

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN FINAL

Renta fija en períodos de tasas
cercanas a cero

Autor/es:

Herdegen Gonzalo – LU:1152318
Vazquez Gonzalo – LU: 1151179

Carrera:

Lic Finanzas

Tutor/a:

Onna Diego Ariel

Año:

2026

Agradecimientos

Este trabajo no habría sido posible sin la ayuda de muchas personas que nos acompañaron a lo largo del camino.

Queremos agradecer a la Universidad y a todos los profesores que fueron parte de nuestra formación, por darnos las herramientas que hoy se ven reflejadas en este trabajo.

Un agradecimiento especial para nuestro tutor, Diego Onna, por su guía, su paciencia y su buena predisposición en cada etapa de la investigación. Su acompañamiento y sus aportes fueron clave para que este trabajo tomará forma. También queremos agradecer a la profesora Karina Elizabeth Díaz por su acompañamiento y por darnos el marco y los recursos necesarios para llevarlo adelante.

Por último, gracias a nuestras familias y a las personas cercanas que nos acompañaron durante todo este recorrido. Su apoyo, su paciencia y su aliento hicieron que todo fuera más llevadero. Sin ellos, este logro no habría sido lo mismo.

Resumen

El presente trabajo analiza la toma de riesgos en el mercado de renta fija estadounidense durante los dos episodios de tasas cercanas a cero (ZIRP) implementados por la Reserva Federal: 2009-2015 y 2020-2022. Sobre la base del *risk-taking channel* de Borio y Zhu (2008) —según el cual un entorno prolongado de tasas reducidas incentiva a los inversores a buscar mayores rendimientos asumiendo más riesgo—, el objetivo es determinar en qué medida el apetito por riesgo del mercado respondió al régimen monetario, distinguiendo qué parte obedeció a la magnitud de las tasas reales negativas y qué parte a la persistencia del entorno de tasas bajas.

Para ello se estima, sobre series mensuales del período 2004-2026, un modelo de regresión que emplea como indicador del apetito por riesgo el diferencial entre los rendimientos de los bonos High Yield y los Investment Grade, controlando por el ciclo económico y distinguiendo los períodos de tasas convencionales de los de tasas cero.

Los resultados confirman que el apetito por riesgo se intensificó en ambos episodios al volverse más negativas las tasas reales, y que la persistencia del régimen explicó la mayor parte de ese comportamiento, por encima de la magnitud de las tasas.

Palabras clave: Política monetaria; tasas cero (ZIRP); *risk-taking channel*; spreads de crédito; tasas de interés reales.

Abstract

This paper examines risk-taking in the U.S. fixed-income market during the two zero interest rate policy (ZIRP) episodes implemented by the Federal Reserve: 2009-2015 and 2020-2022. Drawing on the risk-taking channel of Borio and Zhu (2008) —whereby a prolonged low-rate environment encourages investors to seek higher yields by taking on more risk—, the objective is to determine to what extent the market's risk appetite responded to the monetary regime, distinguishing how much was driven by the magnitude of negative real rates and how much by the persistence of the low-rate environment.

To this end, using monthly series for the 2004-2026 period, a regression model is estimated that employs as a proxy for risk appetite the spread differential between lower-credit-quality bonds High Yield and Investment Grade, controlling for the business cycle and distinguishing conventional-rate periods from zero-rate ones. The results confirm that risk appetite intensified in both episodes as real rates became more negative, and that the persistence of the regime accounted for most of this behavior, above the magnitude of the rates.

Keywords: Monetary policy; zero interest rate policy (ZIRP); risk-taking channel; credit spreads; real interest rates.

Índice

Índice	4
1. Introducción	6
2. Planteamiento del problema y preguntas de investigación	7
3. Justificación de la investigación	8
4. Objetivos de la investigación	9
5. Hipótesis	10
6. Marco teórico	10
6.1 Mecanismos de transmisión de la política monetaria	10
6.1.1 Canal de tasa de interés en el marco de la Teoría General de Keynes	10
6.1.2 Canal del crédito	12
6.2 Límites de la política monetaria convencional	14
6.3. El canal de toma de riesgo	16
6.3.1. Antecedentes: Rajan (2005)	16
6.3.2. Formulación original: Borio y Zhu (2008)	19
6.3.3. Evidencia empírica del canal de toma de riesgo y el reach for yield	22
6.4 Fundamentación teórica de las variables	25
6.4.1 La variable dependiente: el diferencial de spreads como medida de apetito por riesgo agregado	25
6.4.2 La variable independiente principal: la tasa de interés real	28
6.4.3 La persistencia del régimen de tasas cero	29
6.4.4 El ciclo económico como factor de confusión y la dependencia del régimen	30
7. Metodología	31
7.1 Enfoque metodológico	31
7.2 Fuentes de datos, selección de la muestra y validez	32
7.2.2 Selección de la muestra y su justificación	32
7.2.3 Validez de los datos	33
7.3 Definición y construcción de las variables	33
7.3.1 Variable dependiente: el diferencial de spreads	33
7.3.2 Tasa de interés real	35
7.3.3 Tasa sombra (shadow rate)	37
7.3.4 Duración del régimen de tasas cero	38
7.3.5 Dummies de episodio e indicador de régimen	39
7.3.6 Variable de control: actividad económica real	39
7.3.7 Dummy de crisis	40
7.4 Análisis de datos	42
7.4.1 Análisis de estacionariedad	42

7.4.2 Especificación del modelo	43
7.4.3 Método de estimación	44
7.5 Resultados del modelo principal	44
7.6 Descomposición de canales: magnitud vs persistencia	46
7.7 Pruebas de robustez	47
8. Conclusiones	49
9. Anexo	53
9.1 Código del modelo Econométrico	53
10. Bibliografía	57

1. Introducción

La tasa de interés constituye una de las herramientas más relevantes de la política monetaria contemporánea. A través de su manejo, los bancos centrales buscan influir sobre las condiciones financieras de la economía, regulando el costo del crédito, los niveles de inversión y la actividad económica. En circunstancias excepcionales, cuando los mecanismos convencionales de transmisión monetaria resultan insuficientes para contener una crisis, las autoridades monetarias pueden recurrir a reducciones drásticas de la tasa de referencia hasta llevarla a niveles cercanos a cero, configurando lo que la literatura denomina Zero Interest Rate Policy (de ahora en adelante “ZIRP”).

La Reserva Federal de los Estados Unidos adoptó esta política en dos ocasiones durante las primeras dos décadas del siglo XXI. La primera, en respuesta a la crisis financiera global de 2008, se extendió entre 2009 y 2015, constituyendo un período prolongado de tasas nominales en el límite inferior efectivo con tasas reales levemente negativas. La segunda, implementada a raíz de la pandemia de COVID-19, abarcó el período 2020-2022 y, si bien fue más breve, se distinguió por tasas reales extraordinariamente negativas como consecuencia del fuerte estímulo monetario desplegado en un contexto de creciente inflación. Ambos episodios, aunque motivados por crisis de naturaleza distinta, compartieron un rasgo fundamental: la compresión sostenida de los rendimientos de los activos de menor riesgo, lo que redujo significativamente el retorno real disponible para los inversores en renta fija.

La teoría económica y financiera ha documentado que, en entornos de tasas de interés persistentemente bajas, los agentes financieros tienden a modificar su comportamiento de inversión, incrementando su exposición a activos de mayor riesgo con el objetivo de obtener rendimientos que compensen la erosión generada por las tasas reales negativas e incluso se ven incentivados a apalancar sus posiciones aprovechando que el costo del endeudamiento es esencialmente nulo. Este fenómeno, conocido como *reach for yield*, fue enmarcado teóricamente por Borio y Zhu (2008) dentro del concepto de *risk-taking channel* de la política monetaria, un canal de transmisión que opera a través de la alteración de las percepciones de riesgo, la relajación de los estándares crediticios y la compresión de las primas de riesgo exigidas por los inversores.

A partir de este marco, el presente trabajo se propone analizar la toma de riesgos en el mercado de renta fija estadounidense durante los dos episodios de ZIRP, con el

objetivo de evaluar en qué medida y bajo qué condiciones el mercado incrementó su exposición al riesgo crediticio e identificar las principales diferencias entre ambos episodios.

2. Planteamiento del problema y preguntas de investigación

A partir de la crisis financiera de 2008, la Reserva Federal de los Estados Unidos implementó una política monetaria de tasas de interés cercanas a cero con el objetivo de estimular la actividad económica y restablecer la estabilidad del sistema financiero. Esta política fue retomada durante la pandemia de COVID-19, configurando dos episodios diferenciados: el primero, entre 2009 y 2015, caracterizado por una extensión temporal prolongada pero con tasas reales levemente negativas; y el segundo, entre 2020 y 2022, más breve pero con tasas reales extraordinariamente negativas como consecuencia del fuerte impulso monetario en un contexto de creciente inflación.

En este escenario, la persistencia de tasas de interés en niveles excepcionalmente bajos (y particularmente cuando las tasas reales se tornan negativas) puede generar distorsiones en el comportamiento de los agentes financieros, incentivándolos a incrementar su exposición al riesgo en la búsqueda de mayores rendimientos. Este mecanismo, conceptualizado por Borio y Zhu (2008) como risk-taking channel de la política monetaria, se manifiesta a través de una compresión de los spreads de crédito, una mayor demanda de activos de alto riesgo y una subestimación generalizada de los riesgos asumidos. En esta línea, Maddaloni y Peydró (2011) demostraron empíricamente que las tasas bajas sostenidas en el tiempo generan un relajamiento progresivo en los estándares crediticios, reflejando cómo se distorsionan los incentivos de los prestamistas y se compromete la calidad del crédito otorgado. Por su parte, Becker e Ivashina (2015) documentaron que los inversores institucionales exhiben una tendencia sistemática a sustituir bonos de menor rendimiento por bonos de mayor riesgo crediticio dentro de la misma categoría regulatoria, evidenciando que el reach for yield opera incluso bajo restricciones mandatorias de inversión.

No obstante, si bien la literatura ha identificado y documentado estos mecanismos, su abordaje empírico se ha concentrado predominantemente en el comportamiento de agentes individuales (bancos, aseguradoras, fondos) y en el uso de tasas de interés nominales como variable explicativa. Esto deja abiertos interrogantes relevantes: en particular, el rol de las tasas de interés reales que determinan el rendimiento efectivo que percibe el inversor, ha sido mucho menos explotado como factor explicativo del apetito por riesgo agregado del mercado de renta fija. Asimismo, la existencia de dos episodios de ZIRP con características estructuralmente distintas ofrece una oportunidad que la literatura aún no ha desarrollado: evaluar si la intensidad del reach for yield responde principalmente a la duración del entorno de tasas bajas o a la magnitud de las tasas reales negativas. Los períodos 2009-2015 y 2020-2022 constituyen un escenario ideal para abordar esta cuestión, en tanto sus diferencias de duración y de nivel de tasas reales permiten analizar de qué modo cada dimensión incidió sobre el comportamiento del mercado. En este contexto, el presente trabajo se propone abordar las siguientes preguntas de investigación:

1. ¿En qué medida se intensificó la propensión al riesgo en el mercado de renta fija estadounidense durante los períodos de tasas cero de 2009-2015 y 2020-2022?
2. ¿Cómo se correlacionaron la extensión temporal de la ZIRP y el nivel de tasas de interés reales con el diferencial entre spreads High Yield e Investment Grade en estos periodos?
3. ¿De qué manera difirió el grado de compresión del diferencial de spreads entre los episodios de ZIRP de 2009-2015 y 2020-2022, considerando las diferencias de duración y de nivel de tasas reales que caracterizaron a cada uno?

3. Justificación de la investigación

La investigación se justifica, en primer lugar, porque de verificarse que efectivamente aumentó la exposición al riesgo durante los episodios de ZIRP, las políticas monetarias expansivas podrían estar generando efectos no deseados sobre la estabilidad de los mercados financieros, aún cuando cumplan sus objetivos de corto plazo sobre la

actividad económica. Estudiar la relación entre los regímenes de tasas cercanas a cero y la conducta de toma de riesgos de los agentes aporta elementos para evaluar los costos y beneficios de este tipo de medidas, dimensión cuya relevancia ha cobrado fuerza tras los ciclos monetarios atravesados en la última década.

En segundo lugar, la investigación contribuye al conocimiento existente sobre la conducta de los inversores en contextos monetarios excepcionales. La incorporación del episodio 2020-2022 al análisis empírico, su comparación con el episodio 2009-2015 y el contraste contra períodos de tasas convencionales permiten aportar evidencia sobre cómo distintas configuraciones del entorno monetario condicionan las decisiones de inversión en el mercado de renta fija.

Finalmente, los hallazgos resultan de utilidad para la práctica profesional en finanzas. La comprensión de cómo varía el apetito por el riesgo en función de las condiciones monetarias es central para la gestión de carteras de renta fija y el análisis de los mercados.

4. Objetivos de la investigación

El presente trabajo se propone como objetivo general analizar el apetito por riesgo del mercado de renta fija durante los dos episodios de tasas de interés cercanas a cero (ZIRP) implementados por la Reserva Federal entre 2009 y 2022, con el fin de determinar en qué medida dicha conducta fue inducida por el régimen monetario vigente y de qué manera varió frente a configuraciones distintas del estímulo, en términos de persistencia temporal y nivel real de las tasas.

Para alcanzar este objetivo general, la investigación se organiza en torno a tres objetivos específicos que abordan, sucesivamente, las dos dimensiones constitutivas del estímulo monetario y la comparación entre ambos episodios:

1. Examinar la relación entre la extensión temporal de la ZIRP y la evolución de los spreads crediticios High Yield respecto de los spreads Investment Grade, como indicador de la toma de riesgos en los mercados financieros estadounidenses durante los períodos 2009-2015 y 2020-2022.

2. Analizar la incidencia del nivel de las tasas de interés reales sobre la compresión de los spreads HY vs IG dentro del régimen de tasas cero, evaluando su contribución relativa frente a la persistencia del régimen.
3. Explicar el contraste en el grado de compresión de los spreads entre los episodios de ZIRP de 2009-2015 y 2020-2022 a partir de la contribución de la magnitud de las tasas reales y de la persistencia del régimen en cada período.

5. Hipótesis

La exposición al riesgo en el mercado de renta fija estadounidense se intensificó durante los períodos de política monetaria de tasas cero (2009-2015 y 2020-2022), como consecuencia de los incentivos generados por la persistencia de un entorno de tasas de interés reales negativas, que impulsó la búsqueda de mayores rendimientos.

6. Marco teórico

6.1 Mecanismos de transmisión de la política monetaria

La comprensión del impacto de la política monetaria sobre la toma de riesgo requiere, como punto de partida, una revisión de los mecanismos de transmisión por los cuales las decisiones de los bancos centrales se propagan hacia la economía real y los mercados financieros. En la literatura se identifican múltiples canales, entre los que se destacan el canal de tasa de interés, el canal del crédito y, más recientemente, el canal de toma de riesgo.

6.1.1 Canal de tasa de interés en el marco de la Teoría General de Keynes

En la Teoría General de la Ocupación, el Interés y el Dinero (1936), Keynes reformula la teoría de la tasa de interés al rechazar la concepción clásica que la interpretaba como la variable de equilibrio entre la oferta de ahorro y la demanda de inversión. En su lugar, sostiene que la tasa de interés constituye el precio que equilibra el deseo de

los agentes económicos de conservar su riqueza en forma líquida con la cantidad de dinero disponible en el sistema.

La tasa de interés no es 'precio' que pone en equilibrio la demanda de recursos para invertir con la buena disposición para abstenerse del consumo presente. Es el 'precio' que equilibra el deseo de conservar la riqueza en forma de efectivo, con la cantidad disponible de este último (Keynes, 1936/2003, p. 150)

La demanda de dinero, a su vez, responde a tres motivos diferenciados: el motivo transacción, vinculado a las necesidades operativas de intercambio; el motivo atesoramiento, asociado al deseo de seguridad ante contingencias imprevistas; y el motivo especulación, derivado de las expectativas heterogéneas de los agentes respecto al curso futuro de la tasa de interés. Es precisamente este último motivo el que otorga a la autoridad monetaria su principal canal de influencia: al modificar la cantidad de dinero mediante operaciones de mercado abierto, se altera el equilibrio entre la oferta de liquidez y la demanda especulativa, induciendo movimientos en la tasa de interés de mercado.

El segundo eslabón del mecanismo de transmisión reside en la relación entre la tasa de interés y las decisiones de inversión, mediada por el concepto de eficiencia marginal del capital. Keynes define esta última como "la tasa de descuento que lograría igualar el valor presente de la serie de anualidades dada por los rendimientos esperados del bien de capital, en todo el tiempo que dure, a su precio de oferta" (Keynes, 1936/2003, p. 127). De esta definición se desprende que la eficiencia marginal del capital no depende del rendimiento histórico o actual de los activos, sino de la expectativa de rendimientos futuros en relación con el costo de reposición del bien de capital en cuestión.

La decisión de inversión se determina, entonces, por la comparación entre la eficiencia marginal del capital y la tasa corriente de interés. En consecuencia, una reducción de la tasa de interés amplía el conjunto de proyectos de inversión cuyo rendimiento esperado supera el costo del financiamiento, incrementando el volumen agregado de inversión.

El tercer eslabón del mecanismo conecta el incremento de la inversión con la expansión del consumo, la producción y el empleo, a través del principio del multiplicador. Basándonos en que el gasto de uno es el ingreso del otro, ante un aumento de la inversión, el consumo se incrementa en una proporción positiva pero inferior a la unidad, fenómeno que Keynes denomina la propensión marginal a consumir. De esta forma, un incremento inicial de la inversión genera sucesivas rondas de gasto en consumo que amplifican el efecto inicial sobre el ingreso agregado

6.1.2 Canal del crédito

Si bien el canal de tasa de interés constituye el mecanismo de transmisión central en la mayoría de los modelos macroeconómicos convencionales, la evidencia empírica ha documentado una serie de regularidades que dicho marco, por sí solo, no logra explicar satisfactoriamente. En esta línea, Bernanke y Gertler (1995), propusieron que la política monetaria opera adicionalmente a través del llamado canal del crédito, que comprende dos sub-mecanismos complementarios: el canal del balance y el canal de préstamos bancarios.

El canal del balance postula que la política monetaria incide sobre la actividad económica no solo a través del costo directo del endeudamiento, sino también al modificar la posición financiera de los prestatarios y, con ello, las condiciones bajo las cuales estos acceden al crédito.

El mecanismo opera de la siguiente manera. Ante una contracción monetaria, el aumento en las tasas de interés deteriora los balances de las firmas por múltiples vías simultáneas. En primer lugar, se incrementan los gastos financieros de aquellas firmas con deuda a tasa variable o de corto plazo que requiere refinanciación, lo que reduce directamente su flujo de caja neto. En segundo lugar, la contracción deprime los precios de los activos, disminuyendo el valor de mercado de las garantías que las firmas pueden ofrecer como respaldo de nuevos préstamos. En tercer lugar, la caída en la demanda agregada reduce los ingresos por ventas, mientras que los costos fijos (salarios, alquileres, compromisos contractuales) permanecen relativamente rígidos en el corto plazo. El resultado conjunto es una erosión del patrimonio neto y un debilitamiento generalizado de la posición financiera de las firmas (Bernanke y Gertler, 1995).

Este deterioro patrimonial tiene consecuencias directas sobre el acceso al crédito. Los prestamistas, al evaluar la capacidad de repago de un potencial deudor, consideran tanto la generación de flujo de caja como el valor de los activos disponibles como colateral. Cuando ambos indicadores se deterioran simultáneamente, el riesgo percibido por el acreedor aumenta, lo que se traduce en condiciones de financiamiento más exigentes: mayores tasas de interés sobre nuevos préstamos, exigencias más estrictas de garantías, plazos más cortos, etc. De este modo, la contracción monetaria encarece el financiamiento por encima de lo que el aumento directo en la tasa de política justificaría.

Este mecanismo presenta además un componente de retroalimentación que Bernanke, Gertler y Gilchrist (1996) formalizaron bajo el concepto de acelerador financiero. El deterioro patrimonial inicial restringe el acceso al crédito, lo que reduce la inversión y el gasto, deprimiendo aún más los ingresos y los precios de los activos, lo cual agrava la debilidad de los balances y endurece aún más las condiciones crediticias. Esta espiral amplifica y propaga el shock monetario original más allá de su impulso inicial. En fases expansivas, el mecanismo opera en sentido inverso: la mejora en el valor de los activos y los flujos de caja fortalece los balances, facilita el acceso al crédito y retroalimenta la expansión.

Por otro lado, el canal de préstamos bancarios, formalizado por Bernanke y Blinder (1988), complementa el mecanismo anterior al operar sobre la oferta de crédito. Mientras el canal del balance actúa a través de la posición financiera del prestatario (es decir, sobre la demanda de fondos), el canal bancario actúa sobre la capacidad de los intermediarios financieros para otorgar préstamos.

Una contracción monetaria reduce las reservas del sistema bancario, lo que limita su capacidad para captar depósitos y, consecuentemente, para sostener el volumen de préstamos. En la medida en que ciertos prestatarios dependan del crédito bancario como fuente principal o única de financiamiento y no puedan sustituirlo por alternativas como la emisión de bonos en el mercado de capitales, la reducción en la oferta de préstamos restringe su capacidad de gasto e inversión, contrayendo la actividad económica.

Un aspecto relevante es la interacción entre los dos sub-canales anteriormente nombrados. Durante una contracción monetaria, no solo se reduce la oferta de préstamos, sino que simultáneamente se deteriora la posición financiera de los prestatarios. Esto induce a los bancos a endurecer sus estándares de otorgamiento, dado que el riesgo de impago percibido aumenta. Ambos efectos se potencian mutuamente retroalimentando la contracción crediticia. Esta dinámica conjunta resalta que el canal del crédito no constituye un mecanismo alternativo al canal convencional de tasa de interés, sino un amplificador endógeno que amplía sus efectos sobre la economía real.

6.2 Límites de la política monetaria convencional

El canal de tasa de interés descrito en la sección anterior supone que el banco central puede reducir la tasa nominal de corto plazo tanto como sea necesario para estimular la economía. Sin embargo, la tasa de interés nominal enfrenta una restricción teórica fundamental: no puede descender significativamente por debajo de cero. Esta restricción, conocida en la literatura como zero lower bound (ZLB), surge del hecho de que los agentes económicos siempre disponen de la alternativa de mantener efectivo, cuyo rendimiento nominal es cero. Si la tasa nominal de los depósitos o instrumentos de corto plazo se tornara negativa, los agentes sustituirían dichos instrumentos por tenencias de efectivo, lo que impide que la tasa nominal descienda de manera significativa por debajo de cero.

Keynes (1936) fue el primero en conceptualizar las implicancias de este límite al formular el concepto de trampa de liquidez: una situación en la cual la tasa de interés nominal alcanza un nivel tan bajo que la demanda de dinero se vuelve perfectamente elástica. En estas condiciones, los agentes económicos son indiferentes entre mantener dinero y mantener bonos, ya que ambos ofrecen un rendimiento prácticamente nulo, y los incrementos adicionales en la oferta monetaria son absorbidos íntegramente por la demanda de saldos líquidos sin lograr una reducción adicional de la tasa de interés. La política monetaria convencional, cuyo mecanismo de transmisión opera a través de la reducción de la tasa de interés, pierde así su eficacia.

Krugman (1998) retomó y formalizó este concepto al analizar la experiencia japonesa de los años noventa. Argumentó que, cuando la economía se encuentra en el zero lower bound, la tasa de interés real de equilibrio requerida para alcanzar el pleno

empleo puede ser negativa, por lo que la tasa real efectiva (limitada por el piso nominal de cero menos la inflación esperada) resultaría insuficientemente baja. En este escenario, la economía queda atrapada en un equilibrio con producto por debajo de su potencial, y la única salida dentro del marco monetario consiste en que el banco central genere expectativas inflacionarias creíbles que reduzcan la tasa real ex ante, o bien recurra a herramientas no convencionales.

En palabras de Krugman:

The liquidity trap —that awkward condition in which monetary policy loses its grip because the nominal interest rate is essentially zero, in which the quantity of money becomes irrelevant because money and bonds are essentially perfect substitutes— [La trampa de liquidez —esa incómoda condición en la cual la política monetaria pierde su capacidad de influencia porque la tasa de interés nominal es esencialmente cero, en la cual la cantidad de dinero se vuelve irrelevante porque el dinero y los bonos son sustitutos esencialmente perfectos—] (Krugman, 1998, p. 137)

Es en este contexto teórico donde surgen instrumentos como el quantitative easing (compra masiva de activos de largo plazo por parte del banco central) y el forward guidance (comunicación explícita sobre la trayectoria futura de la tasa de política). Estas herramientas buscan relajar las condiciones financieras más allá de lo que permite la tasa de corto plazo ya que operan sobre la curva de rendimientos de largo plazo y, consecuentemente, sobre las expectativas de inflación y los precios de los activos. Sin embargo, al mantener las tasas en niveles extraordinariamente bajos durante períodos prolongados, pueden activar canales de transmisión no deseados, particularmente el canal de toma de riesgo.

6.3. El canal de toma de riesgo

A diferencia de los canales tradicionales de transmisión monetaria —que se enfocan en cómo la política monetaria afecta el costo y la disponibilidad del crédito—, el canal de toma de riesgo se centra en cómo la política monetaria influye sobre la percepción, la

valoración y la tolerancia al riesgo por parte de los agentes económicos. Este canal constituye el núcleo teórico de la investigación.

6.3.1. Antecedentes: Rajan (2005)

Borio y Zhu fueron quienes formalizaron el concepto del risk-taking channel en el 2008, pero tres años antes, Raghuram Rajan en su paper titulado “Has Financial Development Made the World Riskier?” trató por primera vez los mecanismos a través de los cuales la estructura del sistema financiero moderno, en combinación con entornos de tasas de interés bajas, genera incentivos perversos que conducen a una toma de riesgo excesiva y sistémicamente peligrosa. El autor hizo una observación sobre la transformación estructural del sistema financiero en las tres décadas previas. Si bien este proceso había sido comúnmente denominado “desintermediación”, Rajan argumentó que el término era inadecuado. Lo que en realidad había ocurrido no era una eliminación de la intermediación, sino una reintermediación: los individuos ya no depositaban una proporción significativa de sus ahorros directamente en bancos, sino que invertían indirectamente a través de fondos mutuos, compañías de seguros, fondos de pensión, hedge funds y otras formas de capital privado. Los gestores de estas instituciones financieras, a quienes el autor denominó genéricamente “investment managers”, habían desplazado a los bancos como principales intermediarios entre los individuos y los mercados de capitales.

Esta transformación tenía implicancias considerables. Mientras que los bancos operaban bajo marcos regulatorios estrictos (requisitos de capital, supervisión prudencial, seguros de depósitos), los investment managers operaban bajo estructuras de incentivos fundamentalmente diferentes, con menor supervisión regulatoria directa y con esquemas de compensación que, como Rajan demostró, podían generar distorsiones significativas en la toma de riesgo.

El argumento central del paper reside en el análisis de las estructuras de compensación de los investment managers y sus consecuencias sobre el perfil de riesgo del sistema financiero. Rajan identificó que los gestores de inversiones enfrentan estructuras de payoff inherentemente asimétricas, es decir, convexas: la compensación por rendimientos superiores al benchmark es significativamente mayor que la penalización por rendimientos inferiores al mismo.

Esta asimetría genera un incentivo racional para asumir lo que Rajan denominó “tail risk”, riesgo de cola o de eventos de baja probabilidad pero alto impacto. La estrategia óptima bajo estas condiciones consiste en tomar posiciones que generan retornos modestos pero estables en la mayoría de los estados de la naturaleza, a cambio de pérdidas extremas en estados de baja probabilidad. Rajan utilizó una metáfora para describir el fenómeno, consideraba que estas estrategias equivalen a “vender seguros” contra eventos catastróficos: el gestor cobra la prima de forma periódica, exhibiendo un desempeño aparentemente sólido, hasta que el evento adverso se materializa y las pérdidas resultan devastadoras. Además, lo problemático de este comportamiento es que las métricas convencionales de evaluación de desempeño, como el ratio de Sharpe o el tracking error, no capturan adecuadamente el tail risk, por lo tanto, se aparenta lograr un rendimiento ajustado por riesgo superior, lo que permite atraer más capital y obtener mayores comisiones.

Rajan identificó un segundo mecanismo distorsivo: la evaluación de desempeño relativo. Los investment managers no son evaluados exclusivamente en función de sus retornos absolutos, sino en relación con el desempeño de sus pares. Esta práctica genera un incentivo poderoso hacia el comportamiento de manada (herding): si todos los managers asumen posiciones similares de alto riesgo, el costo reputacional de no participar es elevado, es decir, un gestor que se abstiene de asumir riesgo será percibido como un “underperformer” relativo durante los períodos de calma. Inversamente, si el evento adverso se materializa y todos los gestores sufren pérdidas simultáneamente, el costo reputacional individual es menor, ya que las pérdidas se atribuyen a condiciones de mercado y no a decisiones idiosincrásicas.

La consecuencia de este mecanismo es una concentración sistémica de posiciones: los managers apuntan a los mismos activos riesgosos, las mismas estrategias y las mismas fuentes de rendimiento. Esta correlación implícita de las carteras incrementa sustancialmente el riesgo sistémico, ya que cuando el evento de cola se materializa, el desapalancamiento es simultáneo y a gran escala, generando espirales de ventas forzadas, iliquidez y contagio entre mercados.

Un aspecto relevante es la interacción que Rajan identificó entre los mecanismos descritos y el entorno macroeconómico de tasas de interés bajas. Rajan argumentó que ambas distorsiones, la toma de tail risk y el herding, se intensifican cuando las tasas de interés son bajas. En palabras del autor:

Both behaviors can reinforce each other during an asset price boom (...). An environment of low interest rates following a period of high rates is particularly problematic, for not only does the incentive of some participants to 'search for yield' go up, but also asset prices are given the initial impetus, which can lead to an upward spiral, creating the conditions for a sharp and messy realignment. [Ambos comportamientos pueden reforzarse mutuamente durante un boom en los precios de los activos (...). Un entorno de tasas de interés bajas tras un período de tasas altas es particularmente problemático, ya que no solo aumenta el incentivo de algunos participantes a 'search for yield', sino que además los precios de los activos reciben el impulso inicial, lo que puede desencadenar un espiral ascendente, creando las condiciones para un realineamiento abrupto y desordenado.] (Rajan, 2005, p. 3)

La contribución de Rajan fue demostrar que la migración hacia activos más riesgosos no es simplemente una respuesta racional ante un cambio en las relaciones riesgo-retorno, sino que está amplificada y distorsionada por las estructuras de incentivos anteriormente descritas.

6.3.2. Formulación original: Borio y Zhu (2008)

Borio y Zhu (2008) acuñaron formalmente el término risk-taking channel en su documento de trabajo del Banco de Pagos Internacionales (BIS). El punto de partida de los autores fue una observación crítica sobre el estado de la literatura. Sostenían que, si bien el mecanismo de transmisión de la política monetaria había sido uno de los temas más estudiados de la economía, la investigación existente había prestado escasa atención a un vínculo fundamental: el efecto que la política monetaria ejerce sobre la percepción y la valoración del riesgo por parte de los agentes económicos.

Los autores argumentaron que esta omisión se originaba en una desconexión entre dos tradiciones analíticas que, hasta ese momento, habían evolucionado de manera relativamente aislada. Por un lado, la perspectiva de las finanzas, centrada en la medición y la valoración del riesgo (modelos de probabilidad de default, pérdida dado el incumplimiento, valuación de activos). Por otro lado, la perspectiva de la economía monetaria, centrada en las fricciones financieras y las restricciones de financiamiento, pero que relegaba el riesgo a un papel secundario. Borio y Zhu propusieron que una comprensión completa de la transmisión monetaria requería integrar ambas perspectivas, reconociendo que la política monetaria no solo afecta el costo y la disponibilidad del crédito, sino también la disposición de los agentes a asumir riesgos.

A partir de esta premisa, los autores identificaron múltiples mecanismos a través de los cuales tasas de interés bajas pueden incentivar una mayor toma de riesgo:

Efecto sobre las valuaciones, los ingresos y los flujos de caja

Este mecanismo opera de la siguiente manera: cuando las tasas de interés disminuyen, el valor presente de los activos se incrementa — tanto por el efecto de una menor tasa de descuento como por la mejora en los flujos de caja de los deudores, que enfrentan menores costos de servicio de deuda —. El problema es que esta mejora en las valuaciones también afecta a las mediciones de riesgo más utilizadas, es decir, los modelos pasan a calcular una menor probabilidad de default, una menor pérdida en caso de default, y unos niveles de endeudamiento que lucen más sólidos de lo que realmente son. El efecto se acentúa aún más cuando el riesgo se mide a partir de valores de mercado y de series de volatilidad más recientes, ya que los períodos de tasas bajas suelen coincidir con una volatilidad menor. Y aquí está el punto que más subrayan Borio y Zhu: esa caída del riesgo es, en gran medida, ficticia. Los modelos arrojan menos riesgo no porque este haya disminuido efectivamente, sino porque las condiciones monetarias mejoran transitoriamente los indicadores con que se lo mide. En consecuencia, los intermediarios financieros que utilizan estas métricas para calibrar su exposición al riesgo se ven inducidos a aumentar sus posiciones riesgosas.

Efecto sobre los objetivos de rendimiento

Muchos inversores institucionales —fondos de pensión, compañías de seguros, fondos universitarios— operan bajo mandatos que los obligan a alcanzar un rendimiento

nominal mínimo. Cuando las tasas caen significativamente, quedan ante dos alternativas: conformarse con rendimientos menores al mínimo exigido —exponiéndose, con el tiempo, a no poder cumplir con sus obligaciones— o asumir mayor riesgo para alcanzar las metas. La evidencia sugiere que, en la práctica, la segunda opción tiende a prevalecer. Borio y Zhu añaden que además este comportamiento puede acentuarse por un factor psicológico: la ilusión monetaria (money illusion), esto es, la tendencia a juzgar los rendimientos en términos nominales y no reales. Bajo esta ilusión, una tasa nominal de, por ejemplo, 1% se percibe como "baja" sin importar cuál sea el rendimiento real, lo que refuerza la presión por buscar rendimientos nominalmente más altos a costa de mayor exposición al riesgo.

Efecto multiplicador de la liquidez

Borio y Zhu desarrollaron un argumento particularmente relevante sobre la interacción entre la toma de riesgo y la liquidez. Conviene precisar que los autores emplean el término liquidez en un sentido amplio que comprende dos dimensiones complementarias. La primera es la liquidez de mercado, esto es, la capacidad de negociar un activo con rapidez y sin afectar significativamente su precio. La segunda es la liquidez de financiamiento (funding liquidity), es decir, la capacidad de los agentes de obtener financiamiento externo, ya sea para cumplir compromisos de caja o para constituir posiciones apalancadas. El argumento central de los autores es que ambas dimensiones de la liquidez son, en parte, endógenas a las condiciones monetarias y mantienen un vínculo mutuamente reforzante con la toma de riesgo.

Por el lado de la liquidez de mercado, la relación opera de la siguiente manera: una mayor disposición a asumir riesgos incrementa la liquidez del mercado, dado que más agentes están dispuestos a comprar activos riesgosos, lo que facilita las transacciones y reduce los bid-offer spreads. A su vez, una mayor liquidez percibida reduce la percepción de riesgo, ya que los agentes confían en poder deshacer sus posiciones fácilmente en caso de necesidad, lo que comprime la prima por iliquidez incorporada en los spreads. Por el lado de la liquidez de financiamiento, el mecanismo es el que resulta más directamente pertinente para entender la compresión de los spreads en entornos de tasas cero: cuando las tasas de interés se mantienen en niveles excepcionalmente bajos, el costo de fondearse se reduce y las restricciones de

financiamiento se relajan, lo que habilita a los agentes a apalancarse a bajo costo para incrementar su exposición a activos de mayor rendimiento. La menor percepción de riesgo afloja, además, las restricciones sobre la fracción del activo contra la cual es posible endeudarse (conocido comúnmente como el aforo), ampliando la capacidad efectiva de tomar riesgo. La demanda así apalancada se canaliza hacia los segmentos de mayor rendimiento, presionando sus spreads a la baja con mayor intensidad.

Este segundo mecanismo fue desarrollado con mayor precisión por Adrian y Shin (2010), cuyo aporte resulta complementario al de Borio y Zhu. Los autores documentaron que los intermediarios financieros, y en particular los broker-dealers, gestionan activamente sus balances de modo tal que su apalancamiento resulta procíclico: lo expanden cuando las condiciones son favorables y lo contraen cuando se deterioran. El mecanismo se articula con las metodologías de gestión de riesgo basadas en el VaR (Value-at-Risk): en entornos de tasas bajas, el aumento del valor de los activos y la caída de la volatilidad observada reducen las mediciones de riesgo, lo cual induce a los intermediarios a expandir sus balances mediante un mayor endeudamiento y a destinar esa capacidad adicional a la compra de activos de mayor riesgo. De este modo, el apalancamiento de los intermediarios no constituye una causa exógena de la compresión de los spreads, sino un eslabón endógeno en la transmisión que va de las condiciones monetarias hacia el apetito por riesgo agregado del mercado.

La conjunción de ambas dimensiones es lo que Borio y Zhu denominaron "multiplicador de liquidez": los efectos iniciales de la política monetaria sobre la toma de riesgo se amplifican endógenamente, ya que la mayor toma de riesgo mejora simultáneamente la liquidez de mercado y la de financiamiento, y esa mayor liquidez realimenta a su vez la toma de riesgo. El proceso es inherentemente procíclico: durante la fase de acumulación, el multiplicador amplifica la compresión de las primas de riesgo y el incremento del apalancamiento; durante la fase de reversión, el mismo mecanismo opera en sentido inverso, dado que el deterioro de las percepciones de valor endurece de forma simultánea las restricciones de financiamiento y de mercado, desencadenando un espiral de desapalancamiento forzado, ampliación de los bid-offer spreads e iliquidez.

6.3.3. Evidencia empírica del canal de toma de riesgo y el reach for yield

La formalización teórica del canal de toma de riesgo dio lugar a una serie de estudios empíricos orientados a contrastar sus predicciones. Un primer conjunto se concentró en el sistema bancario, aprovechando la riqueza de los registros de crédito y de las encuestas de estándares de préstamo. Maddaloni y Peydró (2011), utilizando las encuestas de condiciones crediticias de la zona del euro y de los Estados Unidos, documentaron que la persistencia de tasas de corto plazo en niveles bajos se asocia con un relajamiento progresivo de los estándares de otorgamiento, efecto que se intensifica cuanto más se prolonga el entorno de tasas reducidas. Jiménez, Ongena, Peydró y Saurina (2014) aportaron la evidencia causal más rigurosa de este mecanismo al demostrar que la política monetaria expansiva afecta no solo el volumen del crédito sino su calidad. A partir del registro de crédito español, hallaron que ante reducciones de la tasa de política monetaria una misma entidad bancaria concede más crédito a prestatarios más riesgosos y con menores exigencias de garantías, es decir, relaja sus estándares de otorgamiento. El aporte metodológico que llevó a esta conclusión reside en que el registro permite observar a una misma empresa endeudándose con varios bancos de manera simultánea y, al mantener fija la empresa, los autores descartan que el resultado se deba a un cambio en quiénes demandan crédito y lo atribuyen a una mayor disposición de los bancos a asumir riesgo. La toma de riesgo, en consecuencia, queda identificada como una decisión de la oferta inducida por la baja de tasas.

Un segundo conjunto de trabajos extendió el análisis más allá de la intermediación bancaria, hacia los inversores institucionales y el mercado de bonos, terreno directamente relevante para esta investigación. Becker e Ivashina (2015) constituyen la referencia central en este punto, dado que estudian el comportamiento de las compañías de seguros, en ese entonces uno de los mayores tenedores institucionales de bonos corporativos en los Estados Unidos que, además, se caracterizan por estar sujetas a requisitos de capital regulatorio calculados sobre categorías de rating. Esta segunda característica es la que vuelve al sector un escenario de prueba interesante. Dado que la regulación agrupa el riesgo en categorías relativamente amplias y asigna un cargo de capital uniforme dentro de cada una, el bono más riesgoso de una categoría ofrece mayor rendimiento sin exigir capital adicional, lo que genera un

incentivo de “arbitraje regulatorio” acotado al interior de cada categoría. Sobre esta base, los autores definen el reach for yield no como la compra de activos riesgosos sin más, sino como la preferencia por mayor rendimiento condicional a una misma categoría de rating.

El hallazgo central se basa en que entre categorías, las aseguradoras prefieren los bonos de mayor calidad crediticia (consistente con el mayor cargo de capital que pesa sobre los peor calificados), pero condicional al rating, dentro de cada categoría regulatoria, sus carteras se sesgan de forma sistemática hacia los bonos de mayor rendimiento y mayor riesgo. Los autores miden ese sesgo comparando el rendimiento de cada bono con el promedio de su categoría regulatoria de capital, controlando por rating, liquidez y duration, y lo verifican tanto en el mercado primario como en el secundario. Este hallazgo es teóricamente significativo porque demuestra que el reach for yield opera incluso bajo restricciones mandatorias de inversión.

Por su parte, el estudio de Di Maggio y Kacperczyk (2017) analiza la toma de riesgo en el contexto preciso que estudia esta investigación: el de tasas cercanas a cero. Los autores examinan la industria de fondos money market estadounidenses —un sector tradicionalmente considerado conservador— durante el período 2005-2013, lo que les permite observar su comportamiento antes y durante el régimen de límite inferior efectivo iniciado a fines de 2008. El punto de partida del mecanismo es que los rendimientos de los activos en que invierten estos fondos —letras del Tesoro, repos y depósitos— están atados a la tasa de los fondos federales, de modo que, al aproximarse esta a cero, los retornos netos de comisiones se tornaban prácticamente nulos o negativos y volvían insostenible el modelo de negocio. Frente a ello, los autores hallaron que los fondos respondieron por tres vías: reconfiguraron sus carteras hacia clases de activos de mayor riesgo y mayor plazo en busca de rendimiento; redujeron las comisiones cobradas y, en los casos más extremos, se retiraron del mercado, con la consiguiente reasignación de recursos dentro de la industria de asset management. Es valioso este aporte para el presente trabajo ya que, por un lado, extiende la evidencia del reach for yield a un segmento del sistema financiero habitualmente asociado a la máxima aversión al riesgo y, por otro lado, vincula la conducta de toma de riesgo no a un entorno de tasas bajas en general, sino específicamente al régimen de tasas en el límite inferior.

En conjunto, esta evidencia sugiere que el canal de toma de riesgo no constituye una mera posibilidad teórica, sino un fenómeno empíricamente documentado tanto en la oferta de crédito bancario como en la conducta de los inversores institucionales en los mercados de capitales. No obstante, los trabajos reseñados comparten un rasgo metodológico común ya que identifican el canal a partir del comportamiento de agentes individuales —entidades bancarias, aseguradoras o fondos—. En cambio, la manifestación agregada del fenómeno ha sido abordada por una línea de investigación distinta, orientada a la medición del apetito por riesgo a nivel de mercado: el *excess bond premium* de Gilchrist y Zakrajšek (2012), desarrollado en la siguiente sección, constituye precisamente una medida del componente de apetito por riesgo agregado depurado de los fundamentos de default. Ahora bien, esta línea se ha orientado primordialmente a caracterizar dicho componente y a establecer su capacidad predictiva sobre la actividad real, antes que a aislar de qué modo responde a las decisiones de política monetaria.

Es en este punto donde se inscribe el aporte del presente trabajo, que se articula en torno a dos consideraciones. La primera es que el incentivo a buscar rendimiento depende, en última instancia, del retorno real que el entorno deja disponible, y no del nivel nominal de la tasa de política monetaria. Sin embargo, la literatura ha cuantificado el estímulo monetario recurriendo predominantemente a la tasa nominal, ya sea en su nivel o en medidas derivadas de ella (como los shocks respecto al nivel esperado). La segunda es que, si bien la persistencia de un régimen de tasas bajas ha sido señalada como un determinante de la toma de riesgo —como lo evidencian Maddaloni y Peydró (2011) en el ámbito de los estándares crediticios—, su incidencia no ha sido separada de la que corresponde a la magnitud de las tasas reales negativas. El efecto de un régimen de tasas bajas sobre el apetito por riesgo agregado admite, en efecto, esa descomposición, y contrastar ambos episodios de límite inferior —el de 2009-2015 y el de 2020-2022— permite discriminar el peso relativo de cada una. Es esta doble cuestión —el papel del retorno real y la distinción entre magnitud y persistencia— la que el presente trabajo se propone explorar.

6.4 Fundamentación teórica de las variables a utilizar

La revisión precedente del canal de toma de riesgo ofrece el sustento conceptual a partir del cual se derivan las variables que componen el modelo empírico de esta investigación. Esta sección establece el puente entre dicho marco y la estrategia metodológica, explicitando para cada variable la justificación teórica que motiva su inclusión.

6.4.1 La variable dependiente: el diferencial de spreads como medida de apetito por riesgo agregado

El spread de un bono corporativo, que es el diferencial de rendimiento respecto de un título soberano de duración comparable, constituye la compensación que el mercado exige por mantener ese activo. Conceptualmente, esa compensación admite una descomposición en dos factores: una porción que retribuye el riesgo de incumplimiento esperado (la pérdida por default que el inversor anticipa) y una porción que excede dicha compensación y que captura el precio que el mercado asigna a soportar ese riesgo, es decir, el apetito o aversión al riesgo en términos agregados.

Gilchrist y Zakrajšek (2012) formalizaron empíricamente esta descomposición. Partiendo de los precios del mercado secundario de bonos corporativos, estimaron para cada bono un spread en función de dos conjuntos de determinantes: una medida del riesgo de incumplimiento de la compañía emisora y un conjunto de características propias del instrumento (duration, cupón, antigüedad, monto en circulación). La medida de riesgo de default que emplearon es una distance-to-default derivada del modelo de Merton (1974), que concibe el patrimonio de una firma apalancada como una opción sobre el valor de sus activos y permite computar, a partir del valor de mercado del patrimonio, su volatilidad y el grado de apalancamiento, qué tan lejos se encuentra la compañía del umbral de default. El residuo de esa estimación —la porción del spread observado que no queda explicada ni por el riesgo de default así medido ni por las características del bono— fue denominado por los autores "excess bond premium" (EBP).

La interpretación económica de ese residuo es la que le confiere relevancia teórica. El EBP recoge la variación en el precio que los inversores exigen por soportar exposición

al riesgo de crédito corporativo, una vez descontado el riesgo de incumplimiento efectivamente medible. En ese sentido, constituye una medida depurada del apetito por riesgo agregado, o equivalentemente, de la capacidad de asumir riesgo del sistema financiero, neta de los fundamentos de default. Los autores demostraron, además, que las fluctuaciones de este componente anteceden y ayudan a explicar la dinámica posterior de la actividad real, lo que consolidó al EBP como un indicador de referencia del sentimiento de mercado. Es esta dimensión —el apetito por riesgo neto de fundamentos— la que el canal de toma de riesgo predice que responde a la política monetaria.

Esta investigación utiliza spreads crediticios como variable dependiente. Esto presenta una virtud para los fines de esta investigación, a diferencia de los trabajos que infieren la toma de riesgo a partir de la conducta de agentes individuales —fondos, aseguradoras o entidades bancarias— y de la composición de sus carteras, el spread es un precio determinado directamente por el consenso del mercado a través de la oferta y la demanda. Concretamente, la variable dependiente se construye como el diferencial entre el OAS del segmento high yield y el del segmento investment grade. Tomar el diferencial permite observar, dentro de una misma clase de activo (los bonos corporativos), el precio relativo que el mercado asigna a la menor calidad crediticia, es decir, cuánta compensación adicional exige por descender desde el grado de inversión hacia el alto rendimiento.

La construcción del excess bond premium, descrita más arriba, permite precisar por qué esta investigación adopta el diferencial HY-IG como variable dependiente y no el EBP, pese a que este último ofrece una medida más depurada del apetito por riesgo. La razón remite directamente al marco de Borio y Zhu (2008). Como se expuso en la sección 6.3.2, uno de los mecanismos centrales del canal de toma de riesgo consiste en que las tasas bajas mejoran las mediciones convencionales de riesgo sin necesidad de un cambio estructural en las compañías: la caída de la tasa de descuento revalúa el patrimonio, el menor costo del servicio de deuda mejora los flujos de caja, y la baja volatilidad observada —que, como señalaron Adrian y Shin (2010), es ella misma un producto del entorno de tasas bajas— reduce las métricas de riesgo. La compañía, en consecuencia, aparenta ser más segura sin haberse vuelto objetivamente menos riesgosa. El punto crítico es que la distance-to-default que alimenta el spread del modelo de Gilchrist y Zakrajšek se construye a partir de esos mismos insumos (valor

de mercado del patrimonio, volatilidad y apalancamiento). Cuando las tasas bajas revalúan el patrimonio y comprimen la volatilidad, la distance-to-default mejora, el spread cae, y esa mejora queda absorbida y, por lo tanto, removida del excess bond premium.

Por esto último, adoptar el EBP como variable dependiente implicaría depurar de la medición, justamente, uno de los submecanismos que el marco teórico sitúa dentro del canal: el de las firmas que lucen más conservadoras por efecto del entorno monetario y no por una transformación genuina de su perfil de riesgo. El diferencial de spreads HY-IG, en cambio, preserva la totalidad del efecto de la política sobre la compresión de las primas de riesgo, comprendiendo tanto la recomposición de los indicadores de riesgo inducida por el entorno monetario como el repricing del apetito por riesgo propiamente dicho. Por esta razón se lo adopta como variable dependiente, ya que constituye la medida agregada que mejor se corresponde con el fenómeno que esta investigación se propone estudiar.

Ahora bien, la utilización de los spreads como medida de apetito por riesgo enfrenta una complejidad importante para la estrategia metodológica de esta investigación: los spreads de crédito presentan una marcada dependencia del ciclo económico. La evidencia al respecto es robusta y de larga data. En un estudio sobre la relación entre las condiciones económicas y los retornos esperados de acciones y bonos, Fama y French (1989) identificaron en el diferencial de default, definida como la brecha de rendimiento entre bonos corporativos de baja y alta calificación, una variable de comportamiento contracíclico: se ensancha cuando las condiciones económicas se deterioran de manera persistente y se comprime cuando la economía se fortalece, de modo que concentra información sobre el estado del ciclo al recoger la mayor compensación que el mercado exige por el riesgo de crédito en las fases de debilidad. Gilchrist y Zakrajšek (2012), cuya descomposición del spread se detalló más arriba, aportaron evidencia sobre la magnitud de este vínculo: documentaron que los spreads corporativos no solo acompañan el ciclo sino que lo anticipan, constituyéndose en predictores robustos de la dinámica futura del producto, la inversión y el empleo, capacidad predictiva que se concentra precisamente en el excess bond premium.

Esta ciclicidad tiene una implicancia metodológica directa. Dado que el componente de riesgo de default de los spreads se mueve con el ciclo, una porción de la variación del diferencial observado responde a cambios en los fundamentos económicos y no a

desplazamientos en el apetito por riesgo inducidos por la política monetaria. Aislar este segundo efecto exige controlar el diferencial de spreads por el estado del ciclo económico. Esta necesidad fundamenta la inclusión de una variable de control de actividad real en el modelo.

6.4.2 La variable independiente principal: la tasa de interés real

La utilización de la tasa de interés real, en lugar de la tasa nominal, como medida del estímulo monetario constituye uno de los principales aportes de esta investigación. El fundamento de esta decisión radica en que el fenómeno del reach for yield está impulsado, en última instancia, por el rendimiento real que el entorno deja disponible: es la erosión del rendimiento real de los activos seguros la que determina cuán intenso es el costo de oportunidad de permanecer en ellos y, por lo tanto, cuán fuerte es el incentivo a inclinarse hacia activos de mayor riesgo. La literatura empírica reseñada, al cuantificar el estímulo monetario mediante la tasa nominal de política, dejó en segundo plano esta consideración. Medir la postura monetaria en términos reales permite, además, distinguir la intensidad del estímulo entre episodios que, pese a compartir un mismo nivel nominal de tasas, difieren en el rendimiento real.

Ahora bien, la utilización de la tasa de política como indicador del estímulo monetario enfrenta una limitación conceptual específica en el régimen ZIRP. Como se desarrolló en la sección 6.2, cuando la tasa nominal de corto plazo se encuentra anclada en su piso, la autoridad monetaria recurre a instrumentos no convencionales (quantitative easing y forward guidance) que relajan las condiciones financieras más allá de lo que la tasa de corto plazo, ya inmovilizada, puede reflejar. En consecuencia, durante los episodios de tasas cero la tasa de política subestima la verdadera laxitud monetaria: dos períodos pueden exhibir idéntico nivel nominal y, sin embargo, diferir sustancialmente en la intensidad del estímulo efectivamente aplicado a través de las herramientas no convencionales. Para sortear esta limitación, la literatura ha desarrollado el concepto de “shadow rate” o tasa sombra. La idea, propuesta originalmente por Black (1995) consiste en estimar el nivel que la tasa de política monetaria adoptaría en ausencia de la restricción del límite inferior. Wu y Xia (2016) la operacionalizaron mediante un modelo de estructura temporal del que se extrae una tasa que puede adoptar valores negativos y que sintetiza la postura de política tanto convencional como no convencional. La tasa sombra constituye, así, una medida del

estímulo monetario capaz de capturar la intensidad de la política dentro del propio régimen ZIRP, dimensión que la tasa nominal, anclada en su piso, no logra distinguir.

6.4.3 La persistencia del régimen de tasas cero

El marco teórico sugiere que el efecto de la política monetaria sobre la toma de riesgo no es instantáneo, sino que se acumula a medida que el régimen de tasas bajas se prolonga en el tiempo. Esta predicción se desprende de varios de los mecanismos descritos. El multiplicador de liquidez de Borio y Zhu (2008) es, por su propia naturaleza, un proceso de retroalimentación que se construye en sucesivas rondas: la mayor toma de riesgo mejora la liquidez, lo que reduce la percepción de riesgo y habilita una toma de riesgo adicional, en una dinámica que requiere tiempo para desplegarse. De modo análogo, la recomposición de las carteras de los inversores institucionales hacia activos de mayor rendimiento —documentada por Di Maggio y Kacperczyk (2017)— constituye un reposicionamiento gradual antes que un ajuste instantáneo. Por su parte, Maddaloni y Peydró (2011) hallaron que el relajamiento de los estándares de otorgamiento de crédito se intensifica cuanto más se prolonga el entorno de tasas reducidas, estableciendo que la persistencia del régimen (y no solo su nivel) constituye un determinante de la toma de riesgo. Esta distinción es central para la presente investigación, que se propone discriminar en qué medida la compresión de los spreads obedece a la magnitud de las tasas reales negativas y en qué medida a la persistencia del régimen de tasas bajas.

6.4.4 El ciclo económico como factor de confusión y la dependencia del régimen

La ciclicidad de los spreads señalada en la sección 6.4.1 plantea un problema de identificación que la estrategia empírica debe resolver. El estallido de una crisis económica conlleva a las variables a moverse de manera opuesta a como opera el reach for yield: induce a la autoridad monetaria a reducir la tasa de interés y, al mismo tiempo, eleva los spreads como consecuencia del aumento del riesgo de default genuino y del factor “miedo” natural de estos escenarios caóticos. En los datos, los

períodos de tasas más bajas tienden así a coincidir con los spreads más anchos generado por el deterioro de los fundamentos. De no contemplarse este factor, se atribuiría a la tasa de interés un efecto que en rigor corresponde al ciclo económico.

Para neutralizar este factor de confusión resulta necesario controlar por el estado de la actividad económica real. La elección de un control de actividad real —y no de un indicador de volatilidad o de sentimiento financiero, como el índice VIX— es deliberada y se fundamenta en el propio marco teórico. Una medida de volatilidad financiera incorpora, por construcción, el componente de aversión al riesgo que esta investigación busca explicar. Más aún, como señalaron Adrian y Shin (2010), la supresión de la volatilidad medida en entornos de tasas bajas es parte constitutiva del canal de toma de riesgo. Controlar por volatilidad implicaría, en consecuencia, absorber una porción del mecanismo que se pretende identificar, incurriendo en un problema de sobre-control. Un indicador de actividad real, en cambio, captura el estado del ciclo económico (el factor de confusión genuino), ya que se construye sobre variables de producción, empleo y consumo.

Esta consideración conduce a una distinción conceptual que resulta central para el análisis: el efecto de la tasa de interés sobre los spreads es dependiente del régimen. En condiciones normales, fuera del régimen ZIRP, la relación entre la tasa y el diferencial está dominada por el comovimiento cíclico antes descrito: la autoridad monetaria reduce las tasas en las fases contractivas, en las que los spreads se ensanchan, generando una correlación negativa entre ambas variables que no obedece al canal de toma de riesgo, sino a la respuesta natural de ellas al ciclo económico. En el régimen de límite inferior, en cambio, la tasa de política se encuentra anclada y el mecanismo de reach for yield se torna operativo, generando la compresión de los spreads que predice el marco teórico. El canal de toma de riesgo es, en este sentido, un fenómeno específico de los entornos de tasas bajas, tal como lo establecieron Di Maggio y Kacperczyk (2017) al vincular la toma de riesgo no a un entorno de tasas bajas en general, sino específicamente al régimen ZIRP. Esta dependencia del régimen es la que la estrategia metodológica deberá contemplar a la hora de medir el efecto de las tasas reales en los spreads.

7. Metodología

7.1 Enfoque metodológico

La presente investigación adopta un enfoque cuantitativo que se desprende de que el fenómeno bajo estudio —el apetito por riesgo agregado en el mercado de bonos corporativos— se aborda mediante su operacionalización en variables medibles y el análisis estadístico de las relaciones entre ellas, con el objeto de contrastar hipótesis derivadas del marco teórico. El alcance es explicativo ya que se busca estimar en qué medida la política monetaria explica el apetito por riesgo y discriminar la contribución relativa de los distintos mecanismos involucrados. Las variables no son generadas por los alumnos, sino que se analizan datos provistos por otras fuentes oficiales.

Esta caracterización se corresponde con el objetivo de la investigación, que consiste en determinar en qué medida el apetito por riesgo agregado en el mercado de crédito corporativo —aproximado por el diferencial de spreads entre los segmentos high yield e investment grade— responde a la política monetaria en entornos de tasas cero, discriminando qué parte de esa respuesta obedece a la magnitud de las tasas reales negativas y qué parte a la persistencia del régimen de tasas bajas. Por tratarse de un objetivo de estimación y de discriminación entre mecanismos, requiere la medición de variables, lo que determina la naturaleza cuantitativa y explicativa del enfoque. El análisis se realiza sobre datos de series de tiempo de frecuencia mensual, según se detalla a continuación.

7.2 Fuentes de datos, selección de la muestra y validez

La técnica de recolección empleada es la recopilación de datos provenientes de fuentes oficiales y de proveedores de información financiera reconocidos. No se generan datos primarios: la totalidad de las series utilizadas corresponde a información ya elaborada y publicada por instituciones de referencia, que se extrae y organiza para su análisis. Las fuentes son las siguientes: los spreads de los segmentos High Yield e Investment Grade provienen de los índices ICE BofA (ICE BofA US High Yield Index, ticker H0A0 en Bloomberg, e ICE BofA US Corporate Index, ticker C0A0 en

Bloomberg), la tasa de fondos federales efectiva y el Chicago Fed National Activity Index, de la Reserva Federal (Bancos de la Reserva Federal de St. Louis y de Chicago, respectivamente), la inflación esperada del modelo de expectativas de inflación de la Reserva Federal de Cleveland, y la shadow rate, de la serie elaborada por Wu y Xia (2016) publicada por la Reserva Federal de Atlanta.

7.2.2 Selección de la muestra y su justificación

El análisis se realiza sobre una muestra mensual que abarca desde enero de 2004 hasta marzo de 2026, totalizando 267 observaciones. La frecuencia mensual se adopta por ser la mayor frecuencia a la que se encuentran disponibles, de manera consistente, todas las series involucradas, y por ofrecer un número de observaciones suficiente para la estimación sin introducir el ruido de alta frecuencia propio de los datos diarios.

La ventana temporal fue deliberadamente extendida más allá de los dos episodios de tasas en el límite inferior por una razón: El efecto de la tasa sobre los spreads se estima, en este trabajo, permitiendo que difiera entre el régimen de tasas normales y el de ZIRP. Estimar una diferencia entre dos regímenes exige observar ambos: si la muestra se restringiera a los episodios de tasas cero, no existiría el régimen de tasas normales con el cual contrastar, y la diferencia de comportamiento que constituye el hallazgo central de esta investigación no podría ser estimada. Por ello la muestra incorpora los tramos de tasas en niveles normales que se encuentran antes, después y entre los dos periodos ZIRP —el período previo a la crisis de 2008, el intervalo de normalización monetaria de 2016-2019 y la fase de suba de tasas posterior a 2022—.

7.2.3 Validez de los datos

La validez de los datos empleados se sustenta en varias consideraciones. En primer lugar, se recurre a índices estandarizados y de amplio reconocimiento en la literatura y en la práctica de mercado. Esta decisión es relevante ya que la construcción de una medida propia de spreads exigiría adoptar decisiones discrecionales sobre qué bonos incluir y cómo ponderarlos, susceptibles de sesgar el resultado en función de los activos elegidos, al apoyarse en índices reconocidos, el análisis se independiza de esas elecciones. En segundo lugar, todas las series provienen de fuentes oficiales y de prestigio —Bancos de la Reserva Federal e ICE BofA—, cuyas metodologías de

elaboración son públicas y replicables. En tercer lugar, las series cubren de manera consistente la totalidad del período analizado, sin cambios de metodología que comprometan la comparabilidad a lo largo del tiempo.

7.3 Definición y construcción de las variables

7.3.1 Variable dependiente: el diferencial de spreads

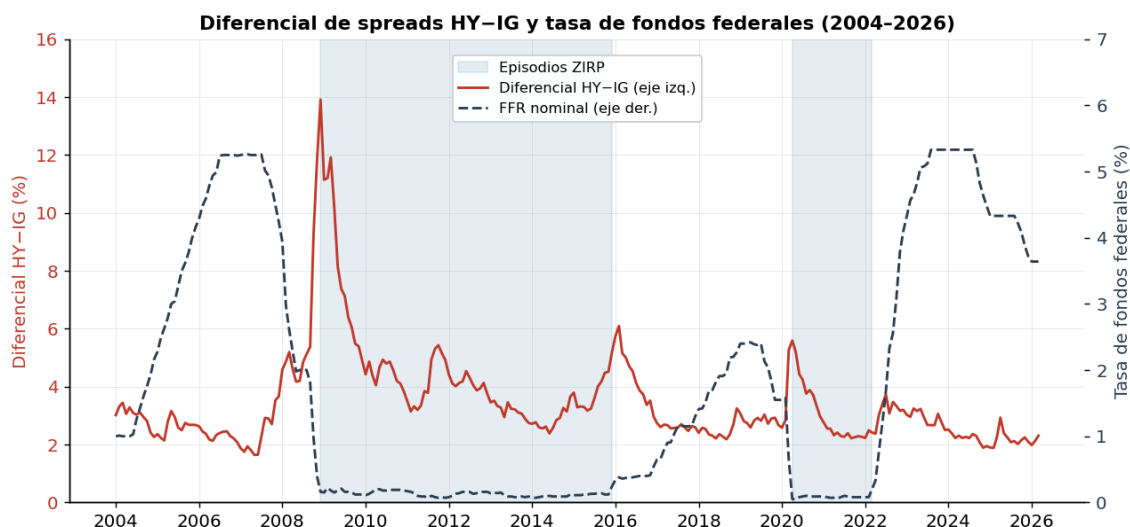
La variable dependiente es el diferencial mensual entre el option-adjusted spread (OAS) del segmento high yield y el del segmento investment grade. El OAS se emplea, en lugar del spread clásico, ya que descuenta el valor de las opcionalidades incorporadas en los bonos —en particular los covenants de rescate anticipado—, aislando el componente de riesgo crediticio puro. Así, el diferencial se define de la siguiente manera:

$$DIFF = HY - IG$$

Siendo:

- HY: OAS promedio mensual del segmento high yield (índice H0A0)
- IG: OAS promedio mensual del segmento investment grade (índice C0A0)

El siguiente gráfico presenta la evolución del diferencial de spreads HY e IG a lo largo del período analizado, junto con la tasa de fondos federales nominal. La serie del diferencial oscila, en condiciones normales, en torno a un nivel del orden del 3%, pero exhibe dos episodios de ensanchamiento abrupto: el de la crisis financiera de 2008, en que alcanzó un máximo cercano al 14% en diciembre de ese año, y el del shock de la pandemia en marzo de 2020, con un pico próximo al 6%. Estos dos picos extremos son los que motivan la inclusión de la dummy de crisis discutida más adelante.



Fuente: Elaboración Propia

Más allá de esos episodios agudos, la serie permite apreciar el patrón que constituye el objeto central de esta investigación. Tras el pico de cada crisis, ya dentro del régimen de tasas en el límite inferior, el diferencial muestra una compresión sostenida: en el primer episodio desciende desde valores próximos al 14% hasta un mínimo en torno al 2,4% (mediados de 2014), antes de repuntar parcialmente hacia el final del período; en el segundo, se comprime desde cerca del 6% hasta un mínimo cercano a 2,2% (fines de 2021). Ambos episodios conducen, así, al diferencial hacia niveles mínimos comparables, situados por debajo de su media en condiciones normales. Es relevante notar que esta compresión forma una trayectoria que conduce los spreads a mínimos sostenidamente reducidos cuanto más se prolonga el régimen de tasas bajas. Esta dinámica, en la que el diferencial se comprime a medida que la política monetaria laxa persiste en el tiempo, es precisamente la que la especificación econométrica busca capturar a través del término de duración.

7.3.2 Tasa de interés real

La tasa de interés real se construye, siguiendo la ecuación de Fisher como:

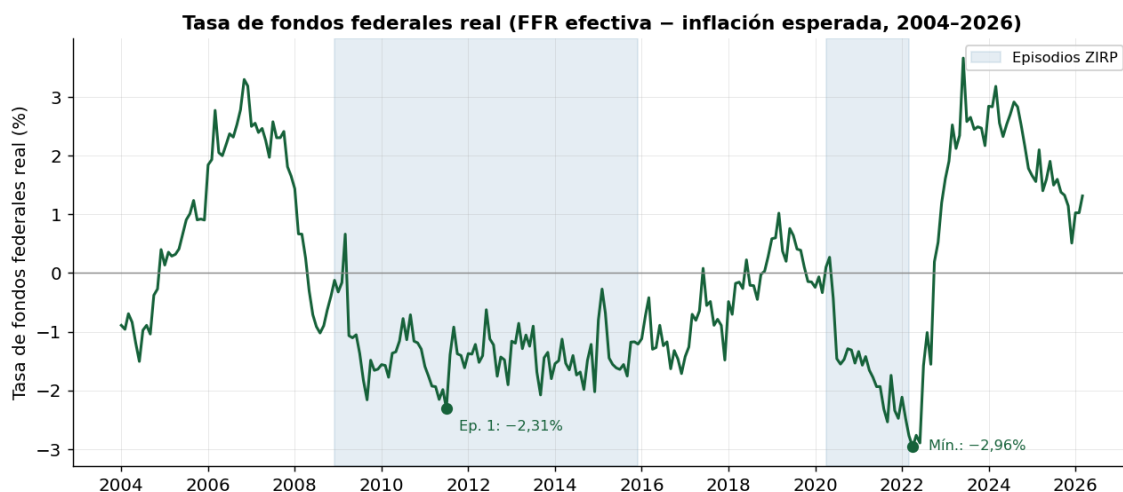
$$r_{real} = \frac{1 + i}{1 + \pi} - 1$$

donde i es la tasa efectiva de fondos federales y π es la inflación esperada.

La medida de inflación esperada empleada es la serie de expectativas de inflación a un año elaborada por la Reserva Federal de Cleveland. Esta serie estima la inflación que los agentes anticipan para los doce meses siguientes a partir de un modelo que combina información de mercado —rendimientos nominales y reales, swaps de inflación— con datos de encuestas, lo que la convierte en una medida ex ante de la inflación esperada. La elección de una medida de inflación esperada, en lugar de inflación realizada, responde a una consideración conceptual central: el incentivo a buscar rendimiento opera sobre el retorno real que el inversor anticipa al momento de tomar su decisión de cartera, y no sobre el que ex post resultará efectivamente vigente (dato que, por definición, no observa al decidir).

La variable de tasa real ingresa al modelo rezagada un período (r_{real} en $t-1$). Esta decisión responde a un problema de simultaneidad entre la tasa de política y el diferencial de spreads. La autoridad monetaria fija la tasa de interés siguiendo una función de reacción que atiende, entre otros factores, a las condiciones financieras vigentes. Un ensanchamiento de los spreads (señal de tensión financiera) puede inducir a la autoridad a reducir la tasa. Existe, por lo tanto, una vía de causalidad que corre desde el diferencial hacia la tasa, opuesta a la que esta investigación busca estimar (de la tasa hacia el diferencial). De utilizarse la tasa contemporánea, ambas direcciones de causalidad quedarían confundidas en un mismo coeficiente, sesgando la estimación. Rezagar la tasa un período mitiga este problema: la tasa del mes anterior está determinada por información previa a la realización del diferencial del mes corriente, de modo que el coeficiente recoge el efecto de la tasa sobre el spread y no la respuesta de la política a las condiciones financieras contemporáneas.

El siguiente gráfico presenta la evolución de la tasa de fondos federales real, con los dos episodios de límite inferior sombreados y los mínimos señalados.



Fuente: Elaboración Propia

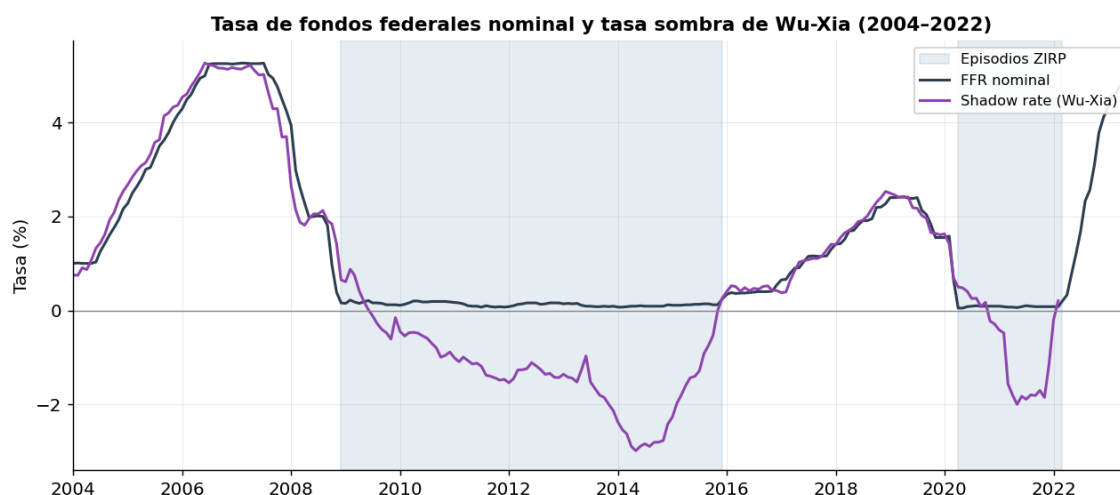
Ambos episodios alcanzan tasas reales negativas. El primero registra un mínimo de $-2,31\%$ (julio de 2011); el segundo desciende hasta valores cercanos a -3% en torno a marzo y abril de 2022 ($-2,96\%$ en su punto más bajo). El segundo episodio alcanza, por lo tanto, niveles más negativos, pero la diferencia es moderada. En consecuencia, la diferencia más pronunciada entre ambos episodios no reside en la magnitud de la tasa real, sino en su persistencia: el primero se extendió por unos ochenta y cinco meses, frente a los veinticuatro del segundo.

Vale la pena detenerse en por qué la tasa real del segundo episodio, pese al marcado repunte de la inflación efectiva durante 2021-2022 (que llegó a situarse en $9,1\%$ interanual en junio del 2022), no alcanzó niveles tan profundamente negativos como cabría suponer. La razón reside en que durante ese período, las expectativas de inflación a un año se mantuvieron considerablemente por debajo de la inflación que finalmente se materializó: los agentes no anticiparon, en tiempo real, la magnitud del shock inflacionario que terminó verificándose. En consecuencia, la tasa real ex ante —la que efectivamente enfrentaban los inversores al decidir la composición de sus carteras— resultó menos negativa que la tasa real ex post, computada con la inflación ya conocida. Lejos de constituir una limitación de la medida empleada, esta brecha refuerza la pertinencia de utilizar expectativas de inflación, ya que el mecanismo de toma de riesgo opera sobre el retorno real que los agentes perciben y anticipan al momento de decidir. Si las expectativas subestimaron la inflación realizada, entonces el

incentivo al reach for yield que efectivamente operó fue el correspondiente a esa tasa real esperada —más moderada—, y no el que sugeriría una medición ex post.

7.3.3 Tasa sombra (shadow rate)

Como medida alternativa de la postura de política monetaria para las pruebas de robustez se emplea la shadow rate de Wu y Xia (2016). La inclusión de esta variable obedece a una consideración fundamentada en la sección 6.4.2: en el régimen de límite inferior, la tasa de fondos federales, anclada en su piso, subestima la verdadera laxitud de la política monetaria, ya que no refleja el estímulo adicional aplicado a través de los instrumentos no convencionales (quantitative easing y forward guidance). La tasa sombra, al poder adoptar valores negativos, sintetiza la postura de política convencional y no convencional en una única medida, y constituye por ello el contraste natural para verificar que los resultados obtenidos con la tasa de fondos federales no son un artefacto de una medida ciega a la intensidad del estímulo dentro del propio régimen de tasas cero.



Fuente: Elaboración Propia

Dentro de los episodios de límite inferior, las series divergen: mientras la tasa de fondos federales permanece inmóvil cerca de cero, la tasa sombra desciende a valores negativos —hasta cerca de -3% hacia 2014 y de -2% hacia 2021—, absorbiendo el estímulo aplicado mediante las herramientas no convencionales que la tasa nominal no puede reflejar.

Conviene aclarar una particularidad de la construcción de esta serie. Por fuera de los episodios de límite inferior, la tasa sombra y la tasa de fondos federales no resultan exactamente idénticas pero sí muy similares. La excepción es el tramo posterior a febrero de 2022: dado que la serie de Wu y Xia no se encuentra disponible más allá de esa fecha (momento en que la economía abandonó el régimen ZIRP), se la empalma con la tasa de fondos federales efectiva, de modo que en ese tramo, ambas series son idénticas por construcción. De hecho, en la fuente oficial se afirma que, al ser ambas tan similares en periodos fuera de ZIRP, no se van a seguir publicando valores de la shadow rate hasta que la FFR se vuelva a encontrar debajo de 0,25%. Por último, la tasa sombra se expresa en términos reales aplicando la misma lógica que a la FFR, a fin de preservar la comparabilidad entre el modelo principal y el de robustez.

7.3.4 Duración del régimen de tasas cero

Para capturar la persistencia del régimen se construye una variable de duración (DUR), definida como la cantidad de meses consecutivos durante los cuales la tasa de fondos federales se ha mantenido por debajo del umbral de 0,25%. Se eligió el umbral de 0,25% ya que es el “techo” del rango 0-0,25% que la Reserva Federal utilizó en ambos periodos ZIRP. El contador se inicia en cero, se incrementa en una unidad por cada mes en que la tasa permanece bajo el umbral, y se reinicia a cero en el momento en que la tasa lo supera. De este modo, la variable adopta valor cero en la totalidad de los meses de tasas normales y crece de manera lineal a lo largo de cada episodio ZIRP, registrando cuánto tiempo lleva vigente el régimen de tasas cero.

En el marco teórico (sección 6.4.3) se sugiere que el efecto de la persistencia podría no ser lineal, sino acumularse a tasa decreciente a medida que el régimen se prolonga. Para contemplar esta posibilidad se evaluaron dos transformaciones no lineales de la duración: una cuadrática (DUR^2) y una logarítmica, $\log(1 + DUR)$, en la que cada mes adicional de persistencia aporta una contribución decreciente. Se suma 1 al argumento del logaritmo para evitar su resultado “indefinido” en los meses con DUR igual a cero, de modo que $\log(1 + 0) = 0$ en todo el régimen de tasas normales. La comparación de ambas formas mediante criterios de información (Akaike y Bayesiano) y R^2 favoreció de manera consistente a la forma logarítmica (ver bloque 7 del código en Anexos), que

además resulta conceptualmente coherente con un efecto de la persistencia que se satura con el tiempo. Se adopta, en consecuencia, $\log(1 + \text{DUR})$.

No se incluyen simultáneamente la duración lineal y su transformación logarítmica. Al ser transformaciones de un mismo contador, exhiben una correlación muy elevada; incorporarlas juntas generaría una severa multicolinealidad que tornaría inestables los coeficientes de ambas, sin aportar información adicional, dado que una es función directa de la otra. La verificación empírica lo confirma: al incorporar ambas variables conjuntamente en la especificación, el VIF del término logarítmico asciende a aproximadamente 110 y el de la duración lineal a 21, ambos muy por encima del umbral de 10 a partir del cual la multicolinealidad se considera problemática. Por ello se incluye una única forma funcional de la duración, es decir, la que mejor ajusta los datos.

7.3.5 Dummies de episodio e indicador de régimen

Se definen dos variables dicotómicas de episodio. D1 toma valor uno durante el primer episodio de límite inferior (diciembre de 2008 a diciembre de 2015) y cero en caso contrario; D2 toma valor uno durante el segundo episodio (abril de 2020 a marzo de 2022). Ambas operan como desplazamientos del nivel base del diferencial, permitiendo que cada episodio difiera del régimen de referencia en su ordenada al origen. Su inclusión obedece a que cada episodio puede partir de un nivel base distinto de spreads, y de no contemplarse esas diferencias, podrían filtrarse y contaminar los coeficientes de las variables de interés.

Adicionalmente, se define un indicador de régimen de límite inferior, ZIRP, que toma valor uno cuando la tasa de fondos federales se encuentra por debajo del umbral de 0,25% y cero en caso contrario. Este indicador se utiliza para construir el término de interacción con la tasa real.

7.3.6 Variable de control: actividad económica real

Para controlar por el estado del ciclo económico se emplea el Chicago Fed National Activity Index (CFNAI), un promedio ponderado de ochenta y cinco indicadores mensuales de la actividad económica nacional, agrupados en cuatro categorías:

producción e ingreso; empleo, desempleo y horas trabajadas; consumo personal y vivienda; y ventas, órdenes e inventarios. El índice se construye estandarizado, con media cero y desvío unitario, de modo que un valor de cero corresponde a un crecimiento de la actividad en torno a su tendencia histórica, los valores positivos a un crecimiento por encima de la tendencia y los negativos a uno por debajo de ella. Por sintetizar un conjunto tan amplio de indicadores de actividad real, el CFNAI constituye una medida del ciclo económico ajena a la valoración financiera del riesgo, lo que lo distingue de un indicador de volatilidad o sentimiento de mercado. La justificación de esta distinción se desarrolló en la sección 6.4.4.

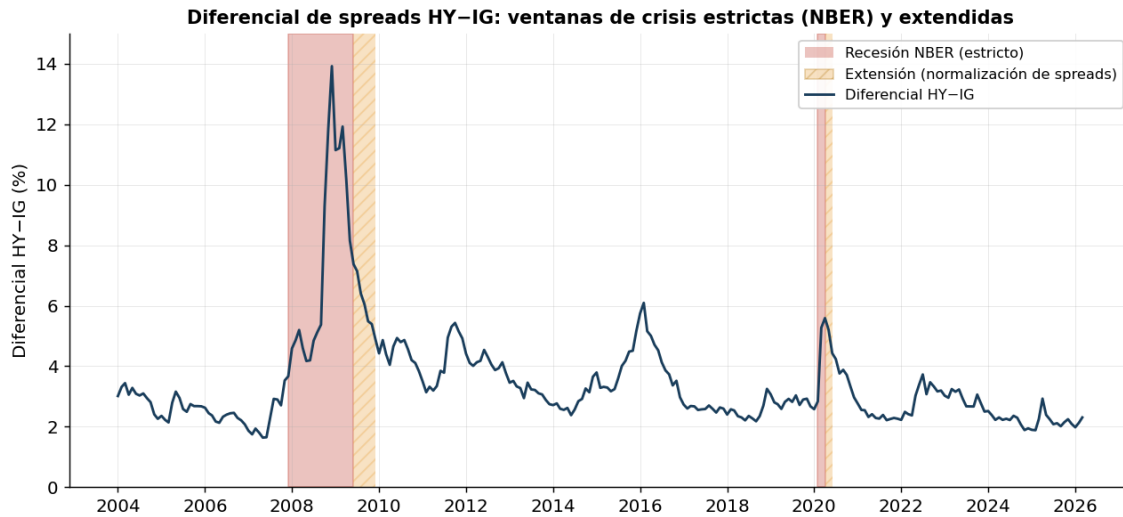
Se emplea la versión de promedio móvil de tres meses del índice (CFNAI-MA3), que es la lectura que la propia Reserva Federal de Chicago recomienda para evaluar la tendencia de la actividad, ya que la serie mensual pura exhibe una volatilidad considerable que dificulta la lectura de su señal de fondo. Esta elección, además de responder a la convención, encuentra respaldo empírico: al estimar el modelo con la serie pura en lugar de la suavizada, el coeficiente del efecto de la tasa en el régimen ZIRP pierde significancia estadística (el p-value del test conjunto pasa de 0,031 a 0,085), mientras que el coeficiente permanece prácticamente inalterado. La mayor volatilidad de la serie pura amplía los errores estándar de la estimación, de modo que la versión suavizada provee un control más preciso, sin que ello altere los coeficientes estimados.

7.3.7 Dummy de crisis

Se incorpora una variable dicotómica de crisis aguda, que toma valor uno durante los meses de mayor disrupción financiera y cero en el resto de la muestra. La delimitación de estas ventanas se realiza combinando un criterio externo con uno observable, a fin de evitar que las fechas resulten de una apreciación discrecional. Las fechas de inicio se corresponden con el comienzo de las recesiones datadas por el National Bureau of Economic Research (NBER): diciembre de 2007 para la crisis financiera del 2008 y febrero de 2020 para la recesión del COVID 19. Las fechas de cierre, en cambio, se extienden más allá del fin oficial de cada recesión —que el NBER sitúa en junio de 2009 y abril de 2020, respectivamente— hasta el momento en que el diferencial de

spreads retorna a niveles normales. Así, Las ventanas resultantes abarcan de diciembre de 2007 a diciembre de 2009 y de febrero a junio de 2020.

El siguiente gráfico ilustra las ventanas así definidas y fundamenta la decisión de extenderlas más allá del cierre oficial de cada recesión. Las regiones en rojo corresponden a las fechas estrictas de recesión del NBER, mientras que las franjas rayadas, a la extensión incorporada hasta la normalización del diferencial.



Fuente: Elaboración Propia

La figura evidencia por qué la definición estricta resulta insuficiente. Al cierre oficial de la recesión de 2008 el diferencial de spreads se mantenía aún en torno al 7-8%, muy por encima de su nivel normal, y solo en los meses siguientes completó su retorno a valores habituales. Una ventana de crisis que terminara en la fecha estricta del NBER dejaría, por lo tanto, varios meses de spreads extremos sin neutralizar, los cuales distorsionarían la estimación. La extensión de las ventanas hasta la efectiva normalización del diferencial responde a esta consideración: el NBER data el fin de la recesión de la economía real, mientras que la tensión en el mercado de crédito persiste durante un lapso adicional. Estos movimientos extremos del diferencial, constituyen además la fuente principal de la autocorrelación de los residuos. La dummy de crisis absorbe su desplazamiento de nivel sin necesidad de excluir esas observaciones de la muestra. La sensibilidad del resultado a una y otra delimitación se examina en la sección 7.7.

7.4 Análisis de datos

La estrategia de análisis comprende tres etapas: el examen de las propiedades estadísticas de las series, la especificación del modelo y su estimación. Se detallan a continuación.

7.4.1 Análisis de estacionariedad

Las series de alta persistencia pueden conducir a regresiones espurias cuando se las estima en niveles, es decir, pueden conducir a relaciones estadísticas aparentes entre series que en rigor no guardan vínculo causal, sino que simplemente comparten una tendencia común. Por eso, se examinó el orden de integración de las tres series estocásticas continuas del modelo: el diferencial de spreads, la tasa real y el CFNAI-MA3. La duración y las variables dicotómicas no se someten a este análisis ya que la primera es un contador y las segundas son binarias, de modo que no les resulta aplicable el concepto de raíz unitaria.

Se emplearon dos tests complementarios: el de Dickey-Fuller aumentado (ADF), cuya hipótesis nula es la presencia de una raíz unitaria, y el de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), cuya hipótesis nula es, a la inversa, la estacionariedad. La aplicación de ambos tests en conjunto ofrece un diagnóstico más robusto que el de cualquiera de ellos por separado.

Los resultados revelan tres situaciones. El CFNAI-MA3 resulta definitivamente estacionario (ADF $p = 0,003$; KPSS sin rechazo de la estacionariedad). El diferencial de spreads se sitúa en el límite: ninguno de los dos tests rechaza su hipótesis nula (ADF $p = 0,066$), patrón característico de una serie altamente persistente, próxima a la frontera entre estacionariedad e integración de primer orden. La tasa real es la serie más persistente: el ADF no rechaza la raíz unitaria ($p = 0,255$), lo que la sitúa como candidata a integración de primer orden.

Esta configuración exige un tratamiento que prevenga el riesgo de regresión espuria sin destruir la relación que constituye el objeto de la investigación. La estrategia adoptada estima el modelo principal en niveles, con errores estándar robustos a heterocedasticidad y autocorrelación (HAC). El hecho de utilizar variables en niveles y

no sus variaciones subyace de la hipótesis de que el canal de toma de riesgo predice una relación entre el nivel de la tasa real y el nivel del diferencial de spreads —un entorno de tasas reales bajas se asocia a primas de riesgo comprimidas—, y no una relación entre las variaciones de corto plazo de una y otra variable. La estimación en niveles es, por lo tanto, la que contrasta directamente la hipótesis formulada.

En ese sentido, el riesgo de espuriedad se aborda por dos vías. En primer lugar, el empleo de errores estándar HAC corrige la inferencia frente a la autocorrelación de los residuos que la persistencia de las series induce. En segundo lugar, como verificación adicional, se estima una especificación dinámica que incorpora el diferencial rezagado para absorber explícitamente dicha persistencia (sección 7.7). Se descarta, en cambio, la diferenciación de las series ya que eliminaría la información de niveles sobre la que descansa la hipótesis y respondería a una pregunta distinta de la planteada.

7.4.2 Especificación del modelo

La especificación principal estima el diferencial de spreads en función de la tasa real, su interacción con el régimen ZIRP, la persistencia del régimen y los controles correspondientes:

$$DIFF_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot rreal_{t-1} + \beta_2 \cdot (rreal_{t-1} \times ZIRP_t) + \beta_3 \cdot \log(1 + DUR)_t + \beta_4 \cdot D1_t + \beta_5 \cdot D2_t + \beta_6 \cdot CFNAI3_t + \beta_7 \cdot DCRISIS_t + \varepsilon_t$$

La inclusión del término de interacción entre la tasa real y el indicador de régimen responde a la naturaleza dependiente del régimen del canal de toma de riesgo, fundamentada en la sección 6.4.4. El coeficiente β_1 recoge la asociación entre la tasa y el diferencial en el régimen normal —dominada por el factor cíclico, de signo negativo—, mientras que la suma $\beta_1 + \beta_2$ recoge el efecto de la tasa dentro del régimen de límite inferior, donde el mecanismo de reach for yield se torna operativo. La significancia de este efecto conjunto se evalúa mediante un test de Wald sobre la restricción $\beta_1 + \beta_2 = 0$. La variable de duración no se interactúa con el indicador de régimen ya que, por construcción, toma valor cero fuera de los episodios ZIRP, de modo que ya es específica del régimen.

7.4.3 Método de estimación

El modelo se estima por mínimos cuadrados ordinarios (OLS) con errores estándar consistentes a heterocedasticidad y autocorrelación (HAC, estimador de Newey-West) con seis rezagos. Esta corrección resulta necesaria ya que los spreads mensuales exhiben una marcada autocorrelación (los errores del modelo tienden a encadenarse), confirmada por el test de Breusch-Godfrey, que rechaza la ausencia de autocorrelación en todos los rezagos evaluados. La presencia de autocorrelación no sesga los coeficientes estimados, pero conduce a subestimar sus errores estándar, lo que llevaría a sobreestimar la significancia de los resultados. El estimador HAC corrige este problema: ajusta los errores estándar de modo que la inferencia refleje la información efectivamente independiente contenida en la muestra, sin alterar los coeficientes. El número de seis rezagos se encuentra cercano al que sugiere la regla de selección automática de Newey-West (1994) (aproximadamente 5 para el tamaño de muestra empleado) pero ligeramente superior a este, lo cual provee una corrección más conservadora. Como se verifica en la sección 7.7, el resultado conserva su significancia ante cualquier elección del número de rezagos en un rango amplio. El test de Breusch-Pagan confirma asimismo la presencia de heterocedasticidad, acentuada en las ventanas de crisis. El estimador HAC, al ser robusto a ambos problemas de manera simultánea, los corrige conjuntamente.

7.5 Resultados del modelo principal

El siguiente cuadro muestra los resultados de la especificación principal ($n = 267$; $R^2 = 0,712$).

Variable	Coeficiente	Error estándar (HAC)	p-value
Constante	+0,0294	0,0015	0,000
Tasa real (t-1)	-0,2355	0,0769	0,002
Tasa real $\times$ ZIRP	+0,7864	0,2816	0,005
$\log(1+\text{DUR})$	-0,0259	0,0060	0,000
D1	+0,0593	0,0097	0,000

D2	+0,0353	0,0070	0,000
CFNAI-MA3	-0,0007	0,0026	0,786
Dummy crisis	+0,0205	0,0056	0,000

El efecto de la tasa real en el régimen normal (β_1) es negativo y significativo (-0,236), coherente con el comovimiento cíclico: fuera del régimen ZIRP, las reducciones de tasa coinciden con las fases contractivas en que los spreads se ensanchan, generando una asociación negativa entre tasa y diferencial que no obedece al canal de toma de riesgo, sino a la respuesta común de ambas variables al ciclo. El término de interacción (β_2) es positivo y significativo (+0,786), e invierte el signo del efecto al ingresar al régimen ZIRP. El efecto conjunto de la tasa dentro del régimen ZIRP ($\beta_1 + \beta_2$) asciende a +0,551 y resulta estadísticamente significativo (test de Wald, $p = 0,031$). Esto indica que dentro del régimen de tasas bajas, una tasa real más negativa se asocia con una compresión del diferencial, en consonancia con la predicción del canal de reach for yield.

El coeficiente de la persistencia (β_3) es negativo y altamente significativo (-0,026; $p < 0,001$), es decir, a mayor duración acumulada del régimen de tasas bajas, mayor es la compresión del diferencial, en línea con la lógica de acumulación gradual del mecanismo. Las dummies de episodio son ambas positivas y significativas, lo que indica que el nivel base del diferencial durante cada episodio de ZIRP se sitúa por encima del de los períodos normales. Este signo positivo no contradice la hipótesis de compresión, sino que refleja que el nivel promedio de cada episodio se encuentra elevado por los meses de crisis iniciales (en particular, el pico de 2008-2009 al comienzo del primer episodio). La compresión del diferencial a lo largo del régimen no es capturada por estas dummies, que fijan el nivel base, sino por el coeficiente negativo de la duración: las dummies establecen el punto de partida elevado y la persistencia describe la trayectoria descendente desde ese punto. La dummy de crisis, por su parte, es positiva y significativa, capturando el ensanchamiento extremo adicional de los meses de mayor disrupción.

El control de actividad real (CFNAI-MA3) no resulta estadísticamente significativo ($p = 0,786$). Eso se explica ya que la dummy de crisis ya absorbe la mayor parte de la variación cíclica extrema de la muestra, restando al control buena parte de la varianza

que de otro modo explicaría. No obstante, se decidió conservarlo en el modelo por dos razones. En primer lugar, su presencia asegura que el efecto atribuido a las otras variables no esté capturando, en realidad, movimientos del ciclo económico. En segundo lugar, y pese a que no es individualmente significativa, su inclusión contribuye a la precisión con que se estima el efecto de la tasa: al reestimar el modelo sin este control, el error estándar del efecto en el régimen ZIRP se amplía hasta el punto de que pierde significancia al 5% (el p-value del test de Wald asciende de 0,031 a 0,087). Por lo tanto, la permanencia del control se justifica independientemente de que su propio coeficiente no sea significativo.

Cabe consignar, en aras de la transparencia, dos cuestiones diagnósticas. En primer lugar, el test de Breusch-Godfrey rechaza la ausencia de autocorrelación, lo que justifica el uso del estimador HAC. En segundo lugar, los factores de inflación de la varianza (VIF) de la variable de duración y de la dummy del primer episodio son elevados (19,5 y 17,7, respectivamente), reflejo de la colinealidad entre la duración y las dummies de episodio, ya que la primera solo adopta valores positivos dentro de los episodios. No obstante, los coeficientes de interés conservan su significancia. Finalmente, conviene advertir que el coeficiente R^2 no debe sobreinterpretarse como medida de la calidad del modelo: una porción del ajuste obedece a la dummy de crisis, que captura los movimientos extremos de los meses de disrupción. El aporte de las variables de interés a la explicación de la variación del diferencial se aprecia con mayor nitidez en la especificación que excluye las crisis (sección 7.7).

7.6 Descomposición de canales: magnitud vs persistencia

A fin de cuantificar la contribución relativa de la magnitud de la tasa real y de la persistencia del régimen a la compresión del diferencial en cada episodio, se evalúa la contribución de cada canal a los valores promedio que las variables adoptan en cada uno. La contribución del canal de magnitud se computa como el producto del efecto de la tasa dentro del régimen ($\beta_1 + \beta_2$) por el valor promedio de la tasa real en el episodio. La contribución del canal de persistencia, como el producto del coeficiente de la duración por el valor promedio de $\log(1+\text{DUR})$.

Canal	Episodio 1 (2009-2015)	Episodio 2 (2020-2022)
Magnitud (tasa real)	-0,75 pp (16%)	-0,97 pp (26%)
Persistencia (duración)	-3,98 pp (84%)	-2,72 pp (74%)
Compresión total atribuida	-4,73 pp	-3,69 pp

La descomposición revela que la persistencia constituye, de manera clara, el canal dominante en ambos episodios, explicando el 84% de la compresión en el primero y el 74% en el segundo. No obstante, la participación relativa de la magnitud se incrementa del 16% en el primer episodio al 26% en el segundo, este incremento es consistente con la naturaleza diferenciada de ambos episodios. Como se documentó en la sección 7.3.2, los dos episodios difieren de manera pronunciada en su duración pero solo de manera moderada en la magnitud de sus tasas reales. En consecuencia, el mayor peso del canal de persistencia en el primer episodio refleja, ante todo, su mayor extensión temporal, mientras que el mayor peso relativo del canal de magnitud en el segundo obedece a tasas reales algo más negativas. Conviene precisar, asimismo, que el contraste no se impone por la especificación del modelo (es decir, las pendientes son comunes a ambos episodios) sino que emerge de los distintos valores que las variables adoptan en cada uno.

7.7 Pruebas de robustez

La robustez de los resultados se evaluó a través de cinco ejercicios.

En primer lugar, se reestimó el modelo reemplazando la tasa de fondos federales por la shadow rate de Wu y Xia, expresada en términos reales. Ambos canales se sostienen bajo esta medida alternativa de la postura de política: el efecto de la tasa dentro del régimen ZIRP se mantiene positivo y significativo (+0,452; test de Wald, $p = 0,010$), y el coeficiente de la persistencia conserva su signo y significancia (-0,017; $p = 0,026$). Que los dos resultados centrales se sostengan al reemplazar la tasa de fondos federales por una medida que incorpora el estímulo aplicado mediante instrumentos no convencionales (quantitative easing y forward guidance) refuerza la conclusión de que no dependen de la medida específica de tasa empleada. El ajuste de esta

especificación ($R^2 = 0,724$) es apenas superior al de la especificación principal ($R^2 = 0,712$), por lo tanto, su diferencia es demasiado reducida como para sustentar una conclusión sobre una capacidad explicativa sustancialmente mayor.

En segundo lugar, se reestimó el modelo excluyendo los meses de crisis aguda, en lugar de controlarlos mediante la dummy. El efecto de la tasa dentro del régimen ZIRP se mantiene prácticamente inalterado (+0,541; test de Wald, $p = 0,006$), y la persistencia conserva su significancia pero difiere un poco en su coeficiente ($p < 0,001$; -0,0201). La equivalencia entre ambos tratamientos confirma que el resultado no depende de la forma en que se manejan los episodios de crisis. El coeficiente de determinación de esta especificación es inferior al de la principal ($R^2 = 0,518$ frente a 0,712). Esta diferencia, sin embargo, no obedece a una menor capacidad explicativa de las variables de interés, sino a que la exclusión de los meses de crisis remueve de la muestra la varianza extrema que la dummy de crisis absorbía en el modelo principal. El R^2 más acotado de esta especificación constituye una medida más representativa de cuánto explican las variables de interés la variación del diferencial.

En tercer lugar, se examinó la sensibilidad del resultado a la delimitación de las ventanas de crisis. El modelo principal define estas ventanas a partir de las fechas de inicio de las recesiones del NBER, extendidas hasta la normalización de los spreads (sección 7.3.7). Al adoptarse, en cambio, las fechas estrictas del NBER (que cierran las ventanas en el fin oficial de cada recesión, dejando fuera los meses posteriores en que los spreads permanecieron elevados), el efecto de la tasa dentro del régimen ZIRP se atenúa y pierde significancia estadística (+0,238; $p = 0,313$). Esta sensibilidad se interpreta como evidencia de la validez de extender las ventanas: dado que la tensión financiera persiste con posterioridad al fin de la recesión real, una ventana que la excluye deja meses de spreads extremos sin neutralizar, los cuales contaminan la estimación del efecto de la tasa.

En cuarto lugar, se verificó la robustez del resultado a la decisión de rezagar la tasa real, reestimando el modelo con la tasa real contemporánea (en t) en lugar de la rezagada (en $t-1$). El efecto de la tasa dentro del régimen ZIRP se mantiene en signo y magnitud (+0,557, frente a +0,551 en el modelo principal), si bien su significancia se atenúa hasta el nivel del 10% (test de Wald, $p = 0,077$). La estabilidad del coeficiente indica que el resultado no es producto de la decisión de rezagar: el rezago no altera la magnitud estimada del efecto, sino que mejora la precisión con que se lo mide. Esta

atenuación al emplear la tasa contemporánea resulta coherente con el problema de simultaneidad descrito en la sección 7.3.2: en la medida en que la tasa contemporánea se determina junto con el diferencial, es esperable que el efecto de interés se estime con menor nitidez.

En quinto lugar, se estimó una especificación que incorpora el diferencial rezagado como regresor, a fin de absorber explícitamente la persistencia de la serie. En esta especificación el diferencial rezagado, con un coeficiente de 0,936, absorbe la mayor parte de la varianza de la serie, dejando un margen reducido para que las demás variables exhiban significancia. Bajo esta especificación, el efecto de la tasa dentro del régimen ZIRP conserva el signo esperado pero no alcanza significancia (test de Wald, $p = 0,216$). Este comportamiento es esperable dada la magnitud del coeficiente autorregresivo y no debe interpretarse como ausencia de relación, sino como reflejo de que la especificación dinámica capta la asociación entre variaciones de corto plazo, una dimensión distinta de la que plantea la hipótesis. En efecto, el canal de toma de riesgo predice una relación entre niveles —el nivel de la tasa real y el del diferencial—, que la especificación principal estima de manera directa y que constituye el contraste pertinente de la hipótesis. La especificación dinámica se reporta, por lo tanto, como una verificación complementaria.

Finalmente, cabe señalar que el efecto estimado conserva su significancia estadística al 5% ante cualquier elección del número de rezagos del estimador HAC, en un rango de cero a doce, lo que confirma que el resultado no depende de dicho parámetro.

8. Conclusiones

La presente investigación se propuso determinar en qué medida el apetito por riesgo agregado en el mercado de bonos corporativos estadounidense respondió a la política monetaria durante los dos episodios de tasas cero implementados por la Reserva Federal entre 2009 y 2022, discriminando qué parte de esa respuesta obedeció a la magnitud de las tasas reales negativas y qué parte a la persistencia del régimen de tasas bajas. El análisis empírico, construido sobre una serie mensual de veintidós años y un modelo de niveles con interacción de régimen, permite extraer las siguientes conclusiones.

En primer lugar, los resultados respaldan la existencia de una respuesta diferenciada del apetito por riesgo al nivel de la tasa real según el régimen monetario vigente. Fuera del régimen de tasas cero, la relación entre la tasa y el diferencial de spreads está dominada por el comovimiento cíclico, de signo negativo. Dentro del régimen, en cambio, esa relación se invierte ya que una tasa real más negativa se asocia con una compresión del diferencial, de manera consistente con la predicción del canal de toma de riesgo. Este efecto resultó estadísticamente significativo en la especificación principal y se sostuvo en la mayoría de las pruebas de robustez, lo que confirma la operatividad del mecanismo de reach for yield en el régimen ZIRP.

En segundo lugar, y como hallazgo central, la descomposición de los canales revela que la persistencia del régimen —antes que la magnitud de las tasas reales negativas— constituye el determinante dominante de la compresión del diferencial. La duración acumulada del régimen de tasas bajas explica el 84% de la compresión atribuida a la política monetaria en el primer episodio y el 74% en el segundo, frente al 16% y 26% que corresponden respectivamente a la magnitud de la tasa real. La evidencia sugiere, por lo tanto, que el reach for yield es un fenómeno que se construye con el tiempo —a medida que el entorno de tasas bajas se prolonga y los mecanismos de acumulación gradual descritos en el marco teórico se despliegan— más que una respuesta inmediata a la profundidad de las tasas reales en un momento dado.

En tercer lugar, la comparación entre los dos episodios ilumina el porqué de esta primacía de la persistencia por sobre el nivel real de tasas. Los episodios de 2009-2015 y 2020-2022 difirieron de manera pronunciada en su duración —el primero cuadruplicó al segundo en extensión— pero solo de manera moderada en la magnitud de sus tasas reales. El contraste en el grado de compresión entre ambos episodios se explica, ante todo, por la diferencia de persistencia: el primer episodio, al cuadruplicar en duración al segundo, acumuló un efecto de persistencia considerablemente mayor. La magnitud de las tasas reales, en cambio, contribuyó de manera más pareja entre episodios. Esta configuración explica, asimismo, por qué la participación relativa del canal de magnitud es algo mayor en el segundo episodio (26%, frente a 16% en el primero): no porque la magnitud haya operado con más fuerza allí, sino porque, al ser mucho más corto, el segundo episodio acumuló menos persistencia, de modo que el aporte de la magnitud ocupa una porción proporcionalmente mayor.

Tomadas en conjunto, estas conclusiones respaldan la hipótesis de la investigación: la exposición al riesgo en el mercado de renta fija se intensificó durante los episodios de tasas cero como consecuencia de los incentivos generados por un entorno prolongado de tasas reales negativas. El énfasis, como demostró el modelo, recae sobre el carácter prolongado del entorno: es la persistencia del régimen el factor cuyo efecto resultó más robusto y de mayor magnitud, mientras que la profundidad de las tasas reales operó como un factor amplificador de alcance más acotado.

Los hallazgos de esta investigación matizan y precisan el conocimiento previo sobre el canal de toma de riesgo en al menos dos sentidos. Frente a una literatura que cuantificó predominantemente el estímulo monetario mediante la tasa nominal, este trabajo muestra que la medición en términos reales —que captura el rendimiento efectivo sobre el que opera el incentivo a buscar rendimiento— es no solo conceptualmente más apropiada, sino empíricamente operativa. Además, la evidencia aquí presentada aporta una distinción que la literatura no había desarrollado: la de contrastar el peso de la persistencia frente al de la magnitud del estímulo, mostrando que es ante todo la duración del régimen —y no la profundidad de las tasas reales— la que domina la intensidad del fenómeno en estos episodios.

Estas conclusiones deben interpretarse contemplando las limitaciones del trabajo. La principal remite a la naturaleza de las series empleadas: el diferencial de spreads y la tasa real exhiben una elevada persistencia. Si bien la estrategia de estimación en niveles es la teóricamente pertinente —la hipótesis predice una relación entre niveles, no entre variaciones de corto plazo— y se complementó con errores estándar robustos, el efecto de la magnitud de la tasa no conserva significancia bajo la especificación dinámica más exigente. Esta sensibilidad acota el alcance de las afirmaciones que pueden formularse a partir de la dinámica de corto plazo, y refuerza la pertinencia de fundar las conclusiones en la relación de niveles, que es la teóricamente apropiada para la hipótesis y en la cual el canal de persistencia exhibe el comportamiento más robusto y de mayor magnitud.

Estas limitaciones señalan, a su vez, líneas de investigación futura. El enfoque agregado de este trabajo podría complementarse con análisis de mayor desagregación (por calificación crediticia, por sector o por tipo de tenedor), que permitirían examinar si la primacía de la persistencia identificada a nivel de mercado se refleja también en los distintos segmentos y tipos de inversor. Asimismo, la eventual ocurrencia de nuevos

episodios de política monetaria no convencional ampliaría la base empírica disponible. Por último, la aplicación de este análisis en otras economías que también experimentaron el límite inferior de tasas —como Europa, el Reino Unido o Japón— permitiría evaluar la generalidad de los hallazgos más allá del caso estadounidense. El caso japonés reviste particular interés para la pregunta central de este trabajo: al tratarse del episodio de tasas bajas más prolongado de la historia monetaria reciente, ofrece un escenario privilegiado para examinar el canal de persistencia en un horizonte temporal que excede por mucho al de los episodios aquí analizados.

Finalmente, estas conclusiones tienen implicancias que exceden el plano académico. Si el aumento del apetito por el riesgo se construye principalmente con la persistencia del régimen de tasas bajas, entonces el costo en términos de estabilidad financiera de las políticas monetarias expansivas no reside tanto en qué tan bajas se fijan las tasas sino en cuánto tiempo se las mantiene en ese nivel. Para la autoridad monetaria, eso sugiere que la dimensión temporal del estímulo merece especial atención al evaluar los efectos colaterales sobre la toma de riesgo. Para la práctica profesional en la gestión de carteras de renta fija, el resultado resalta que la prolongación de un entorno de tasas reales negativas, más que su profundidad puntual, es la señal a monitorear para anticipar fases de compresión sostenida de las primas de riesgo.

9. Anexo

9.1 Código del modelo Econométrico

Carga de variables para el modelo

```
try:  
    from google.colab import files  
    files.upload()  
except ImportError:  
    pass
```

Configuración inicial, parámetros del modelo, función de carga de variables y función de verificación de datos

```
import warnings  
warnings.filterwarnings("ignore")  
  
import pandas as pd  
import numpy as np  
import statsmodels.api as sm  
from statsmodels.stats.diagnostic import acorr_breusch_godfrey, het_breuschpagan  
from statsmodels.stats.stattools import jarque_bera  
from statsmodels.stats.outliers_influence import variance_inflation_factor  
from statsmodels.tsa.stattools import adfuller, kpss  
  
RUTA = "Variables.xlsx"  
HOJA = "VARIABLES OK"  
UMBRAL_ZIRP = 0.0025  
CRISIS = [("2007-12-01", "2009-12-01"), ("2020-02-01", "2020-06-01")]  
HAC_LAGS = 6  
COLUMNAS = ["fecha", "ffr", "infl", "rreal", "rreal_lag", "diff", "dur", "dur2",  
            "logdur", "cfnai", "d1", "d2", "shadow", "cfnai_puro"]  
  
def cargar_datos():  
    df = pd.read_excel(RUTA, sheet_name=HOJA)  
    df = df.iloc[:, :len(COLUMNAS)]  
    df.columns = COLUMNAS  
    df["fecha"] = pd.to_datetime(df["fecha"])  
  
    df["shadow_emp"] = df["shadow"].fillna(df["ffr"]*100)  
    df["rshadow"] = (1 + df["shadow_emp"]/100) / (1 + df["infl"]) - 1  
    df["rshadow_lag"] = df["rshadow"].shift(1)  
  
    df["zirp"] = (df["ffr"] < UMBRAL_ZIRP).astype(int)  
    df["rreal_zirp"] = df["rreal_lag"] * df["zirp"]  
    df["rshadow_zirp"] = df["rshadow_lag"] * df["zirp"]  
    df["diff_lag"] = df["diff"].shift(1)  
  
    dc = pd.Series(0, index=df.index)  
    for ini, fin in CRISIS:  
        dc |= ((df["fecha"] >= ini) & (df["fecha"] <= fin))  
    df["dcrisis"] = dc.astype(int)  
    return df  
  
def chequeos(df):  
    print(" Filas:", len(df))  
    print(" Rango de fechas:", df["fecha"].min().date(), "a", df["fecha"].max().date())  
    print(" Shadow: ultimo mes con dato crudo:", df.loc[df["shadow"].notna(), "fecha"].max().date(),  
          "(deberia ser ~2022-02)")  
    nulos = df[COLUMNAS].isnull().sum()  
    nulos = nulos[nulos > 0]  
    if len(nulos):  
        print(" Nulos:")  
        for c, n in nulos.items():  
            print(f" {c}: {n}")  
    else:  
        print(" Sin nulos inesperados.")
```

Funciones de estacionariedad, estimación del modelo, diagnóstico econométrico y descomposición de canales

```
def estacionariedad(serie, nombre):
    s = serie.dropna()
    adf_p = adfuller(s, autolag="AIC")[1]
    try:
        kpss_p = kpss(s, regression="c", nlags="auto")[1]
    except Exception:
        kpss_p = np.nan
    print(f" {nombre:14s} ADF p={adf_p:.4f} KPSS p={kpss_p:.4f}")

def estimar(df, cols, mask=None, hac=HAC_LAGS):
    d = df if mask is None else df[mask]
    d = d.dropna(subset=cols+["diff"]).reset_index(drop=True)
    m = sm.OLS(d["diff"], sm.add_constant(d[cols])).fit(cov_type="HAC", cov_kws={"maxlags":hac})
    return m, d

def tabla(m, cols):
    print(f" n={int(m.nobs)} R2={m.rsquared:.4f} R2aj={m.rsquared_adj:.4f}")
    for v in ["const"] + cols:
        p = m.pvalues[v]
        sig = "****" if p<.01 else "***" if p<.05 else "**" if p<.1 else ""
        print(f" {v:13s} {m.params[v]:+.4f} (se={m.bse[v]:.4f}, p={p:.4f}) {sig}")

def efecto_zirp(m, base, inter):
    eff = m.params[base] + m.params[inter]
    p = float(m.f_test(f"{base} + {inter} = 0").pvalue)
    print(f" EFECTO TASA EN ZIRP = {eff:+.4f} (Wald suma=0: p={p:.4f})")
    return eff

def diagnosticos(m):
    for L in [1,3,6,12]:
        print(f" Breusch-Godfrey({L}) p={acorr_breusch_godfrey(m, nlags=L)[1]:.4f}")
    print(f" Breusch-Pagan p={het_breuschpagan(m.resid, m.model.exog)[1]:.4f}")
    print(f" Jarque-Bera p={jarque_bera(m.resid)[1]:.4f}")

def vif(df, cols):
    d = df.dropna(subset=cols+["diff"])
    X = sm.add_constant(d[cols])
    for i, c in enumerate(X.columns):
        if c != "const":
            print(f" VIF {c:13s} {variance_inflation_factor(X.values, i):.1f}")

def descomposicion(df, b_rate_zirp, b_logdur):
    for col, lab in [("d1", "Episodio 1"), ("d2", "Episodio 2")]:
        s = df[df[col]==1]
        cm = b_rate_zirp * s["rreal_lag"].mean()
        cp = b_logdur * s["logdur"].mean()
        tot = cm + cp
        print(f" {lab}: magnitud={cm*100:+.2f}pp ({abs(cm/tot)*100:.0f}%) "
              f"persistencia={cp*100:+.2f}pp ({abs(cp/tot)*100:.0f}%) total={tot*100:+.2f}pp")
```

Bloque de ejecución del modelo: estimación principal, descomposición magnitud-persistencia y pruebas de robustez

```
if __name__ == "__main__":
    df = cargar_datos()

    print("\n[0] CHEQUEOS DE CARGA")
    chequeos(df)

    print("\n[1] ESTACIONARIEDAD (ADF H0: raíz unitaria | KPSS H0: estacionariedad)")
    for col, nom in [("diff", "Diferencial"), ("rreal_lag", "Tasa real"), ("cfnai", "CFNAI-MA3")]:
        estacionariedad(df[col], nom)

    base = ["rreal_lag", "rreal_zirp", "logdur", "d1", "d2", "cfnai", "dcrisis"]

    print("\n[2] MODELO PRINCIPAL (niveles, HAC, muestra completa + dummy crisis)")
    m, d = estimar(df, base)
    tabla(m, base)
    eff = efecto_zirp(m, "rreal_lag", "rreal_zirp")
    print(" Diagnosticos:")
    diagnosticos(m)
    print(" VIF:")
    vif(df, base)

    print("\n[3] DESCOMPOSICION DE CANALES")
    descomposicion(df, eff, m.params["logdur"])

    print("\n[4] ROBUSTEZ A: shadow rate real (Fisher, empalmada)")
    base_sh = ["rshadow_lag", "rshadow_zirp", "logdur", "d1", "d2", "cfnai", "dcrisis"]
    m_sh, _ = estimar(df, base_sh)
    tabla(m_sh, base_sh)
    efecto_zirp(m_sh, "rshadow_lag", "rshadow_zirp")

    print("\n[5] ROBUSTEZ B: excluir meses de crisis (sin dummy)")
    base_x = ["rreal_lag", "rreal_zirp", "logdur", "d1", "d2", "cfnai"]
    m_x, _ = estimar(df, base_x, mask=~(df["dcrisis"]==1))
    tabla(m_x, base_x)
    efecto_zirp(m_x, "rreal_lag", "rreal_zirp")

    print("\n[6] ROBUSTEZ C: especificacion dinamica (dependiente rezagada)")
    base_din = ["diff_lag", "rreal_lag", "rreal_zirp", "logdur", "d1", "d2", "cfnai", "dcrisis"]
    m_d, _ = estimar(df, base_din, hac=4)
    rho = m_d.params["diff_lag"]
    eff_d = (m_d.params["rreal_lag"] + m_d.params["rreal_zirp"]) / (1 - rho)
    p_d = float(m_d.f_test("rreal_lag + rreal_zirp = 0").pvalue)
    print(f" rho={rho:.3f} efecto largo plazo={eff_d:+.3f} (Wald p={p_d:.4f})")
    print(f" Breusch-Godfrey(6) p={acorr_breusch_godfrey(m_d, nlags=6)[1]:.4f}")

    print("\n[7] CHEQUEO FORMA FUNCIONAL DE LA DURACION (AIC/BIC: menor es mejor)")
    for cols, lab in [(["rreal_lag", "rreal_zirp", "logdur", "d1", "d2", "cfnai", "dcrisis"], "log(1+DUR)"),
                      (["rreal_lag", "rreal_zirp", "dur2", "d1", "d2", "cfnai", "dcrisis"], "DUR^2")]:
        mm, _ = estimar(df, cols)
        print(f" {lab:12s} AIC={mm.aic:.1f} BIC={mm.bic:.1f} R2aj={mm.rsquared_adj:.4f}")
```

Bloque de ejecución del modelo (continuación): robustez del control de ciclo, sensibilidad a los rezagos HAC y diagnóstico de multicolinealidad

```

print("\n[8] CHEQUEO CONTROL DE CICLO: CFNAI-MA3 vs CFNAI puro")
for cf, lab in [("cfnai", "CFNAI-MA3"), ("cfnai_puro", "CFNAI puro")]:
    cols = ["rreal_lag", "rreal_zirp", "logdur", "d1", "d2", cf, "dcrisis"]
    mm, _ = estimar(df, cols)
    eff_c = mm.params["rreal_lag"] + mm.params["rreal_zirp"]
    p_c = float(mm.f_test("rreal_lag + rreal_zirp = 0").pvalue)
    print(f"  {lab:12s} efZIRP={eff_c:+.3f} (p={p_c:.4f})  R2={mm.rsquared:.4f}  "
          f"{cf}_p={mm.pvalues[cf]:.3f}")

print("\n[9] ROBUSTEZ D: tasa real contemporanea (t) vs rezagada (t-1)")
df["rreal_zirp_c"] = df["rreal"] * df["zirp"]
base_c = ["rreal", "rreal_zirp_c", "logdur", "d1", "d2", "cfnai", "dcrisis"]
m_c, _ = estimar(df, base_c)
tabla(m_c, base_c)
efecto_zirp(m_c, "rreal", "rreal_zirp_c")

print("\n[10] SENSIBILIDAD AL NUMERO DE HAC LAGS")
n = len(d)
regla = 4 * (n/100)**(2/9)
print(f"  Regla Newey-West 1994 = 4*(n/100)^(2/9) = {regla:.2f} (~{int(round(regla))} rezagos)")
base_h = ["rreal_lag", "rreal_zirp", "logdur", "d1", "d2", "cfnai", "dcrisis"]
dh = df.dropna(subset=base_h+["diff"]).reset_index(drop=True)
Xh = sm.add_constant(dh[base_h])
print("  lags | efecto ZIRP | se | Wald p")
for L in [0, 2, 4, 5, 6, 8, 10, 12]:
    if L == 0:
        mh = sm.OLS(dh["diff"], Xh).fit()
    else:
        mh = sm.OLS(dh["diff"], Xh).fit(cov_type="HAC", cov_kws={"maxlags": L})
    eff = mh.params["rreal_lag"] + mh.params["rreal_zirp"]
    c = np.zeros(len(mh.params))
    c[list(mh.params.index).index("rreal_lag")] = 1
    c[list(mh.params.index).index("rreal_zirp")] = 1
    se = np.sqrt(c @ mh.cov_params().values @ c)
    p = float(mh.f_test("rreal_lag + rreal_zirp = 0").pvalue)
    print(f"  {'OLS' if L==0 else L}>4 | {eff:+.4f} | {se:.4f} | {p:.4f}")

print("\n[11] MULTICOLINEALIDAD ENTRE DUR Y log(1+DUR)")
print(f"  Correlacion DUR vs logdur (toda la muestra): {df['dur'].corr(df['logdur']):.4f}")
sub = df[df['dur'] > 0]
print(f"  Correlacion dentro de episodios (dur>0): {sub['dur'].corr(sub['logdur']):.4f}")
print("  VIF si se incluyeran ambas juntas:")
cols_mc = ["rreal_lag", "rreal_zirp", "dur", "logdur", "d1", "d2", "cfnai", "dcrisis"]
dmc = df.dropna(subset=cols_mc+["diff"])
Xmc = sm.add_constant(dmc[cols_mc])
for i, c in enumerate(Xmc.columns):
    if c != "const":
        flag = " <--" if c in ("dur", "logdur") else ""
        print(f"  VIF {c:11s} {variance_inflation_factor(Xmc.values, i):7.1f}{flag}")

```

10. Bibliografía

- Adrian, T., & Shin, H. S. (2010). Liquidity and leverage. *Journal of Financial Intermediation*, 19(3), 418–437.
- Becker, B., & Ivashina, V. (2015). Reaching for yield in the bond market. *The Journal of Finance*, 70(5), 1863–1902.
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1988). Credit, money, and aggregate demand. *American Economic Review*, 78(2), 435–439.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1996). The financial accelerator and the flight to quality. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1–15.
- Black, F. (1995). Interest rates as options. *The Journal of Finance*, 50(5), 1371–1376.
- Borio, C., & Zhu, H. (2008). *Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism?* (BIS Working Papers No. 268). Bank for International Settlements.
- Di Maggio, M., & Kacperczyk, M. (2017). The unintended consequences of the zero lower bound policy. *Journal of Financial Economics*, 123(1), 59–80.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1989). Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 25(1), 23–49.
- Gambacorta, L. (2009). Monetary policy and the risk-taking channel. *BIS Quarterly Review*, 43–53.

- Gertler, M., & Lown, C. S. (1999). The information in the high-yield bond spread for the business cycle: Evidence and some implications. *Oxford Review of Economic Policy*, 15(3), 132–150.
- Gilchrist, S., & Zakrajšek, E. (2012). Credit spreads and business cycle fluctuations. *American Economic Review*, 102(4), 1692–1720.
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.-L., & Saurina, J. (2014). Hazardous times for monetary policy: What do twenty-three million bank loans say about the effects of monetary policy on credit risk-taking? *Econometrica*, 82(2), 463–505.
- Keynes, J. M. (2003). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero* (E. Hornedo, Trad.). Fondo de Cultura Económica. (Obra original publicada en 1936)
- Krugman, P. R. (1998). It's baaack: Japan's slump and the return of the liquidity trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998(2), 137–205.