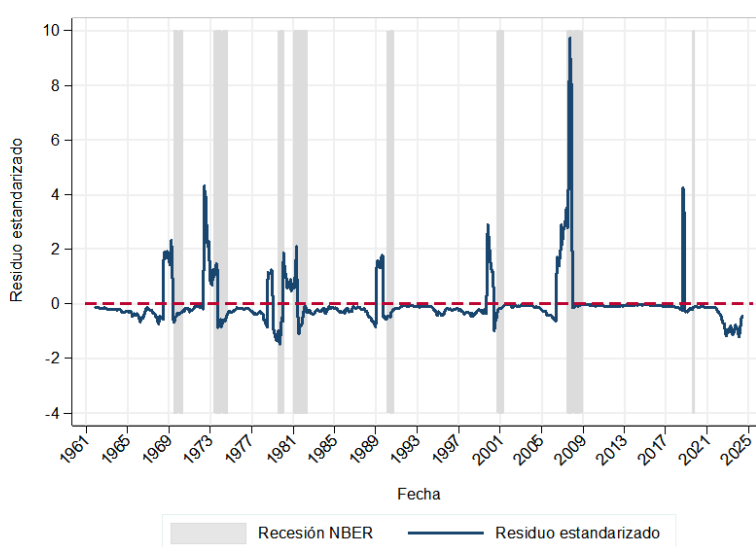
Especificación funcional. El test de especificación de Pregibon (1980) arroja un coeficiente de $\hat{\rho}$ de 0.901 ($p < 0.001$) y de $\hat{\rho}^2$ de -0.030 ($p = 0.633$). La no significancia del término cuadrático indica que la forma funcional del modelo es adecuada y que los regresores se relacionan con la probabilidad de recesión de forma consistente con la especificación logística elegida, sin que haya evidencia de transformaciones adicionales omitidas.

Autocorrelación de los residuos. El correlograma de los residuos estandarizados muestra autocorrelación significativa a todos los rezagos considerados (1 a 24 meses), con una autocorrelación de primer orden de 0.836. La hipótesis nula del test de Portmanteau, propuesto por Box y Pierce (1970) y refinado por Ljung y Box (1978), es que los residuos constituyen ruido blanco, es decir, que no presentan autocorrelación a ningún rezago considerado. Esta hipótesis es rechazada para el modelo extendido ($Q = 1513.6$, $p < 0.001$). Se utiliza este test, en lugar de otro como el Durbin-Watson, debido a los supuestos de regresión lineal que

subyacen a este último. La Figura 9 ilustra cómo los residuos estandarizados muestran agrupamiento temporal sistemático, con valores positivos persistentes durante los períodos previos a las recesiones y valores negativos sostenidos durante las expansiones prolongadas.

Esta autocorrelación residual elevada es una consecuencia mecánica del diseño del modelo, dado que la variable dependiente binaria con horizonte adelantado fijo sobre datos mensuales genera solapamiento en las observaciones que no puede eliminarse sin modificar el horizonte de predicción. Los resultados, si bien no se invalidan, se enmarcan en la convención de Estrella y Mishkin (1998) y Wright (2006), quienes estiman sus modelos con errores estándar robustos y advierten que la inferencia debe interpretarse con cautela ante la dependencia serial.

Figura 9 Residuos estandarizados del modelo extendido con sombreado NBER



Nota. Datos mensuales, junio de 1962 a diciembre de 2025. Elaboración propia en base a NBER, FRED y Federal Reserve Bank of New York.

Multicolinealidad. La regresión auxiliar de `spread_adj` sobre los demás regresores del modelo arroja factores de inflación de la varianza (VIF) que se ubican entre 2.4 (`spread_pce`) y 10.0 (`tp_pce`), con un VIF promedio de 4.95. El VIF de `tp_pce` supera el umbral convencional de 10, señal de multicolinealidad no trivial entre ese término de interacción y los demás regresores. Este resultado es esperable dado que los términos de interacción son funciones directas de sus componentes y la correlación entre `tp_acm10` y `pce_yoy` es positiva en la muestra. La consecuencia es una inflación de los errores estándar, que hace más conservadora la inferencia sobre los coeficientes individuales. Sin embargo, dado que la prueba conjunta de los dos términos de interacción es altamente significativa ($\chi^2(2) = 15.19$, $p < 0.001$), la multicolinealidad no compromete la inferencia sobre el efecto moderador de la inflación considerado en su conjunto.

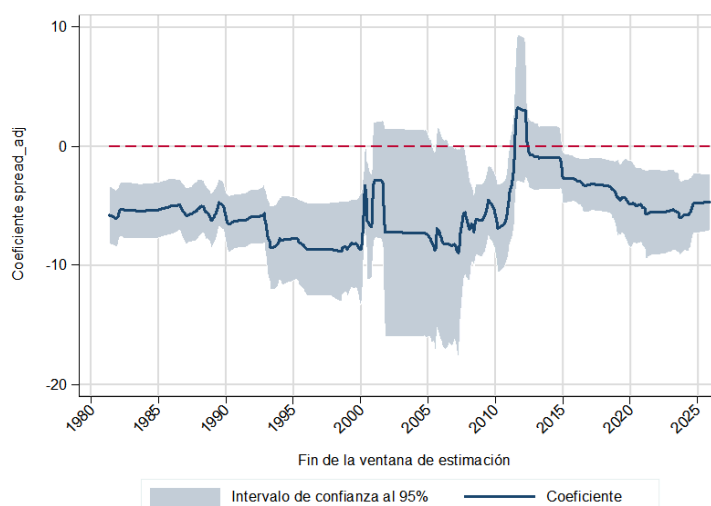
5. Análisis de robustez

5.1 Estimación por ventanas móviles

La estabilidad temporal de los coeficientes del modelo extendido se evalúa mediante estimaciones por ventanas móviles de 240 meses (20 años), desplazadas mes a mes a lo largo de la muestra. El procedimiento genera 536 estimaciones sucesivas, que cubren desde mayo de 1981, que es el primer mes en que la ventana está completa, hasta diciembre de 2025.

La Figura 10 presenta la evolución temporal del coeficiente del spread ajustado (β_2), que conserva su signo negativo en el 98% de las 536 ventanas estimadas y resulta estadísticamente distinto de cero al 95% en el 78% de ellas. Dicho coeficiente muestra una trayectoria estable entre -4.7 y -8.8 durante los subperíodos pre-2000, donde es significativo en la totalidad de las ventanas. Este patrón respalda que el efecto negativo del spread ajustado sobre la probabilidad de recesión es una regularidad y no un artefacto de la muestra completa.

Figura 10 Estabilidad temporal del coeficiente del spread ajustado



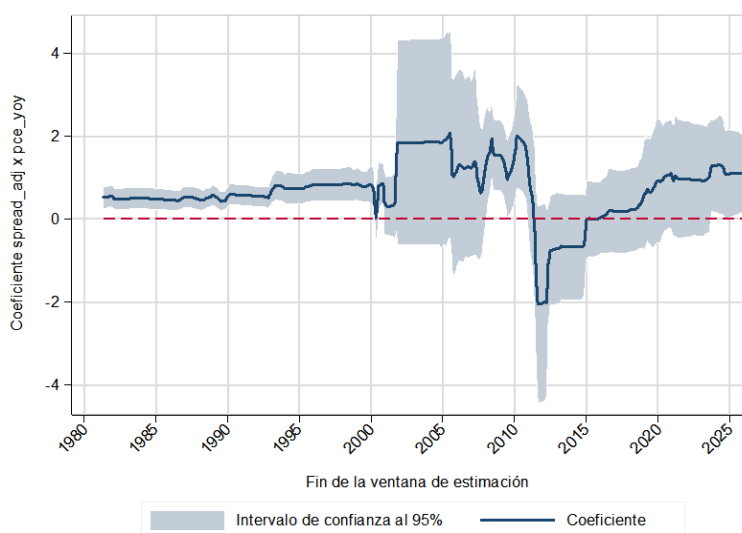
Nota. Estimaciones por ventanas móviles de 240 meses. El eje horizontal indica el mes final de cada ventana. El área sombreada corresponde a ± 1.96 errores estándar robustos.

Sin embargo, se observan dos episodios de inestabilidad marcados. El primero ocurre entre fines de 2000 y mediados de 2005, cuando el coeficiente experimenta una oscilación pronunciada que lo lleva transitoriamente hacia valores cercanos a cero. Este episodio coincide con las ventanas que incorporan progresivamente los datos posteriores al ciclo de ajuste de 1999-2000, caracterizados por inflación en torno al 2% y tasas nominales en descenso sostenido, y luego los del período de tasas bajas posterior a 2001. En esos años la variabilidad de las series se comprime de forma marcada, con un desvío estándar del spread ajustado que cae de 1.11 en la muestra previa a 2001 a 0.33 entre 2002 y 2004, lo que reduce la información disponible para identificar los coeficientes del modelo. Cuando la varianza de los regresores se

contrae, los errores estándar se amplían y las estimaciones se vuelven menos precisas, lo que explica el ensanchamiento de los intervalos de confianza en ese subperíodo.

El segundo episodio de inestabilidad se registra entre 2011 y 2015, asociado al período de política monetaria no convencional post-crisis financiera. Entre 2008 y 2014, la Reserva Federal implementó tres rondas de compras de activos a gran escala, los programas de quantitative easing QE1, QE2 y QE3, que expandieron su balance desde 871.000 millones de dólares en febrero de 2008 hasta más de 4,5 billones en diciembre de 2014 (Federal Reserve Bank of St. Louis, s.f.-a). Bernanke (2020) documenta que estos programas comprimieron la prima por plazo de los bonos del Tesoro a diez años en aproximadamente 100 puntos básicos entre 2008 y 2013. Esta compresión llegó a más de 120 puntos básicos cuando terminaron las adquisiciones en 2014 (Ihrig et al., 2018), lo que alteró la descomposición ACM del spread. Esta reducción artificial de la prima por plazo distorsionó transitoriamente la señal del spread ajustado porque el componente de expectativas quedó contaminado. Al reducirse la prima por plazo estimada por debajo de su nivel de equilibrio, el spread ajustado resultante sobreestimó las expectativas genuinas de tasas de corto plazo futuras y atenuó la señal de recesión. Una vez que la Fed comenzó a reducir gradualmente sus compras de activos a partir de diciembre de 2013 (*tapering*), la prima por plazo se normalizó parcialmente y el coeficiente del spread ajustado recuperó su signo negativo y su significancia estadística.

Figura 11 Estabilidad temporal del término de interacción *spread × inflación*



Nota. Estimaciones por ventanas móviles de 240 meses. El eje horizontal indica el mes final de cada ventana. El área sombreada corresponde a ± 1.96 errores estándar robustos.

La Figura 11 presenta la evolución del coeficiente de interacción $\text{spread_adj} \times \text{pce_yoy}$ (β_3). El resultado más relevante es que este coeficiente permanece positivo durante prácticamente toda la muestra, lo que indica que el efecto moderador de la inflación sobre la señal del spread es una regularidad persistente y no producto de ningún subperíodo particular. Al igual que

sucede con el coeficiente β_2 , los intervalos de confianza se amplían con la baja variabilidad de la muestra en el período posterior a 2001. En términos cuantitativos, el signo positivo de β_3 se mantiene en el 91% de las 536 ventanas estimadas, aunque la significancia estadística individual al 95% se alcanza en el 55% de ellas.

La gran excepción al signo positivo del coeficiente β_3 ocurre en el episodio 2011-2015, en que toma valores negativos con bandas de confianza amplias que cruzan el eje en ambas direcciones. Esta excepción se debe a que, durante el período de QE, la inflación PCE se mantuvo persistentemente por debajo del objetivo del 2% de la Fed, con un promedio de 1.46% entre 2011 y 2015 (FRED, s.f.-b), mientras que el spread ajustado estaba distorsionado por la compresión artificial de la prima por plazo. Con inflación estructuralmente baja y un spread ajustado sesgado por política no convencional, el término de interacción no podía identificar el mecanismo de moderación que opera en regímenes inflacionarios normales. La positividad sostenida de β_3 en los subperíodos anteriores a 2011 y posteriores a 2015 refuerza que el efecto moderador de la inflación es una regularidad empírica que se manifiesta cuando las condiciones del mercado de bonos no están distorsionadas por políticas no convencionales.

5.2 Estabilidad paramétrica entre regímenes inflacionarios

Como análisis de estabilidad paramétrica, se implementa el test de Chow descrito en la sección 3.4, dividiendo la muestra en un régimen de baja inflación y otro de alta inflación. Esta partición responde a la hipótesis central de la investigación, según la cual, si la inflación condiciona el poder predictivo del spread, los coeficientes deberían diferir entre regímenes.

Para este test, se define el régimen de alta inflación como aquel en que la inflación PCE supera el 4% interanual. Este umbral duplica el objetivo de largo plazo de la Fed (Federal Reserve, 2012) y corresponde aproximadamente al percentil 72 de la distribución histórica de la inflación PCE en la muestra, lo que resulta en 539 observaciones en el régimen de baja inflación y 212 en el de alta, suficientes para la estimación en ambos grupos.

El test de Chow rechaza la hipótesis nula de estabilidad paramétrica entre regímenes (LR = 39.08, gl = 6, $p < 0.001$), según se detalla en la Tabla 5. Este resultado es robusto a usar la media muestral de la inflación PCE (3.28%) como umbral alternativo de partición (LR = 35.80, gl = 6, $p < 0.001$), aunque esta partición presenta indicios de cuasi-separación perfecta en el subgrupo de baja inflación (con 24 fracasos perfectamente determinados), lo que puede inflar los coeficientes individuales del estimador de máxima verosimilitud (Zorn, 2005; Heinze y Schemper, 2002). Como verificación, se reestimó mediante la regresión de Firth descrita en la sección 3.4, con diferencias menores al 7% en los coeficientes de interés (spread_adj, tp_acm10 y sus interacciones con pce_yoy) con signos y significancias inalterados, por lo que la cuasi-separación no afecta sustancialmente las conclusiones.

Un análisis de los coeficientes por subgrupo revela que la mayor variación entre regímenes se concentra en los coeficientes de la inflación PCE y la prima por plazo como regresores independientes, y no en los términos de interacción que sostienen la hipótesis central. Al partir la muestra por régimen inflacionario, el rango de variación de *pce_yoy* difiere entre subgrupos (-1.5% a 4% vs 4% a 11%), lo que genera diferencias en los coeficientes estimados que reflejan en parte esta estructura de los datos. Así, el rechazo de la estabilidad paramétrica documenta que la relación entre variables financieras y recesiones tiene una dimensión de dependencia del régimen inflacionario que el modelo extendido aproxima mediante el término de interacción, sin pretender captar toda la complejidad de esa dependencia.

Tabla 5 *Test de Chow de estabilidad paramétrica entre regímenes inflacionarios*

Variable	PCE $\geq$ 4%	Media muestral (PCE $\geq$ 3.28%)
Log-verosimilitud (restringido)	-191.003	-191.003
Log-verosimilitud (irrestringido)	-171.463	-173.102
Estadístico LR	39.08	35.80
Grados de libertad	6	6
p-valor	< 0.001	< 0.001

Nota. H_0 : coeficientes estables entre regímenes de baja y alta inflación. El umbral principal (PCE $\geq$ 4%) duplica el objetivo de largo plazo de la Fed y corresponde al percentil 72 de la distribución histórica de la inflación PCE en la muestra. La estimación con el umbral alternativo presenta indicios de cuasi-separación perfecta en el subgrupo de baja inflación, por lo que se debe interpretar con cautela.

5.3 Especificaciones alternativas

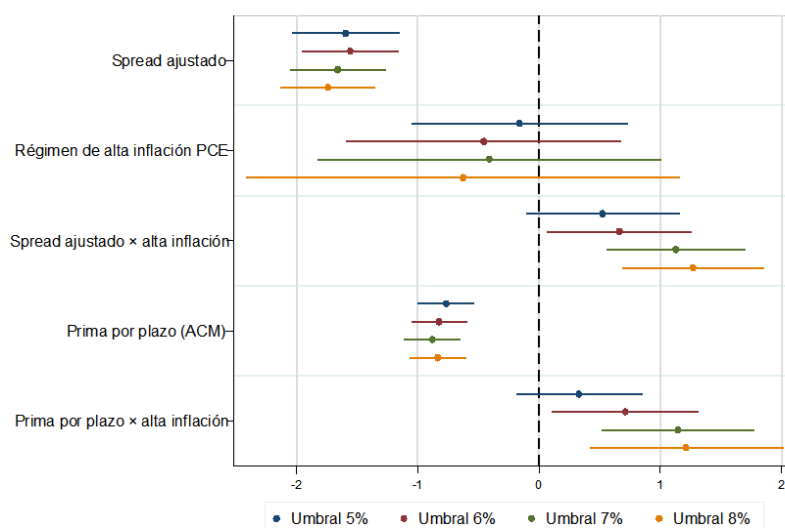
5.3.1 Umbrales de inflación

Como alternativa a la especificación continua de la inflación, se estiman cuatro modelos que reemplazan *pce_yoy* por indicadores binarios de régimen de alta inflación con umbrales del 5%, 6%, 7% y 8%, respectivamente. Estos modelos evalúan si el efecto condicionante de la inflación opera de forma gradual, como sugiere la especificación continua, o si se concentra en niveles críticos que configuran regímenes diferenciados.

La Figura 12 presenta los efectos marginales de cada especificación. El resultado central es que el efecto marginal del spread ajustado es negativo y estadísticamente significativo en todos los casos, con valores entre -0.11 y -0.12, prácticamente idénticos al modelo continuo (-0.113). El coeficiente de la interacción *spread_adj* $\times$ *pce_k* es positivo en todos los modelos y crece con el umbral: 0.53 (al 5%), 0.66 (al 6%), 1.13 (al 7%) y 1.27 (al 8%). Este patrón creciente indica que una definición más restrictiva de alta inflación intensifica la atenuación estimada en la señal del spread, lo que es consistente con la especificación continua, según la cual el efecto moderador de la inflación se agudiza ante niveles de inflación muy elevados.

La significancia conjunta de los términos de interacción aumenta con el umbral utilizado. No resultan significativos al 10% con el umbral del 5%, alcanzan significancia al 5% con el umbral del 6%, y son significativos al 1% con los umbrales del 7% y 8%, lo que sugiere que la evidencia del efecto atenuante de la inflación sobre la señal del spread aumenta a medida que el umbral capta episodios de inflación mayor.

Figura 12 Efectos marginales comparados entre especificaciones de umbral de inflación



Nota. Los marcadores indican estimaciones puntuales. Las líneas horizontales muestran IC al 95%.

Una consideración importante para interpretar estos resultados es la distribución empírica de *pce_yoy* en la muestra. Los umbrales más elevados, particularmente los del 7% y 8%, incluyen un número reducido de observaciones, todas concentradas en el período 1973-1981. En concreto, la inflación PCE supera el 7% en apenas 60 meses de la muestra y el 8% en 47 meses, todos ellos correspondientes a las recesiones de 1973-1975 y 1980-1982. Así, los coeficientes de interacción para umbrales altos son identificados sobre la base de dos períodos recesivos, lo que limita su generalización y explica el ensanchamiento de los intervalos de confianza a medida que el umbral se eleva. Cuanto más restrictivo es el umbral de alta inflación, mayor es la incertidumbre estadística en torno al coeficiente de interacción estimado. Este patrón no invalida la conclusión de que el efecto moderador es más intenso bajo inflación muy elevada, pero sí advierte que esa conclusión descansa en una base empírica estrecha para los umbrales superiores. Es por este motivo que la especificación continua, que utiliza toda la variación disponible en *pce_yoy* para identificar el efecto moderador, es metodológicamente preferible a las especificaciones de umbral discreto.

La comparación de métricas de ajuste, disponible en la Tabla 6, muestra que ninguna especificación de umbral mejora claramente al modelo continuo en términos de AUC (rango 86.25%-86.64% vs. 86.49% del modelo continuo) ni de BIC (rango 421.18-433.77 vs. 421.73).

Si bien los umbrales del 7% y 8% exhiben métricas marginalmente superiores, las diferencias son de magnitud despreciable y corresponden a las especificaciones cuyos coeficientes se identifican sobre la base empírica más estrecha. Este resultado respalda la preferencia por la especificación continua como modelo principal, ya que capta el efecto moderador de la inflación sin requerir la elección arbitraria de un umbral.

5.3.2 Medidas alternativas de inflación

Se estiman dos especificaciones adicionales que reemplazan la inflación PCE contemporánea por la inflación rezagada un mes (pce_yoy_l1), para mitigar la posible simultaneidad entre inflación y señal del spread, y por una media móvil de tres meses (pce_yoy_ma3), que suaviza la volatilidad de corto plazo.

En ambas especificaciones, el coeficiente del spread ajustado permanece en torno a -2.33, el término de interacción $spread_adj \times$ inflación se mantiene positivo y significativo ($\beta_3 = 0.178$ en ambos casos, $p < 0.001$), y el AUC es prácticamente idéntico al del modelo principal (86.47% en ambas especificaciones vs. 86.49%). Las métricas de lead time, persistencia y duración de señal son también muy similares al modelo principal, con promedios de alrededor de 36, 31 y 20 meses, respectivamente. Estos resultados muestran que las conclusiones del modelo extendido no dependen de la medida específica de inflación utilizada.

5.3.3 Horizonte alternativo ($h = 6$)

La especificación principal estima la probabilidad de recesión a 12 meses ($h = 4$ trimestres). Como análisis de robustez, se reestima el modelo extendido con la variable dependiente $usrec_6$, el indicador de recesión a 18 meses ($h = 6$ trimestres), sobre 745 observaciones.

Los resultados son análogos a los del modelo principal. El coeficiente del spread ajustado es -1.770 ($p < 0.001$), el término de interacción es $\beta_3 = 0.148$ ($p < 0.001$) y la prueba conjunta de los dos términos de interacción rechaza la hipótesis nula ($\chi^2(2) = 17.20$, $p < 0.001$). El efecto moderador de la inflación es algo menor en magnitud que en $h = 4$, lo que es consistente con la hipótesis de que la atenuación de la señal opera principalmente en el corto plazo y se diluye parcialmente al extender el horizonte de predicción. Este resultado es coherente con el argumento de Estrella y Mishkin (1998), quienes documentan que el poder predictivo del spread se concentra en horizontes de 4 a 6 trimestres y se deteriora a medida que el horizonte se extiende, y con Wright (2006), quien muestra que los modelos de predicción de recesiones basados en el spread exhiben su mejor desempeño discriminante en el horizonte de 12 meses. Esto se debe a que la inflación introduce ruido sobre las expectativas de política monetaria en el corto plazo; a horizontes más largos, ese ruido se diluye porque el mercado tiene más tiempo para discriminar entre un ajuste monetario transitorio y una contracción genuina de la actividad.

El AUC cae a 82.45%, reflejo de que predecir recesiones a 18 meses mediante la curva de rendimientos es más difícil que a 12. Las métricas de anticipación muestran que el modelo a $h = 6$ detecta las ocho recesiones de la muestra con un lead time promedio de 33.9 meses, persistencia de 32.4 meses y duración de señal de 18.1 meses.

En cuanto a utilidad práctica, la ganancia de seis meses de horizonte predictivo tiene valor para aquellos responsables de política que requieren mayor tiempo de anticipación, aunque al costo de un AUC inferior y de un efecto moderador de la inflación más leve.

Tabla 6 Comparación de especificaciones alternativas

Variable	Base (h=4)	Base (h=6)	pce_yoy _l1	pce_yoy_ ma3	k = 5%	k = 6%	k = 7%	k = 8%
pce_yoy	0.06	-0.07	0.01	0.01	N/A	N/A	N/A	N/A
spread_adj	-2.33***	-1.77***	-2.33***	-2.33***	-1.59***	-1.56***	-1.66***	-1.74***
spread_adj×pce_yoy	0.18***	0.15***	0.18***	0.18***	N/A	N/A	N/A	N/A
tp_acm10	-1.21***	-1.36***	-1.25***	-1.26***	-0.77***	-0.82***	-0.88***	-0.84***
tp_acm10×pce_yoy	0.11**	0.17***	0.12**	0.12**	N/A	N/A	N/A	N/A
pce_k	N/A	N/A	N/A	N/A	-0.16	-0.46	-0.41	-0.62
spread_adj×pce_k	N/A	N/A	N/A	N/A	0.53	0.66**	1.13***	1.27***
tp_acm10×pce_k	N/A	N/A	N/A	N/A	0.33	0.71**	1.15***	1.21**
<i>Ef. marg. pce_yoy</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	N/A	N/A	N/A	N/A
<i>Ef. marg. pce_k</i>	N/A	N/A	N/A	N/A	-0.01	-0.01	0.07	-0.05
<i>Ef. marg. spread_adj</i>	-0.11***	-0.09***	-0.12***	-0.12***	-0.11***	-0.11***	-0.11***	-0.12***
<i>Ef. marg. tp_acm10</i>	-0.05***	-0.05***	-0.05***	-0.05***	-0.05***	-0.05***	-0.05***	-0.05***
N	751	745	750	749	751	751	751	751
BIC	421.73	460.40	422.48	422.42	433.77	430.74	421.52	421.18
AUC (ROC)	0.865	0.825	0.865	0.865	0.863	0.863	0.866	0.865
Pseudo R ²	0.280	0.205	0.278	0.278	0.257	0.263	0.280	0.281
Lead time (meses)	36.4	33.9	35.6	36.4	33.3	36.4	33.3	33.3
Persistencia (meses)	30.7	32.4	31	31	31.7	34.3	31.7	31.7
Duración de señal (meses)	19.5	18.1	19.5	19.5	16	20	19.7	19.7

Nota. Errores estándar robustos. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. La variable dependiente es usrec_4 ($h = 4$) excepto en la columna Base ($h = 6$). Las columnas k 5%-8% reemplazan la inflación continua por indicadores binarios de régimen de alta inflación con los umbrales indicados. N/A indica que la variable no aplica en esa especificación. El separador horizontal distingue los coeficientes estimados y efectos marginales (panel superior) de las métricas de evaluación (panel inferior).

5.3.4 Control de estacionalidad mensual

Como control adicional, se estimó el modelo extendido incorporando indicadores binarios para cada mes del año, con el fin de captar posible estacionalidad en la probabilidad de recesión. Las variables binarias de mes resultaron conjuntamente no significativas ($\chi^2(11) = 3.04$, $p = 0.990$), y tanto el AIC como el BIC aumentaron respecto al modelo sin controles estacionales (AIC: 412.7 vs. 394.0; BIC: 491.2 vs. 421.7). Los coeficientes de las variables de interés permanecen prácticamente inalterados. Estos resultados no ofrecen evidencia de estacionalidad mensual en la variable dependiente, y justifican la exclusión de los controles estacionales en la especificación principal.

La ausencia de estacionalidad es consistente con la naturaleza del ciclo económico estadounidense, cuyos puntos de inflexión no están sistemáticamente asociados a ningún mes del año calendario.

6. Implicancias prácticas

6.1 La señal del spread como indicador operativo

La contribución central de esta investigación para la práctica profesional radica en que la señal del spread de la curva de rendimientos no debe interpretarse en forma independiente del nivel de inflación vigente. Un analista que observe una inversión del spread ajustado de dos puntos porcentuales debería asignar probabilidades de recesión distintas según el régimen inflacionario: 66.5% con inflación del 2%, pero apenas 38.8% con inflación del 10%. En este ejemplo, ignorar el nivel de inflación implica sobreestimar en casi 28 puntos porcentuales la probabilidad de recesión durante episodios de alta inflación, lo que puede derivar en decisiones de inversión, cobertura o política prematuramente defensivas.

El modelo extendido ofrece una herramienta operativa concreta para corregir ese sesgo. Dado el spread ajustado y el nivel de inflación PCE observados en cada momento, la probabilidad de recesión a doce meses se obtiene directamente como:

$$P(\text{recesión}) = \Lambda(-1.945 + 0.062 \cdot pce_yoy - 2.325 \cdot spread_adj + 0.181 \cdot spread_adj \cdot pce_yoy - 1.206 \cdot tp_acm10 + 0.109 \cdot tp_acm10 \cdot pce_yoy)$$

donde $\Lambda(\cdot)$ es la función logística. Esta expresión puede actualizarse mensualmente con datos públicos disponibles en FRED y el sitio del Federal Reserve Bank of New York, sin requerir estimación adicional, con la salvedad de que un cambio de régimen macroeconómico, como los analizados en la sección 5.2, exigiría reestimar los coeficientes.

La Tabla 7 presenta una matriz de referencia práctica con probabilidades predichas para distintas combinaciones de spread ajustado e inflación PCE, evaluadas en la prima por plazo

promedio de la muestra (1.437 puntos porcentuales). Esta tabla permite una lectura rápida de la señal sin necesidad de operar el modelo directamente.

Tabla 7 Probabilidad de recesión predicha según nivel de spread ajustado e inflación PCE

Spread adj.\ PCE	2%	4%	6%	8%	10%
+2	0.1%	0.2%	0.8%	2.4%	7.4%
+1	0.5%	1.2%	2.6%	5.7%	11.8%
0	3.8%	5.7%	8.6%	12.7%	18.3%
-1	21.8%	23.1%	24.5%	25.9%	27.4%
-2	66.5%	59.9%	52.9%	45.8%	38.8%
-3	93.4%	88.1%	79.5%	67.1%	51.6%

Nota. Probabilidades evaluadas con $tp_acm10 = 1.437$ (media muestral). Este criterio simplifica la matriz para uso práctico; los valores pueden diferir levemente de los de la Figura 5, que promedia sobre la distribución muestral de la prima por plazo.

El efecto de la inflación sobre la probabilidad de recesión predicha difiere según el signo del spread ajustado. En el tramo negativo, donde la señal tiene mayor relevancia para la toma de decisiones, el efecto moderador de la inflación es pronunciado. Con spread ajustado de -3 puntos porcentuales, la probabilidad predicha cae de 93.4% con inflación del 2% a 51.6% con inflación del 10%, una diferencia de casi 42 puntos porcentuales. Con spread ajustado de -2, la diferencia entre ambos extremos inflacionarios es de 27.7 puntos porcentuales (66.5% vs. 38.8%). En el tramo positivo del spread, en cambio, el patrón se invierte y la probabilidad predicha aumenta levemente con la inflación, porque el coeficiente directo de la inflación ($\beta_1 = 0.062$), si bien no significativo, domina sobre el término de interacción. Este efecto es cuantitativamente modesto, ya que las probabilidades en ese tramo no superan el 19% en ningún escenario, pero conviene tenerlo presente al interpretar la tabla.

Desde el punto de vista de la utilidad práctica, las métricas de anticipación del modelo extendido refuerzan su valor operativo. El modelo detecta los episodios recesivos con un lead time promedio de 36.4 meses, una persistencia de la señal de 30.7 meses y una duración de señal continua previa al inicio de la recesión de 19.5 meses. Estas propiedades implican que, una vez que la probabilidad predicha supera el umbral base (0.1114 para $h = 4$), el analista dispone de una anticipación promedio cercana a los tres años, con una duración de señal continua superior al año y medio antes del inicio de la recesión, suficiente para implementar ajustes graduales en carteras, estrategias de cobertura o medidas de política económica.

6.2 El umbral de neutralización como referencia de régimen

El umbral de neutralización de la señal, estimado en 12.87% (IC 95%: 9.54%-16.20%), define una tasa de inflación que oficia de frontera de régimen con implicancias directas para la

interpretación de la curva de rendimientos como indicador adelantado. Por debajo del umbral, una inversión del spread ajustado constituye una señal estadísticamente informativa sobre el riesgo de recesión a doce meses. Por encima, la señal pierde su capacidad predictiva de recesiones, y una curva invertida es compatible tanto con una contracción inminente como con un ajuste monetario transitorio sin recesión subsiguiente.

Esta zonificación tiene un correlato histórico preciso. Si bien ningún mes de la muestra 1962-2025 superó el umbral puntual de 12.87%, el extremo inferior del intervalo de confianza (9.54%) fue alcanzado en 25 oportunidades, todas concentradas entre mayo de 1974 y febrero de 1981, lo que respalda el contenido empírico de la zonificación propuesta.

Para un analista o responsable de política que monitorea la curva en tiempo real, el umbral de neutralización y su intervalo de confianza sugieren una regla de lectura operativa en tres zonas:

Zona verde ($PCE < 9.54\%$): La señal opera con poder predictivo estadísticamente robusto. El límite inferior del intervalo de confianza del umbral de neutralización no ha sido superado, por lo que el efecto moderador de la inflación no compromete el contenido informativo del spread. Una inversión sostenida del spread ajustado por encima del umbral base supone una señal de alerta creíble que justifica una revisión de las exposiciones al riesgo de ciclo.

Zona amarilla (PCE entre 9.54% y 12.87%): La señal entra en la zona de incertidumbre estadística del umbral de neutralización. El nivel de inflación supera el extremo inferior del intervalo de confianza pero no el estimador puntual. El poder predictivo del spread está degradado y debe complementarse con indicadores independientes de la pendiente de la curva de rendimientos. Entre ellos se encuentran el *excess bond premium* de Gilchrist y Zakrajšek (2012), la Encuesta de Opinión de Oficiales de Préstamo Senior de la Reserva Federal, que releva las condiciones del crédito bancario (Board of Governors of the Federal Reserve System, s.f.), y los indicadores compuestos de condiciones financieras publicados por el FMI y la Fed de Chicago. La señal degradada conserva valor informativo en esta zona, pero exige contrastarse con estas fuentes antes de actuar.

Zona roja ($PCE > 12.87\%$): La señal pierde su capacidad predictiva según el estimador puntual. En este régimen, la inversión de la curva es consistente tanto con un escenario de recesión como con un ajuste monetario exitoso sin contracción de la actividad. La probabilidad predicha por el modelo debe interpretarse con cautela explícita. Como ningún mes de la muestra alcanzó este nivel, esta zona tiene relevancia principalmente como referencia límite para escenarios de estrés inflacionario extremo.

En conjunto, las tres zonas traducen el umbral de neutralización en una regla de lectura que ajusta el peso otorgado a la señal del spread según el régimen inflacionario vigente.

6.3 El modelo en episodios de tensión inflacionaria

El ciclo 2022-2023 es el caso de aplicación reciente más desafiante para el modelo desarrollado en esta investigación. Entre marzo de 2022 y septiembre de 2023, la Reserva Federal elevó la tasa de política monetaria desde el límite inferior cero hasta el rango 5.25%-5.50%, lo que generó una de las inversiones del spread 10y-3m más pronunciadas desde el ciclo Volcker. Por su parte, la inflación PCE interanual alcanzó un pico de 7.0% en junio de 2022 antes de descender gradualmente hacia el 3% a lo largo de 2023.

La lectura de la Tabla 7 para los distintos momentos del ciclo requiere atención a la asincronía entre el máximo inflacionario y la máxima inversión del spread. En junio de 2022, cuando la inflación PCE alcanzó su máximo de 7.0%, el spread ajustado era aún positivo (1.96). La prima por plazo era negativa (-0.31), de modo que el spread ajustado resultaba superior al bruto (1.65). Esto implica que parte del aplanamiento de la curva reflejaba una compensación por riesgo comprimida en vez de expectativas de menores tasas futuras. En ese mes, el modelo extendido predice 3.1% y el de referencia 5.1%, señales débiles ambas. La mayor inversión del spread ajustado se registró en septiembre de 2023 (-1.11), con la inflación ya en 3.4%. En ese mes, la probabilidad predicha por el modelo extendido fue 50.6% y la del modelo de referencia 44.5%, una diferencia de 6 puntos porcentuales.

La asincronía entre la máxima tasa de inflación y la máxima inversión del spread llevó a que el modelo extendido no moderara la señal. Si se mantiene el spread ajustado de septiembre de 2023 (-1.11) pero con la inflación en 7.0%, la probabilidad predicha cae a 39.9%, por debajo del 44.5% del modelo de referencia, en lugar del 50.6% efectivamente estimado por el modelo con la inflación ya en 3.4%. Sin embargo, en el ciclo 2022-2023 esa combinación nunca se materializó simultáneamente. En junio de 2022, cuando la inflación PCE alcanzó el 7.0%, nivel relativamente cercano al límite inferior del intervalo de confianza del umbral de neutralización (9.54%), el spread ajustado era aún positivo, por lo que las probabilidades predichas por el modelo extendido y el de referencia permanecían bajas y similares.

El desenlace conocido es que la economía estadounidense no entró en recesión dentro del horizonte de doce meses posterior al pico de inversión del spread. El PBI creció a tasas positivas durante todo 2023, el mercado laboral se mantuvo resiliente con una tasa de desempleo que no superó el 4%, y la inflación descendió gradualmente sin contracción de la actividad, lo que configuró el llamado aterrizaje suave. Como señaló Powell (2022), la historia sugiere que los aterrizajes suaves, aunque difíciles, no son infrecuentes en la política monetaria estadounidense. La Brookings Institution (Belz y Wessel, 2023) documenta que hacia finales de 2023 el 69% de los economistas encuestados por la National Association for Business Economics consideraba que la Fed había logrado ese objetivo.

En ese contexto, tanto el modelo extendido como el de referencia generaron señales que superaron el umbral base durante varios meses de 2022-2023 sin que se materializara la recesión predicha. Este resultado ilustra las limitaciones del modelo extendido en condiciones excepcionales. Ambos modelos asignaron una probabilidad de recesión elevada, pero el aterrizaje suave, escenario que el modelo consideraba menos probable aunque no descartable, fue el que finalmente se materializó. La diferencia entre modelos en ese episodio fue modesta porque la asincronía entre el pico inflacionario y el pico de inversión del spread limitó el alcance del efecto moderador del término de interacción.

El episodio donde ese efecto opera con mayor intensidad corresponde a la recesión de 1981-1982. En marzo de 1981, cuatro meses antes del inicio de la recesión, con el spread ajustado en -4.33 y la inflación en 9.4%, el modelo extendido asignaba una probabilidad de recesión del 65.0% frente al 27.9% del modelo de referencia, una diferencia mayor a 37 puntos porcentuales. La divergencia revela el valor del ajuste por prima por plazo. Mientras que el spread bruto, elevado por una prima excepcionalmente alta (4.09 puntos) debido a las expectativas inflacionarias, estaba apenas invertido (-0.24) y llevaba al modelo de referencia a subestimar el riesgo, el spread ajustado revelaba una inversión severa (-4.33) coherente con la recesión que se avecinaba. Este es un claro ejemplo del canal de la prima por plazo descrito en la sección 2.2.3, a través del cual la incertidumbre inflacionaria eleva la prima y distorsiona el spread bruto, lo que hace necesario emplear su versión ajustada para una correcta interpretación.

Como ilustración de la utilidad prospectiva del modelo, puede evaluarse la señal que arroja en tiempo real con los últimos datos disponibles al momento de redacción de esta investigación. En noviembre de 2025, el spread ajustado por prima por plazo era de -0.297 puntos porcentuales y la inflación PCE interanual se ubicaba en 2.74%, con una prima por plazo ACM de 0.607 puntos porcentuales. Evaluando el modelo extendido en esos valores, la probabilidad predicha de recesión a doce meses es de 14.4%, nivel que supera levemente el umbral de clasificación base (11.14%) pero que se ubica considerablemente por debajo de los niveles que históricamente han precedido a contracciones severas. Dado que la inflación se encuentra holgadamente dentro de la zona verde ($PCE < 9.54\%$), la señal opera sin degradación predictiva. La lectura del modelo es, por tanto, de riesgo de recesión moderadamente elevado, pero no dominante en el horizonte de doce meses, consistente con un escenario de desaceleración gradual de la actividad sin contracción pronunciada.

6.4 Implicancias para la política monetaria

La endogeneidad de la señal del spread respecto al régimen de política monetaria plantea una tensión conceptual relevante para los bancos centrales (Estrella et al., 2003). La curva de rendimientos es tanto un canal de transmisión de la política monetaria como un indicador de las

expectativas sobre la actividad económica. Cuando la Fed eleva agresivamente las tasas a corto plazo para contener la inflación, genera una inversión del spread que refleja tanto el endurecimiento de las condiciones financieras, que aumenta el riesgo de recesión a través del canal crediticio y de la demanda agregada, como la respuesta de política en sí misma, que puede ser transitoria y exitosa. La inflación vigente ayuda a discriminar entre ambas interpretaciones, ya que cuanto más alta es, más probable resulta que una inversión responda al ciclo de ajuste monetario y no a un deterioro de la actividad. El modelo extendido cuantifica esa ambigüedad mediante el término de interacción $\text{spread_adj} \times \text{pce_yoy}$, que estima en qué medida la inflación vigente atenúa el contenido informativo del spread sobre la actividad futura, lo que permite al analista ajustar su lectura según el régimen.

La curva de rendimientos pierde poder predictivo justamente cuando la Fed más necesita indicadores confiables de actividad futura. Durante los ciclos de ajuste monetario agresivo, la inversión del spread refleja en parte ese endurecimiento de las condiciones financieras y no necesariamente expectativas recesivas. En esos contextos, los responsables de política deberían ponderar la señal del spread junto con indicadores del mercado laboral, la actividad real y las expectativas de inflación de largo plazo, que no están contaminados por el canal de tasas de la misma manera. Los resultados de esta investigación cuantifican esa limitación: el efecto moderador de la inflación sobre la señal del spread es estadísticamente robusto ($\beta_3 = 0.181$, $p < 0.001$) y cuantitativamente relevante. A inflación del 10%, el efecto marginal del spread sobre la probabilidad predicha de recesión se reduce un 40% respecto del escenario de inflación nula, lo que provee sustento empírico para ajustar el peso relativo de la curva de rendimientos como indicador de actividad según el régimen inflacionario vigente.

Una segunda implicancia emerge del umbral de neutralización y su intervalo de confianza. El hecho de que el extremo inferior del intervalo (9.54%) haya sido alcanzado durante el ciclo Volcker sugiere que episodios de desinflación activa con inflación muy elevada generan condiciones en las que la curva de rendimientos no puede distinguir con certeza estadística entre ajuste monetario exitoso y recesión inminente. Para un banco central que opera en ese régimen, la inversión de la curva no debería interpretarse mecánicamente como evidencia de política excesivamente restrictiva. Este argumento tomó fuerza durante el ciclo de ajuste 2022-2023. Mientras la curva permanecía invertida, Powell reiteró que era prematuro declarar victoria sobre la inflación (Powell, 2023), y Engstrom y Sharpe (2022) mostraron que medidas alternativas de la pendiente, centradas en las expectativas de política de corto plazo, no anticipaban una recesión inminente.

Las métricas de anticipación del modelo tienen también implicancias directas para el horizonte de la política monetaria. Con un lead time promedio de 36.4 meses, el modelo provee señales con antelación suficiente para activar una respuesta de política monetaria antes de que la contracción alcance su punto más profundo, considerando que el PBI tarda en promedio entre

4 y 24 meses en responder a un ajuste monetario (Bernanke y Gertler, 1995). Esta ventana de anticipación no garantiza que la política pueda evitar el inicio de la recesión en todos los casos, pero sí permite mitigar su profundidad. Además, su utilidad está condicionada por el régimen inflacionario. En la zona amarilla (PCE entre 9.54% y 12.87%), la señal opera con poder predictivo degradado, lo que brinda a la autoridad monetaria información menos precisa.

Finalmente, los resultados tienen implicancias para la comunicación de política monetaria. Si los mercados financieros interpretan la inversión de la curva como señal de recesión inminente, y esa interpretación genera expectativas que se retroalimentan en decisiones de inversión y consumo, el banco central enfrenta un desafío de comunicación adicional. En entornos de inflación elevada, la curva invertida refleja en parte el propio proceso de ajuste monetario, cuyo contenido informativo sobre la actividad futura es menor que en entornos de baja inflación. Comunicar esa distinción con precisión, y cuantificarla mediante el umbral de neutralización y su intervalo de confianza, es una contribución que el modelo extendido ofrece a los responsables de política monetaria.

7. Conclusiones

Esta investigación analizó la robustez predictiva del spread de la curva de rendimientos 10y-3m como señal de recesión en Estados Unidos durante el período 1961-2025, incorporando explícitamente el papel de la inflación PCE como modulador de esa señal y controlando por la prima por plazo mediante la descomposición de Adrian et al. (2013). Los resultados obtenidos respaldan la hipótesis central. El poder predictivo de la inversión de la curva de rendimientos sobre las recesiones, a horizontes de 12 y 18 meses, se deteriora de forma gradual y estadísticamente significativa a medida que la inflación aumenta.

La primera pregunta de investigación indagó sobre el efecto de la inflación, modelada como variable continua, en la capacidad predictiva del spread. El coeficiente del término de interacción $\text{spread_adj} \times \text{pce_yoy}$ es $\beta_3 = 0.181$ ($p < 0.001$), lo que implica que cada punto porcentual adicional de inflación PCE atenúa el efecto marginal del spread ajustado sobre la probabilidad de recesión. Con inflación nula, ese efecto sobre el log-odds es de -2.325; con inflación del 5%, pasa a -1.420, una reducción del 39%; con inflación del 10%, se atenúa a -0.515, un 78% por debajo del efecto sin inflación. El umbral de neutralización, estimado mediante el método delta en 12.87% (IC 95%: 9.54%-16.20%), define el nivel de inflación al que la señal del spread deja de anticipar recesiones. Ningún mes de la muestra 1962-2025 superó ese umbral, aunque el extremo inferior del intervalo de confianza fue alcanzado en 25 meses del ciclo Volcker, período en que la señal operaba en la zona de incertidumbre estadística. Este resultado es consistente con la dificultad documentada por Estrella y Mishkin (1997) para interpretar la inversión de la curva de 1979-1982 como señal genuina de recesión versus señal de ajuste monetario. El modelo extendido mejora al de referencia en todas las

métricas evaluadas: el AUC sube de 0.832 a 0.865, el pseudo- R^2 aumenta de 0.197 a 0.280, y tanto el AIC como el BIC se reducen a pesar de la penalización por los parámetros adicionales.

La segunda pregunta evaluó si dicho efecto persiste cuando la inflación se modela mediante umbrales discretos de régimen de alta inflación. La respuesta es afirmativa, con un matiz metodológico relevante. Las especificaciones con variables binarias de alta inflación en umbrales del 5%, 6%, 7% y 8% corroboran el efecto moderador en todos los casos, con el coeficiente de la interacción $\text{spread_adj} \times \text{pce_k}$ positivo y creciente con el umbral, de 0.53 ($k = 5\%$) a 1.27 ($k = 8\%$). Sin embargo, ninguna especificación de umbral discreto mejora de forma clara al modelo continuo en términos de AUC ni de BIC. Los umbrales del 7% y 8% exhiben métricas levemente superiores, pero por márgenes despreciables y sobre la base empírica más estrecha de la muestra. Este resultado respalda la preferencia por la especificación continua como modelo principal, que utiliza toda la variación disponible en la inflación para la identificación, y evita la elección arbitraria de un umbral. La convergencia de resultados entre especificaciones aporta robustez adicional, ya que el efecto moderador de la inflación no depende de la forma funcional adoptada para medirla.

La tercera pregunta evaluó la estabilidad temporal de los coeficientes del modelo. Los resultados revelan que, aunque los parámetros varían entre regímenes, esa variación no compromete el término de interacción que sostiene la hipótesis central. La estimación por ventanas móviles de 240 meses ilustra que el coeficiente del spread ajustado permanece negativo y estadísticamente significativo durante la mayor parte de la muestra, y que el término de interacción entre spread ajustado e inflación permanece positivo en prácticamente todos los subperíodos con excepción del episodio 2011-2015, atribuible a la distorsión del spread por el quantitative easing. El análisis de estabilidad paramétrica entre regímenes inflacionarios muestra que los coeficientes del modelo extendido varían significativamente entre el régimen de baja inflación ($\text{PCE} < 4\%$) y el de alta inflación ($\text{PCE} \geq 4\%$), y el test de Chow rechaza la estabilidad paramétrica conjunta ($\text{LR} = 39.08$, $\text{gl} = 6$, $p < 0.001$). Este resultado se mantiene al usar la media muestral como umbral alternativo de partición ($\text{LR} = 35.80$, $p < 0.001$). La variación paramétrica se concentra principalmente en los coeficientes de la inflación y la prima por plazo como regresores independientes, mientras que los términos de interacción, que conforman el núcleo de la hipótesis central, exhiben menor variación relativa entre regímenes, lo que es consistente con que el modelo extendido capta el efecto moderador de la inflación sin modelar toda la complejidad de esa relación.

La cuarta pregunta derivó implicancias prácticas para inversores, analistas y responsables de política económica. El modelo extendido ofrece como herramienta operativa concreta la matriz de referencia de probabilidades predichas para distintas combinaciones de spread ajustado e inflación, junto con la zonificación operativa basada en el umbral de neutralización y su intervalo de confianza. La zona verde ($\text{PCE} < 9.54\%$) corresponde a condiciones en que la

señal opera plenamente; la zona amarilla (PCE entre 9.54% y 12.87%) señala poder predictivo degradado que requiere complementación con otros indicadores; y la zona roja (PCE > 12.87%) corresponde a condiciones en que la señal pierde su capacidad de anticipar recesiones según el estimador puntual. A un horizonte de 12 meses, el modelo extendido genera señal anticipada para siete de las ocho recesiones de la muestra, y excluye únicamente la de 2020 por su naturaleza exógena, mientras que a 18 meses detecta los ocho episodios. Las métricas de anticipación del modelo, con un lead time promedio de 36.4 meses, persistencia de 30.7 meses y duración de señal de 19.5 meses, proveen horizontes suficientes para que tanto las responsables de política económica como los gestores de carteras puedan responder de forma preventiva. Para la política monetaria, el corolario central es que la curva de rendimientos pierde confiabilidad como indicador de actividad futura precisamente cuando la Fed más la necesita, que es durante los ciclos de ajuste agresivo. Esto justifica una comunicación más matizada de la señal del spread en entornos inflacionarios y una mayor ponderación de indicadores independientes del canal de tasas.

El alcance de las conclusiones está moderado por consideraciones metodológicas. La autocorrelación de los residuos exige interpretar la inferencia con cautela, incluso empleando errores estándar robustos, siguiendo la convención de Estrella y Mishkin (1998) y Wright (2006). A ello se suma la variación estructural detectada por el test de Chow, que implica que los coeficientes estimados sobre la muestra completa representan promedios ponderados de relaciones que difieren entre períodos con y sin alta inflación, lo que limita la interpretación de los parámetros como efectos estructurales estables.

Estas limitaciones abren líneas de investigación futura que la literatura existente aún no ha abordado. La primera y más directa es la evaluación del efecto moderador de la inflación en otros países desarrollados con regímenes inflacionarios distintos. La literatura internacional sobre la curva de rendimientos como predictor de recesiones, como los trabajos de Estrella y Mishkin (1997) y Moneta (2005) para Europa, no incorpora términos de interacción con la inflación, por lo que la pregunta de si el umbral de neutralización varía según el marco de política monetaria del país permanece sin respuesta.

La segunda extensión natural es la replicación del análisis con datos en tiempo real, que considere las revisiones sucesivas de las series de inflación PCE y de la estimación ACM de la prima por plazo. La literatura sobre datos en tiempo real documenta que las revisiones retrospectivas de las variables macroeconómicas alteran las señales de los modelos predictivos y distorsionan la evaluación de políticas (Croushore y Stark, 2001), y no existe trabajo que evalúe la robustez del efecto moderador de la inflación ante esas revisiones.

La tercera línea de investigación consiste en la extensión del modelo a especificaciones en las que el coeficiente de interacción entre spread ajustado e inflación varíe endógenamente con el

régimen macroeconómico, en lugar de imponerse como constante. Modelos de cambio de régimen endógeno o modelos logit con parámetros variables en el tiempo permitirían captar la variación estructural documentada en el análisis de subperíodos sin imponer fechas de quiebre predefinidas.

La cuarta extensión posible es la incorporación de medidas alternativas de inflación esperada, como las derivadas del mercado de bonos indexados a la inflación o de encuestas de pronósticos, en lugar de la inflación realizada. Dado que el canal teórico opera a través de las expectativas de política monetaria, una medida de inflación esperada podría recoger el efecto moderador con mayor precisión que la inflación observada, aunque su disponibilidad histórica limita el horizonte temporal del análisis.

En conjunto, esta investigación muestra que la capacidad de la curva de rendimientos para anticipar recesiones se atenúa a medida que la inflación aumenta. Dicha atenuación no es un artefacto estadístico, sino la manifestación de canales económicos identificables por los que la inflación altera el contenido informativo de la curva. La principal contribución metodológica es haber cuantificado ese fenómeno mediante un umbral de neutralización estimado y su zonificación, que traducen ese hallazgo en una regla de lectura operativa. Lejos de invalidar el spread como indicador adelantado, el modelo extendido precisa las condiciones bajo las cuales su señal es confiable, lo que aporta una herramienta más matizada para inversores, analistas y responsables de política monetaria.

Referencias bibliográficas

- Adrian, T., Crump, R. K., y Moench, E. (2013). *Pricing the term structure with linear regressions*. Journal of Financial Economics, 110(1), 110-138. (Staff Report No. 340 disponible en: https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr340.pdf)
- Akaike, H. (1974). *A new look at the statistical model identification*. IEEE Transactions on Automatic Control, 19(6), 716-723.
- 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.
- Bauer, M. D., y Mertens, T. M. (2018). *Economic forecasts with the yield curve* (FRBSF Economic Letter 2018-07). Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Bauer, M. D., y Rudebusch, G. D. (2020). *Interest rates under falling stars*. American Economic Review, 110(5), 1316-1354.
- Belz, S., y Wessel, D. (2023). *What is a soft landing?* Brookings Institution. <https://www.brookings.edu/articles/what-is-a-soft-landing/>
- Benzoni, L., Chyruk, O., y Kelley, D. (2018). *Why does the yield-curve slope predict recessions?* (Chicago Fed Letter No. 404). Federal Reserve Bank of Chicago.
- Berge, T. J., y Jordà, Ò. (2011). *Evaluating the classification of economic activity into recessions and expansions*. American Economic Journal: Macroeconomics, 3(2), 246-277. (Versión preliminar disponible en: <https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/conferences/applieconometrics/2009/Jorda.pdf>)
- Bernanke, B. S. (2020). *The new tools of monetary policy*. American Economic Review, 110(4), 943-983.
- Bernanke, B. S., y Gertler, M. (1995). *Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission*. Journal of Economic Perspectives, 9(4), 27-48.
- Bernard, H., y Gerlach, S. (1996). *Does the term structure predict recessions? The international evidence* (BIS Working Paper No. 37). Bank for International Settlements.
- Board of Governors of the Federal Reserve System. (s.f.). *Senior Loan Officer Opinion Survey on Bank Lending Practices (SLOOS)*. Federal Reserve. Recuperado el 07 de abril de 2026 de: <https://www.federalreserve.gov/data/sloos.htm>
- Borio, C., Drehmann, M., y Xia, D. (2020). *Predicting recessions: Financial cycle versus term spread* (BIS Working Paper No. 818). Bank for International Settlements.

- Box, G. E. P., y Pierce, D. A. (1970). *Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models*. Journal of the American Statistical Association, 65(332), 1509-1526.
- Chinn, M. D., y Ferrara, L. (2024). *The predictive power of the term spread and financial variables for economic activity across countries* (NBER Working Paper No. 32084). National Bureau of Economic Research.
- Chow, G. C. (1960). *Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions*. Econometrica, 28(3), 591-605.
- Croushore, D., y Stark, T. (2001). *A real-time data set for macroeconomists*. Journal of Econometrics, 105(1), 111-130.
- Dueker, M. J. (1997). *Strengthening the case for the yield curve as a predictor of U.S. recessions*. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 79(2), 41-51.
- Engstrom, E. C., y Sharpe, S. A. (2018). *The near-term forward yield spread as a leading indicator: A less distorted mirror* (Finance and Economics Discussion Series 2018-055). Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Engstrom, E. C., y Sharpe, S. A. (2022). *(Don't Fear) The Yield Curve, Reprise*. Board of Governors of the Federal Reserve System. FEDS Notes. Recuperado el 28 de junio de 2026 de <https://www.federalreserve.gov/econres/notes/feds-notes/dont-fear-the-yield-curve-reprise-20220325.html>
- Estrella, A. (2005). *Why does the yield curve predict output and inflation?* The Economic Journal, 115(505), 722-744.
- Estrella, A., y Hardouvelis, G. A. (1991). *The term structure as a predictor of real economic activity*. Journal of Finance, 46(2), 555-576.
- Estrella, A., y Mishkin, F. S. (1996). *The yield curve as a predictor of U.S. recessions*. Current Issues in Economics and Finance, 2(7), 1-6. Federal Reserve Bank of New York.
- 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.

- Estrella, A., y Mishkin, F. S. (1998). *Predicting U.S. recessions: Financial variables as leading indicators*. Review of Economics and Statistics, 80(1), 45-61. (Versión de trabajo disponible en: https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/research_papers/9609.html)
- 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. (Versión de trabajo disponible en: https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr113.pdf)
- Estrella, A., y Trubin, M. R. (2006). *The yield curve as a leading indicator: Some practical issues*. Current Issues in Economics and Finance, 12(5), 1-7. Federal Reserve Bank of New York.
- Federal Reserve. (2012). *Statement on longer-run goals and monetary policy strategy*. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Federal Reserve Bank of Atlanta. (2026). *What is PCE? Explaining the Fed's preferred inflation measure*. Recuperado el 15 de junio de 2026 de <https://www.atlantafed.org/what-we-study/inflation/2026/05/20/what-is-pce-explaining-the-feds-preferred-inflation-measure>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (s.f.-a). *Assets: Total assets (less eliminations from consolidation): Wednesday level [WALCL]*. FRED Economic Data. Recuperado el 14 de junio de 2026 de <https://fred.stlouisfed.org/series/WALCL>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (s.f.-b). *Personal Consumption Expenditures: Chain-type Price Index [PCEPI]*. FRED Economic Data. Recuperado el 04 de julio de 2026 de <https://fred.stlouisfed.org/series/PCEPI>
- Firth, D. (1993). *Bias reduction of maximum likelihood estimates*. Biometrika, 80(1), 27-38.
- Fisher, I. (1896). *Appreciation and interest*. American Economic Association.
- Gilchrist, S., y Zakrajšek, E. (2012). *Credit spreads and business cycle fluctuations*. American Economic Review, 102(4), 1692-1720.
- Goodfriend, M., y King, R. G. (2005). *The incredible Volcker disinflation*. Journal of Monetary Economics, 52(5), 981-1015.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis (7th ed.)*. Prentice Hall.

- Hamilton, J. D., y Kim, D. H. (2002). *A reexamination of the predictability of economic activity using the yield spread*. Journal of Money, Credit and Banking, 34(2), 340-360. (Versión de trabajo disponible en: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w7954/w7954.pdf)
- Hanley, J. A., y McNeil, B. J. (1982). *The meaning and use of the area under a receiver operating characteristic (ROC) curve*. Radiology, 143(1), 29-36.
- Harvey, C. R. (1988). *The real term structure and consumption growth*. Journal of Financial Economics, 22(2), 305-333.
- Harvey, C. R. (1989). *Forecasts of economic growth from the bond and stock markets*. Financial Analysts Journal, 45(5), 38-45.
- Harvey, C. R. (1991). *The term structure and world economic growth*. Journal of Fixed Income, 1(1), 4-17.
- Harvey, C. R. (1993). *The term structure forecasts economic growth*. Financial Analysts Journal, 49(3), 6-8.
- Haubrich, J. G. (2021). *Does the yield curve predict output?* Annual Review of Financial Economics, 13, 341-362. <https://doi.org/10.1146/annurev-financial-100620-065648> (Versión de trabajo disponible en: <https://www.clevelandfed.org/research/working-papers/2020/wp2034>)
- Heinze, G., y Schemper, M. (2002). *A solution to the problem of separation in logistic regression*. Statistics in Medicine, 21(16), 2409-2419.
- Hosmer, D. W., Lemeshow, S., y Sturdivant, R. X. (2013). *Applied logistic regression (3rd ed.)*. Wiley.
- Ihrig, J., Klee, E., Li, C., y Kachovec, J. (2018). *Expectations about the Federal Reserve's Balance Sheet and the Term Structure of Interest Rates*. International Journal of Central Banking, 14 (2), 341-390.
- Jardet, C. (2004). *Why did the term structure of interest rates lose its predictive power?* Economic Modelling, 21(3), 509-524. (Versión de trabajo disponible en: <https://crest.science/RePEc/wpstorage/2002-05.pdf>)
- Kiley, M. T. (2023). *Recession signals and business cycle dynamics: Tying the pieces together* (Finance and Economics Discussion Series 2023-8). Board of Governors of the Federal Reserve System. <https://www.federalreserve.gov/econres/feds/files/2023008pap.pdf>

- Lahiri, K., y Yang, C. (2023). *ROC and PRC approaches to evaluate recession forecasts*. (CESifo Working Paper No. 10449). CESifo.
https://www.ifo.de/DocDL/cesifo1_wp10449.pdf
- Liu, W., y Moench, E. (2016). *What predicts U.S. recessions?* International Journal of Forecasting, 32(4), 1138–1150. (Versión de trabajo disponible en: https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr691.pdf)
- Ljung, G. M., y Box, G. E. P. (1978). *On a measure of lack of fit in time series models*. Biometrika, 65(2), 297-303.
- Lucas, R. E. (1976). *Econometric policy evaluation: A critique*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1, 19-46.
- Lutz, F. A. (1940). *The structure of interest rates*. The Quarterly Journal of Economics, 55(1), 36-63.
- Modigliani, F., y Sutch, R. (1966). *Innovations in interest rate policy*. The American Economic Review, 56 (1/2), 178-197.
- Moneta, F. (2005). *Does the yield spread predict recessions in the euro area?* International Finance, 8(2), 263-301. (Versión de trabajo disponible en: <https://www.zentral-bank.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp294.pdf>)
- Morell, J. (2018). *The decline in the predictive power of the US term spread: A structural interpretation*. Journal of Macroeconomics, 55, 314-331.
- National Bureau of Economic Research. (s.f.). *Business cycle dating*. Recuperado el 31 de marzo de 2026 de: <https://www.nber.org/research/business-cycle-dating>
- Powell, J. H. (2022, marzo 21). *Restoring price stability* [Discurso]. National Association for Business Economics. Board of Governors of the Federal Reserve System.
<https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/powell20220321a.htm>
- Powell, J. H. (2023, 13 de diciembre). *Transcript of Chair Powell's press conference*. Board of Governors of the Federal Reserve System.
<https://www.federalreserve.gov/mediacenter/files/FOMCpresconf20231213.pdf>
- Pregibon, D. (1980). *Goodness of link tests for generalized linear models*. Applied Statistics, 29(1), 15-24.
- Romer, D. (2006). *Macroeconomía avanzada* (3.^a ed.). McGraw-Hill Interamericana de España.

- Rosenberg, J. V., y Maurer, S. (2008). *Signal or noise? Implications of the term premium for recession forecasting*. Economic Policy Review, 14(1), 1-11. Federal Reserve Bank of New York.
<https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/epr/08v14n1/0807rose.pdf>
- Rudebusch, G. D., y Williams, J. C. (2009). *Forecasting recessions: The puzzle of the enduring power of the yield curve*. Journal of Business and Economic Statistics, 27(4), 492-503. (Versión de trabajo disponible en:
<http://www.frbsf.org/publications/economics/papers/2007/wp07-16bk.pdf>)
- Schwarz, G. (1978). *Estimating the dimension of a model*. The Annals of Statistics, 6(2), 461-464.
- 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), 419-440.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Introducción a la econometría*. Un enfoque moderno (4ta ed.). Cengage.
- Wright, J. H. (2006). *The yield curve and predicting recessions* (FEDS Paper No. 2006-07). Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Wright, J. H. (2011). *Term premia and inflation uncertainty: Empirical evidence from an international panel dataset*. American Economic Review, 101(4), 1514-1534. (Versión de trabajo disponible en:
<https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2008/200825/200825pap.pdf>)
- Zorn, C. (2005). *A solution to separation in binary response models*. Political Analysis, 13(2), 157-170. Recuperado el 28 de junio de 2026 de
https://sites.stat.columbia.edu/gelman/stuff_for_blog/zorn.pdf