

NOTAS TÉCNICAS CITADAS EN EL INFORME DE ESTABILIDAD FINANCIERA SEGUNDO SEMESTRE 2025



División de Política Financiera – Banco Central de Chile

12 de noviembre de 2025

Índice

<i>Calani et al., 2025: Riesgo de Alza de Premios por Plazo en EE. UU. y Traspaso a Tasas Soberanas Locales</i>	<i>1</i>
<i>Carvajal et al., 2025: Impacto de shocks globales sobre condiciones financieras locales: evidencia comparada del rol de la profundidad financiera</i>	<i>8</i>

Riesgo de Alza de Premios por Plazo en EE. UU. y Traspaso a Tasas Soberanas Locales

Mauricio Calani, Matías Muñoz, Damián Romero^{1/}

INTRODUCCIÓN

La transmisión de shocks en las tasas soberanas de EE. UU. hacia economías emergentes como Chile ha sido ampliamente documentada (véase [Albagli, Ceballos, Claro y Romero, 2019](#); [Mehrotra, Moessner y Shu, 2019](#); [Caballero y Upper, 2026](#), entre otros). Típicamente, la literatura se enfoca en cómo cambios en la política monetaria de EE. UU. afectan sus rendimientos soberanos y en qué medida dichos movimientos se propagan a las tasas de otras economías a través de diversos canales de transmisión.

Sin embargo, los aumentos de las tasas soberanas en EE. UU. no solo responden a variaciones en las expectativas de política monetaria futura, sino también a un incremento en la compensación exigida por los inversionistas para mantener bonos de mayor duración, esto es, al premio por plazo. En un contexto de precios de activos elevados y spreads comprimidos, la ocurrencia de shocks financieros globales o cambios en el apetito por riesgo, pueden traducirse en alzas de las tasas de activos de renta fija, sin necesariamente requerir cambios en la trayectoria esperada de la política monetaria.

En esta nota estudiamos los efectos de un aumento exógeno en el premio por plazo de la tasa soberana nominal de EE. UU. a 10 años sobre la tasa soberana nominal de Chile del mismo plazo. Nuestra motivación es aislar el efecto de cambios abruptos en las preferencias por riesgo —y no en la trayectoria esperada de la política monetaria— y estudiar en cómo inciden en las tasas de referencia locales. Asimismo, evaluamos si estos efectos se amplifican en momentos donde los precios de activos riesgosos son elevados. Para la identificación utilizamos shocks de premio por plazo ortogonalizados respecto de las expectativas de la tasa corta. Definimos “tiempos normales” como aquellos en que el componente cíclico del P/E esperado del S&P 500 se ubica por debajo del percentil 75 de su distribución, y “alta valoración” cuando se sitúa por encima de dicho umbral.

Nuestros resultados muestran que alzas en el premio por plazo de EE. UU. elevan las tasas soberanas de Chile y que su propagación es no lineal. En tiempos normales, un shock de 100 puntos base (pb) en el premio por plazo de EE. UU. genera un impacto inmediato de 25 pb sobre la tasa chilena a 10 años y de 40 pb a las 6 semanas; estas respuestas no resultan estadísticamente significativas, lo que sugiere una transmisión acotada en contextos financieros estables. En cambio, en periodos de alta valoración, el impacto alcanza 80 pb a las 6 semanas y supera los 100 pb hacia las 30 semanas. Estas respuestas son estadística y económicamente relevantes, pues equivalen aproximadamente a una desviación estándar de la tasa soberana chilena.

^{1/} Las opiniones expresadas en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores y no representan necesariamente la posición del Banco Central de Chile ni de los miembros de su Consejo. Agradecemos especialmente los comentarios y sugerencias de Claudio Raddatz y Miguel Fuentes. Cualquier error u omisión es de exclusiva responsabilidad de los autores.

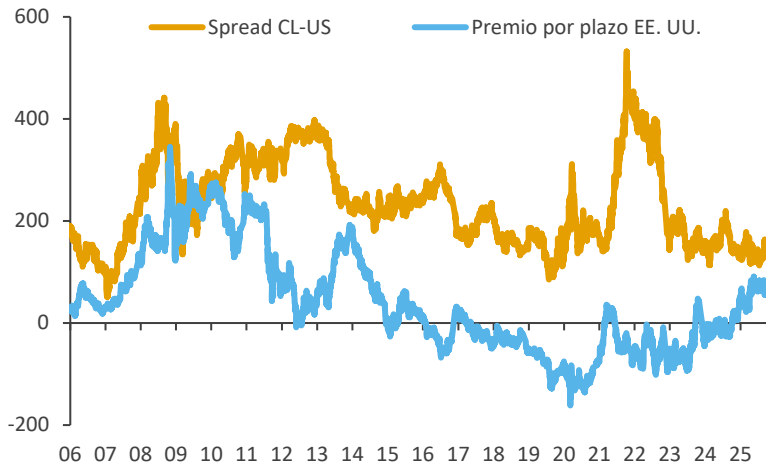
Estos hallazgos son relevantes por dos motivos. Primero, muestran que la transmisión de shocks globales a las tasas locales depende del contexto financiero. En particular, valoraciones significativamente altas y transversales a distintos activos riesgosos, correlacionan con alta toma de riesgo, y potenciales rebalances de portafolio más pronunciados ante shocks. Segundo, subrayan la importancia de analizar los componentes estructurales de las tasas externas —más allá de los movimientos de política monetaria—, dado que variaciones en el premio por plazo pueden tener orígenes diferentes a cambios en trayectoria esperada de tasas de política internacionales. En conjunto, el ejercicio contribuye a comprender mejor los canales mediante los cuales los shocks financieros globales inciden en la estabilidad macrofinanciera local.

DATOS Y METODOLOGÍA

La curva de rendimiento soberana puede descomponerse en dos términos. Primero, la tasa riesgo neutral (RN), que mide el rendimiento que tendría un bono si el inversionista fuese neutral al riesgo; este componente puede interpretarse como la trayectoria esperada de la tasa de política monetaria hasta la madurez correspondiente. Segundo, el premio por plazo (TP), que recoge la compensación adicional exigida por mantener bonos de mayor duración en el portafolio. Naturalmente, este componente es menor en la parte corta de la curva, pero tiende a ser más relevante en instrumentos de mayor plazo, como el bono a 10 años. El objetivo de esta nota es entender cómo aumentos en la compensación por riesgo (el TP) exigida a la deuda soberana de EE. UU. en tramos largos afectan a las tasas largas de Chile.

Tanto el premio por plazo como el componente riesgo neutral de la tasa a 10 años de EE. UU. provienen del Banco de la Reserva Federal de Nueva York y se calculan siguiendo a [Adrian, Crump y Moench \(2013\)](#). Los datos están disponibles en frecuencia diaria desde junio de 1960. La tasa soberana nominal de Chile a 10 años proviene de Bloomberg y está disponible en frecuencia diaria desde octubre de 2005. Trabajamos en frecuencia semanal seleccionando el último día hábil de cada semana. La muestra final comprende octubre de 2005–octubre de 2025. El **Gráfico 1** presenta la evolución del premio por plazo de EE. UU. y el diferencial de tasas largas entre Chile y EE. UU.

GRÁFICO 1: SPREAD DE TASAS SOBERANAS DE CHILE Y EE. UU Y PREMIO POR PLAZO DE EE. UU A 10 AÑOS
(puntos base)



Fuente: Banco Central de Chile en base a información de Bloomberg y Federal Reserve Bank of New York.

Shocks de premios por plazo. Debido a la alta correlación entre el componente riesgo neutral y el premio por plazo en EE. UU. ($-0,42$ en nuestra muestra), un aumento del TP suele venir acompañado mecánicamente de una disminución del componente RN. Para capturar un aumento exógeno de TP que no se deba a cambios en expectativas sobre la política monetaria, ortogonalizamos las variaciones semanales del TP respecto de las variaciones del componente RN. En particular, estimamos una regresión de ΔTP_t sobre ΔRN_t y utilizamos el residuo $\hat{\varepsilon}_t^{TP}$ como medida del shock de premio por plazo en EE. UU., el cual interpretamos como un aumento en el precio del riesgo exigido por inversionistas globales².

Momentos de alta valoración de activos. Para investigar cómo las condiciones financieras globales afectan la transmisión de estos shocks hacia economías emergentes, seguimos a [Menna, Moura y Tobal \(2025\)](#) y aproximamos dichas condiciones por el estado de valoración de los precios de activos riesgosos. Desde Bloomberg obtenemos en frecuencia diaria el ratio de precio a utilidad esperada a un año (P/E) de las acciones del S&P 500 de EE. UU. Este indicador resume de forma útil la relación entre precios y utilidades esperadas, y es interpretado como un proxy más general de valoración de precios de activos.

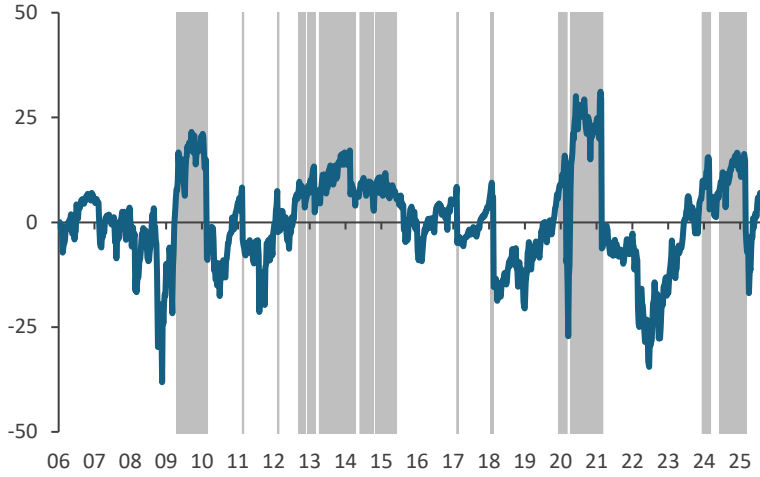
No obstante, el uso directo del P/E puede inducir a conclusiones equivocadas por dos razones. Primero, juzgar si los precios están “elevados” requiere un punto de referencia que respete la información disponible hasta cada fecha (no ex-post con toda la muestra). Segundo, desviaciones pequeñas del ratio P/E respecto de su referencia pueden reflejar noticias idiosincráticas a empresas granulares o inversionistas, más que una sobrevaloración económicamente relevante.

²/ Nuestros resultados son robustos a la inclusión de controles tales como variaciones en el VIX o en otras variables que capturan cambios en el nivel de riesgo a nivel global.

Para operacionalizar la identificación de episodios de alta valoración procedemos en dos etapas. Primero, calculamos el componente cíclico del log P/E mediante un filtro Hodrick–Prescott unidireccional (*one-sided*), que solo usa la información disponible al momento del cálculo. Siguiendo a [Ravn y Uhlig \(2002\)](#), escalamos el parámetro de suavización para datos semanales como $\lambda_{semanal} = \lambda_{trimestral}(52/4)^4$, con $\lambda_{trimestral} = 1600$ y definimos el ciclo del P/E en t como c_t^{PE} . Segundo, para evitar clasificar como un momento de “alta valoración” simples fluctuaciones normales, definimos como de alta valoración aquellas semanas en que c_t^{PE} se ubica por sobre el percentil 75 de su distribución muestral (p_{75}), equivalente a un desvío de aproximadamente 7% por sobre su tendencia. Bajo este criterio se identifican 259 semanas de alta valoración (aproximadamente 25% de la muestra). Denotamos el indicador $\mathbb{I}_t^{HV} = 1$ en esas semanas y 0 en caso contrario. El **Gráfico 2** muestra c_t^{PE} y los episodios seleccionados.

GRÁFICO 2: COMPONENTE CÍCLICO DE LA RELACIÓN PRECIO Y UTILIDAD ESPERADA A 1 AÑO DE EE. UU. (*)

(puntos porcentuales, datos semanales)



(*) Se descompone el componente cíclico y la tendencia de la relación precio y utilidad esperada a 1 año con datos semanales, en base a [Ravn & Uhlig \(2002\)](#). Áreas sombreadas corresponden a semanas donde el componente cíclico es superior al percentil 75 de su distribución histórica. Fuente: Banco Central de Chile en base a información de Bloomberg

Robustez. Los resultados son robustos a modificaciones en la construcción del indicador de alta valoración. Se mantienen cuando (i) el ciclo del P/E se calcula respecto de una tendencia determinística (polinomios de tiempo), (ii) una tendencia de media móvil y (iii) una media recursiva. Persisten además cuando (i) exigimos que los episodios duren al menos cuatro semanas o (ii) si imponemos inicios y cierres graduales (una semana de adelanto y rezago, respectivamente).

Efectos Dinámicos. Con el shock $\hat{\varepsilon}_t^{TP}$ y el indicador $\mathbb{I}_t^{HV}$ contruidos, estimamos respuestas dinámicas de la tasa soberana chilena a 10 años mediante proyecciones locales ([Jordà, 2005](#)) para horizontes $h = 0, \dots, H$:

$$y_{t+h} = \alpha_h + \beta_h \varepsilon_t^{TP} + \theta_h (\hat{\varepsilon}_t^{TP} \times \mathbb{I}_t^{HV}) + \Gamma'_h \cdot X_t + v_{h,t}. \quad (1)$$

La variable dependiente es la tasa nominal chilena a 10 años adelantada h semanas (medida en pb). El coeficiente β_h captura el efecto del shock en tiempos normales, mientras que el efecto adicional en alta valoración lo recoge el coeficiente θ_h . De este modo, la respuesta en episodios de alta valoración es $\beta_h + \theta_h$. El vector X_t incluye el indicador $\mathbb{I}_t^{HV}$, 10 rezagos de la variable dependiente y variaciones del VIX como control.

RESULTADOS Y CONCLUSIÓN

Respuestas de la tasa de interés soberana local. El Gráfico 3 presenta las respuestas de la tasa larga chilena (en puntos base) bajo los diferentes escenarios. La línea azul corresponde a semanas de valoración normal (coeficiente β_h), mientras que la línea roja presenta los resultados en semanas de alta valoración (coeficiente $\beta_h + \theta_h$). Normalizamos el shock a un incremento de 100 pb en el TP ortogonalizado y destacamos con puntos los horizontes estadísticamente significativos al 95%³.

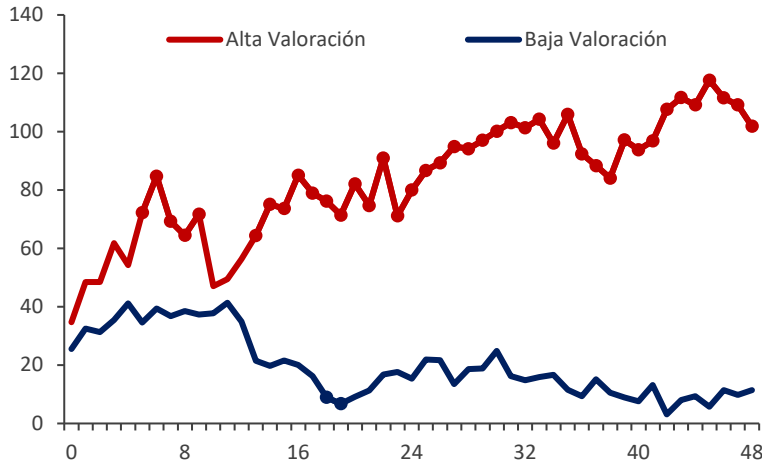
En tiempos normales, la respuesta contemporánea ($h = 0$) es de 25 pb, alcanzando un *peak* de 40 pb hacia la sexta semana, con posterior reversión. La mayoría de los coeficientes no son estadísticamente significativos, lo que sugiere una transmisión acotada del shock de TP cuando no existe un entorno de alto apetito por riesgo.

En periodos de alta valoración, el impacto inicial es similar, pero asciende a 80 pb a las 6 semanas y supera 100 pb tras 30 semanas. Esta magnitud es comparable a una desviación estándar de la tasa larga de Chile, destacando la relevancia económica del canal de premio por plazo bajo condiciones financieras holgadas.

Respuestas del P/E. Para evaluar si el hallazgo refleja un traspaso meramente “mecánico” o más bien una dinámica consistente con el ciclo financiero, estimamos una especificación análoga usando como variable dependiente el ciclo del P/E de EE. UU. Encontramos caídas de aproximadamente 6 puntos porcentuales a 24 semanas en tiempos normales y de más de 14 puntos porcentuales en periodos de alta valoración (Gráfico 4). Al igual que para tasas chilenas, las respuestas son estadística y económicamente significativas, lo que sugiere una normalización de valoraciones tras shocks de TP exógenos.

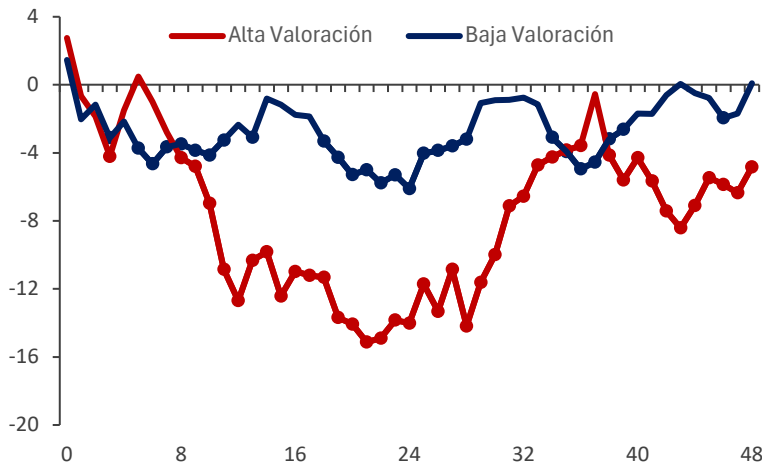
³/ Debido a que el principal regresor de interés (el shock de premios por plazo) es una variable generada en una primera etapa, realizamos inferencia estadística respecto a los coeficientes por medio de un procedimiento de *block bootstrap* con 5000 replicaciones para cada horizonte h , con bloques de 52 semanas, y reportamos la significancia estadística de cada función de impulso-respuesta al 95%.

GRÁFICO 3: RESPUESTA DE LA TASA DE INTERÉS NOMINAL A 10 AÑOS DE CHILE ANTE UN SHOCK DE 100 PB DE PREMIO POR PLAZO EN EE. UU (*)
(puntos base, semanas)



(*) Alta valoración corresponde al coeficiente de la regresión cuando la valoración está por sobre el percentil 75 de la distribución. Baja valoración corresponde al resto de los casos. Los datos destacados con círculos son significativos al 95% utilizando *bootstrap*.
Fuente: Banco Central de Chile

GRÁFICO 4: RESPUESTA DE LA RAZON PRECIO A UTILIDAD ESPERADA ANTE UN SHOCK DE 100 PB DE PREMIO POR PLAZO EN EE. UU (*)
(puntos porcentuales, semanas)



(*) Alta valoración corresponde al coeficiente de la regresión cuando la valoración está por sobre el percentil 75 de la distribución. Baja valoración corresponde al resto de los casos. Los datos destacados con círculos son significativos al 95% utilizando *bootstrap*.
Fuente: Banco Central de Chile

Reflexiones finales. Esta nota documenta el traspaso a Chile de aumentos exógenos en el premio por plazo de la tasa soberana de EE. UU. a 10 años, identificados mediante ortogonalización respecto de la componente riesgo neutral. La estimación, basada en proyecciones locales con datos semanales, distingue entre "tiempos normales" y de "alta valoración" en precios de activos riesgosos estadounidenses, definidos a partir del componente cíclico del P/E esperado del S&P 500 calculado con un filtro unidireccional. Con esta estrategia aislamos el canal de precio del riesgo externo, separado de cambios en expectativas de política monetaria.

Los resultados muestran que el traspaso a la tasa chilena a 10 años es no lineal y dependiente del régimen de valoración. En tiempos normales, un shock de 100 pb en el premio por plazo de EE. UU. se asocia con impactos acotados —de 25 pb en $h = 0$ y 40 pb a las 6 semanas— que no resultan estadísticamente significativos en nuestra muestra. En episodios de alta valoración, en cambio, el efecto alcanza 80 pb a las 6 semanas y supera 100 pb hacia las 30 semanas, magnitudes que son estadística y económicamente relevantes, comparables a una desviación estándar de la tasa larga local. Estos patrones son robustos a definiciones alternativas del estado de valoración.

La contribución principal es proveer evidencia cuantitativa sobre la sensibilidad de las tasas locales a shocks de premio por plazo externos y mostrar que dicha sensibilidad varía con el entorno de valoración global. Diferenciar la composición de los movimientos en tasas de EE. UU. (expectativas vs. premio por plazo) y su interacción con el ciclo de valoración aporta insumos empíricos para entender cómo el traspaso a tasas locales puede diferir por el tipo de shock y contexto.

Referencias

Adrian, T., Crump, R. y Moench, E. (2013), "Pricing the Term Structure with Linear Regressions", *Journal of Financial Economics*, 110(1), 110-138

Albagli, E., Ceballos, L., Claro, S. y Romero, D. (2019), "Channels of US Monetary Policy Spillovers to International Bond Markets", *Journal of Financial Economics*, 134(2), 447-473

Caballero, J. y Upper, C. (2026), "What Happens to Emerging Market Economies when US Yields go up?", *Journal of International Money and Finance*, 160

Jordà, O. (2005), "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections", *American Economic Review*, 95(1), 161-182

Mehrotra, A., Moessner, R. y Shu, C. (2019), "Interest Rate Spillovers from the United States: Expectations, Term Premia and Macro-financial Vulnerabilities", *BIS Working Papers*, 184

Menna, L., Moura, R. y Tobal, M. (2025), "Beyond the Literature: What Policymakers Reveal about Financial Asset Overvaluation?", *Finance Research Letters*, 86(c)

Ravn, M. y Uhlig, H. (2002), "On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations", *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371-376

Impacto de shocks globales sobre condiciones financieras locales: evidencia comparada del rol de la profundidad financiera

Laura Carvajal, Alejandro Jara, Francisco Mendoza-Yuseff

INTRODUCCIÓN

En economías pequeñas y abiertas, la profundidad del mercado de capitales es un factor que puede contribuir a mitigar el impacto de shocks externos sobre las condiciones financieras locales (GFSR, abril 2020; Rey 2015; Miranda-Agrippino y Rey, 2020). Cuando los mercados son más profundos, entre otras condiciones, el sistema financiero puede absorber con mayor facilidad los re-balanceos de portafolio que se producen ante perturbaciones externas —por ejemplo, aumentos de la incertidumbre global, sorpresas de política monetaria en economías avanzadas, episodios de aversión al riesgo o tensiones geopolíticas—, con un traspaso más acotado y/o menos persistente a rendimientos, spreads, retornos accionarios, tipo de cambio e indicadores de estrés local. Una mayor profundidad doméstica reduce el riesgo de episodios de flujos muy bajos o negativos, en particular si la base inversora doméstica es amplia (GFSR, capítulo 3, abril 2025).

La evidencia reciente entrega tres mensajes complementarios. Primero, la mayor participación de moneda local en el financiamiento soberano y corporativo y una mayor participación de inversionistas residentes en la tenencia de deuda local se asocian a menor sensibilidad de los bonos emergentes ante alzas de la incertidumbre global (GFSR, octubre 2025).¹/ Segundo, el desarrollo financiero mitiga la transmisión de shocks globales en algunas circunstancias, pero puede amplificar perturbaciones domésticas cuando las bases institucionales son débiles (Montañez-Enríquez, Ossandon Busch, & Ramos-Francia, 2024). Tercero, los shocks del ciclo financiero global afectan principalmente los precios (tasas, *spreads*, valuaciones), y esta sensibilidad es menor en economías con mercados de crédito y deuda más profundos y líquidos y con una base inversora diversificada (Cerutti & Claessens, 2024; Fernández & Vicondoa, 2023).

Esta nota técnica examina en qué medida la profundidad del mercado de capitales contribuye a mitigar el traspaso de shocks globales a las condiciones financieras locales empleando dos perspectivas complementarias. Primero, en un panel de economías emergentes y avanzadas, evaluamos la sensibilidad del rendimiento soberano a 10 años frente a shocks externos y analizamos si dicha sensibilidad es menor en economías con mayor profundidad de mercado. Segundo, en un ejercicio para la economía chilena, basado en Okuda (2025), analizamos la respuesta de un conjunto de variables financieras locales (*spreads*, retornos accionarios, tipo de cambio e indicadores de estrés local) a shocks globales en frecuencia diaria. En este caso, para separar distintos períodos de mayor o menor profundidad de mercado, construimos *proxies* observables de ventanas que capturan desviaciones cíclicas de los montos transados en renta fija.

Mensajes principales. Mostramos que una mayor profundidad del mercado de capitales está asociada a un menor traspaso y/o a menor persistencia del efecto de shocks globales sobre las condiciones financieras locales. En el panel de economías emergentes y avanzadas nos enfocamos en la respuesta del rendimiento soberano a 10 años. Mientras que en el ejercicio de alta frecuencia para Chile lo hacemos sobre un conjunto de condiciones financieras locales, distinguiendo periodos de mayor o menor profundidad basadas en el componente cíclico de los montos transados en renta fija.

¹ No obstante, esta tendencia puede aumentar la interdependencia entre el soberano y el sistema bancario cuando los bancos concentran una fracción elevada de la deuda pública. Sobre el rol de la base inversora y la profundidad en mercados en moneda local, véanse Arslanalp & Tsuda (2015), Burger, Warnock, & Cadedac Warnock (2025), IMF (2020).

DATOS

Nuestras estimaciones utilizan dos indicadores que capturan *shocks globales* de naturalezas complementarias: estrés financiero y riesgo geopolítico. El primero corresponde al *Financial Stress Index* (FSI) elaborado por la Oficina de Investigación Financiera de Estados Unidos (*Office of Financial Research*, OFR), un índice diario que resume 33 series de mercado agrupadas en familias como: (i) spreads de crédito (bonos de grado de inversión, alto rendimiento, *swap/treasury*), (ii) valoraciones accionarias, (iii) condiciones de fondeo (interbancario, repo), (iv) activos “seguros” (*on/off-the-run*, *term premia*) y, (v) volatilidad (VIX, MOVE, volatilidad cambiaria). El segundo indicador corresponde al *Geopolitical Risk Index* (GPR) de Caldara y Iacoviello (2022). Este es un índice mensual que cuantifica la incidencia y la amenaza de eventos geopolíticos a partir de la cobertura mediática internacional. Se basa en el recuento automático de artículos de prensa que contienen combinaciones de términos relacionados con conflictos y amenazas de eventos (guerras, terrorismo, tensiones interestatales).

En la estimación de panel, aplicada sobre una muestra de países avanzados y emergentes,^{2/} utilizamos un conjunto de indicadores que capturan la profundidad del mercado de capitales local desde distintas perspectivas. En primer lugar, usamos el índice de profundidad del mercado financiero (*Financial Market Depth*, FMD) construido por el FMI (Sviridzenka, 2016; Sahay et al., 2015), que considera el tamaño y la rotación de los mercados (acciones y bonos) en relación con el PIB. En segundo lugar, incluimos el tamaño de los activos administrados por inversionistas institucionales (fondos de pensiones, aseguradoras, fondos mutuos) como porcentaje del PIB. En tercer lugar, consideramos el indicador que mide la proporción de pasivos de deuda externa denominados en moneda doméstica (Bénétrix et al., 2019).^{3/} Finalmente, se mide la profundidad del mercado de capitales a partir de la proporción que representan los inversionistas institucionales en el total de activos financieros. Los resultados reportados en esta nota se concentran en la primera métrica.

Para la estimación, todas las variables se usan en niveles, salvo los índices (p.ej., FMD en el panel; IGPA, e índice de stress local: tasa soberana y tipo de cambio en Chile) que se emplean en logaritmos cuando corresponde.

^{2/} La muestra incluye los siguientes países: Bélgica, Dinamarca, Francia, Italia, Holanda, Noruega, Suecia, Canadá, Finlandia, Portugal, España, Turquía, Australia, Sudáfrica, Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú, Venezuela, Israel, India, Indonesia, Corea, Malasia, Filipinas, Tailandia, Rusia, China, Ucrania, Hungría y Polonia. La muestra excluye *safe havens* dado que presentan una correlación positiva con distintas medidas de incertidumbre global.

^{3/} Un mayor porcentaje refleja potencial menor exposición a descalces cambiarios (en ausencia de cobertura) y mayor resiliencia ante shocks externos, al permitir a los países financiarse externamente en su propia moneda.

CREACIÓN DE VARIABLES

Shocks.

Se definen como episodios de materialización de riesgo global (estrés financiero global o riesgo geopolítico) cuando el componente cíclico de los respectivos índices supera un umbral específico. El umbral se define como 1.65 desviaciones estándar para el panel y 1 desviación estándar para el ejercicio de alta frecuencia. En ambos casos, nos enfocamos únicamente en el impulso inicial. En otras palabras, consideramos solo el primer período en que la serie cruza el umbral.^{4/} Para el panel, el índice de estrés financiero (FSI) se mensualiza como promedio del mes.

En el caso de panel, cuya frecuencia de análisis es mensual, la metodología descrita anteriormente arroja un total de 3 impulsos iniciales para el estrés financiero y 6 para el riesgo geopolítico durante el período de 1999m1-2024m9 (Gráficos A2 y A3). En el ejercicio para Chile, usamos información diaria para el período 01 de enero del 2000 - 23 de septiembre de 2025, identificando un total de 32 eventos (Gráfico A3).⁵

Medidas de profundidad financiera.

En el ejercicio de panel evaluamos la relevancia de distintas medidas de profundidad del mercado de capitales: (i) el FMD construido por el FMI, (ii) el nivel de los activos de Inversores Institucionales como porcentaje del PIB (*//*), (iii) el porcentaje de la deuda externa denominada en moneda local (LLCB) y, (iv) porcentaje que representa los inversionistas institucionales en el total de financiamiento al sector corporativo (*// share*).

En particular, en el análisis de panel, evaluamos la significancia de *dummies* que capturan el nivel de profundidad del mercado de capitales (*alto* correspondiente aquellas economías cuyo indicador de profundidad supera el percentil 75 de la muestra completa y *bajo* si es menor al percentil 25 de la muestra completa (ver Tabla 1).

Tabla 1. Estadísticas descriptivas de las medidas de profundidad del mercado de capitales

Variable	Promedio	Min	Max	P25	P75
Índice de profundidad de mercado financiero (log)	3.74	1.56	4.61	3.28	4.29
Activos de inversionistas institucionales (%PIB)	91.59	4.07	381.98	28.24	123.49
Participación de pasivos de deuda externa en moneda local (%)	31	0.1	94	12	41
Participación del sector no bancario en activos financieros totales (%)	40.46	2.29	80.05	25.16	56.15

Fuente: Elaboración propia en base a información del FMI y Banco Central de Chile.

Para el ejercicio de alta frecuencia se identifican ventanas de profundidad efectiva utilizando como *proxies* los montos transados en el mercado secundario de renta fija en UF. En particular, estimamos la tendencia de estos montos transados (en logaritmo) para estimar su componente cíclico y definir como baja profundidad cuando este es negativo, y alta profundidad cuando es positivo. En la práctica, para la implementación de esta metodología, hacemos los siguientes supuestos: (i) tratamos el año 2020 como una sub-muestra separada que captura el impacto durante la pandemia, y que no incluimos como resultado relevante para esta minuta, y (ii) el período previo a 23 de agosto de 2011 se utiliza como el período base de comparación.

⁴ El componente cíclico se obtiene mediante un filtro de Hodrick-Prescott y se normaliza por su desviación estándar para comparar con $S_{critico} = \sigma$. (Bloom, 2009; Carrière-Swallow y Céspedes, 2013). La equivalencia de parámetros se calcula como $\lambda_p = 1600 \cdot \left(\frac{p_{anual}}{4}\right)^4$, para $p \in$ diario, mensual; $p_{mensual} \Rightarrow p_{anual} = 12$.

⁵ Al ser una serie diaria utilizamos un $S_{critico} = \sigma$ y, en consecuencia, evaluamos el impacto de shocks moderados.

METODOLOGÍA

Para evaluar el impacto de shocks globales sobre condiciones financieras locales utilizamos, en ambos ejercicios, proyecciones locales (Jordá, 2005). Se emplean errores estándares robustos a heterocedasticidad, autocorrelación y dependencia cruzada entre horizontes (Driscoll-Kraay, 1998).

Ejercicio de panel

Se evalúan los efectos acumulados dentro de 12 meses del shock global sobre el retorno de bonos soberanos a 10 años, interactuado con una *dummy* que captura un nivel alto de profundidad del mercado de capitales y una *dummy* para aquellas economías que se encuentran en la parte baja de la distribución de profundidad de mercados (ver Tabla 1).

La variable dependiente se define como la diferencia acumulada al horizonte h :

$$Y_{t,h,c} = Y_{t+h,c} - Y_{t-1,c}$$

Donde $Y_{t+h,c}$ corresponde al retorno del bono soberano a 10 años en el horizonte $h \in [0,12]$, para el país c , y $Y_{t,h,c}$ representa la diferencia acumulada al periodo $t+h$ respecto del periodo en $t-1$.

Definiendo, SFG_t para denotar el shock financiero global descrito más arriba, INT_t^A e INT_t^B a la interacción de dicha variable por la *dummy* que denota alto (A) y bajo (B) nivel de profundidad, la regresión de interés es:

$$Y_{t,h,c} = \alpha_1^h SFG_t + \alpha_2^h INT_t^A + \alpha_3^h INT_t^B + \Omega' \Gamma_{t,h,c} + u_{t,h}$$

Donde $\Gamma_{t,h,c}$ es un vector de controles compuesto por una constante, rezagos de la variable dependiente y del shock financiero global SFG, tendencia, los rezagos de los indicadores de profundidad de mercados, otros shocks globales (shocks de política monetaria y riesgo geopolítico), y otros controles *push/pull* comúnmente usadas en la literatura. Los coeficientes de interés, reportados más abajo son $\alpha_1^h + \alpha_2^h$ para cada horizonte en el caso de alta profundidad de mercado, y $\alpha_1^h + \alpha_3^h$ en el caso de baja profundidad de mercado.

Ejercicio de alta frecuencia

El ejercicio de alta frecuencia para Chile estima el impacto acumulado dentro de un horizonte de 10 días de shocks globales sobre variables financieras locales cuando la profundidad del mercado de capitales se encuentra en niveles altos o bajos. La variable dependiente se define como la diferencia acumulada por horizonte:

$$Y_{t,h}^k = Y_{t+h}^k - Y_{t-1}^k$$

Donde $Y_{t,h}^k$ corresponde a distintas variables financieras dependiente k de interés, en el horizonte $h \in [0,10]$, e Y_{t+h}^k representa el nivel de la variable k en $t+h$.

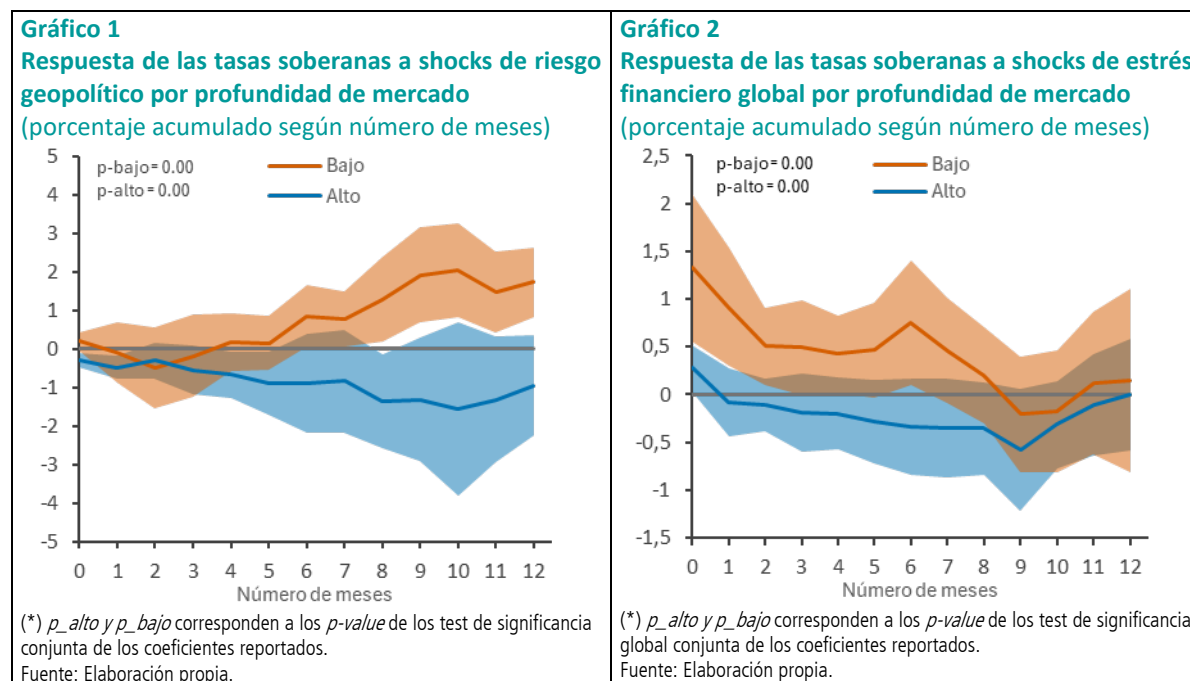
Definiendo, FSI_t para denotar el shock derivado *del Financial Stress Index* descrito más arriba, $INTC_t^A$ e $INTC_t^B$ a la interacción de dicha variable por la *dummy* que denota alto (A) y bajo (B) nivel de profundidad utilizando el componente cíclico de los montos transados en el mercado de renta fija,

$$Y_{t,h} = \alpha_1^h FSI_t + \alpha_2^h INTC_t^A + \alpha_3^h INTC_t^B + \Omega' \Gamma_{h,t} + u_{t,h}$$

Donde $\Gamma_{h,t}$ es un vector de controles compuesto por una constante y rezagos del shock derivado del *FSI*. Los coeficientes de interés son en este caso, $\alpha_1^h + \alpha_2^h$ para periodos de alta profundidad y $\alpha_1^h + \alpha_3^h$ para periodos de baja profundidad.

RESULTADOS

El ejercicio de panel muestra que, tanto para los shocks geopolíticos como para los de estrés financiero global, el nivel de profundidad del mercado de capitales cumple una función amortiguadora. Si bien los efectos no se manifiestan de manera idéntica a lo largo de los distintos horizontes, se observa que una menor profundidad del mercado de capitales amplifica el efecto acumulado del shock, mientras que una mayor profundidad puede incluso desempeñar un rol mitigador sobre las tasas de retorno a 10 años (Gráficos 1 y 2).



En cuanto a la dinámica temporal, los efectos de los shocks de estrés financiero global tienden a presentarse de forma casi inmediata, aunque se desvanecen después de seis meses. En contraste, los efectos del shock de riesgo geopolítico global emergen con cierto rezago y tienden a intensificarse gradualmente, mostrando una persistencia relativamente mayor que la observada para los shocks de estrés financiero global.

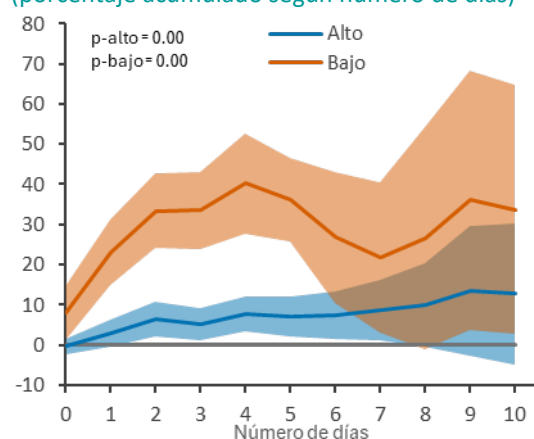
En términos de magnitud, se aprecian diferencias entre shocks y, además, entre niveles de profundidad. En el shock geopolítico, un nivel bajo de profundidad implica un aumento de alrededor de 2.0 puntos base, mientras que el nivel alto está asociado a una disminución máxima de 1.6 puntos base. En cuanto al estrés financiero global, un nivel bajo de profundidad se asocia a un aumento máximo cercano a 1.3 puntos base, mientras que en el nivel alto implica una disminución máxima cercana a 0.6 puntos base para la tasa de retorno a 10 años.

El ejercicio para Chile muestra que, tanto para el tipo de cambio nominal (Gráfico 3) como para el índice de estrés financiero soberano local (Gráfico 4), el efecto de un shock de estrés financiero global se comporta de forma similar, cualitativamente, dependiendo del nivel de profundidad del mercado de capitales al momento de realización del shock. En ambas variables se observa que un bajo nivel de profundidad amplifica el shock externo, en comparación con el nivel alto de profundidad, que puede incluso desempeñar un rol mitigador (Gráfico 4).

Gráfico 3

Respuesta del tipo de cambio nominal a shock de estrés financiero global (*)

(porcentaje acumulado según número de días)



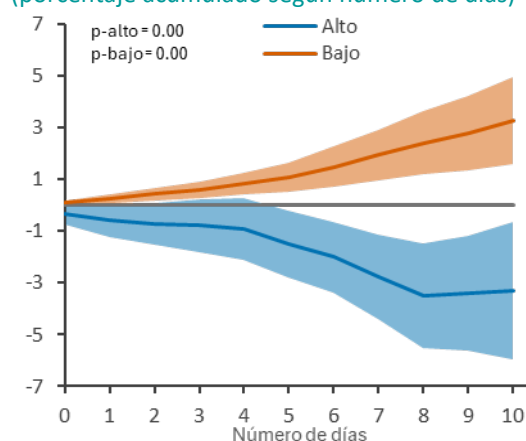
(*) Shock estrés financiero global corresponde al *Financial Stress Index* (FSI) elaborado por la Oficina de Investigación Financiera de Estados Unidos. p_alto y p_bajo corresponden a los p-value de los test de significancia conjunta de los coeficientes reportados.

Fuente: Elaboración propia

Gráfico 4

Respuesta del estrés soberano local a shock de estrés financiero global (*)

(porcentaje acumulado según número de días)



(*) Shock estrés financiero global corresponde al *Financial Stress Index* (FSI) elaborado por la Oficina de Investigación Financiera de Estados Unidos. p_alto y p_bajo corresponden a los p-value de los test de significancia conjunta de los coeficientes reportados.

Fuente: Elaboración propia

En cuanto a la dinámica temporal, el efecto del shock de estrés financiero global se presenta casi de forma inmediata sobre el tipo de cambio nominal (Gráfico 3) y muestra una persistencia elevada en el tiempo. De manera similar, aunque con cierto rezago, el efecto sobre el índice de estrés soberano local se manifiesta de forma gradual y también resulta persistente.

En términos de magnitud, se aprecia una diferencia clara entre los niveles de profundidad. En el caso del tipo de cambio nominal, el nivel alto de profundidad se asocia a un aumento máximo cercano a 10 pesos por dólar, mientras que en el nivel bajo el incremento alcanza aproximadamente 40 pesos. En cuanto al índice de estrés soberano local, el efecto correspondiente al nivel alto de profundidad implica una disminución máxima de alrededor de 4 puntos porcentuales, mientras que en el nivel bajo se observa un aumento máximo cercano a 4 puntos porcentuales.

El mismo análisis se realiza para otras variables financieras locales como: tasas *onshore*, retornos IGPA, spreads corporativos, estrés de tipo de cambio local y EMBI. Los resultados en términos de magnitud y persistencia varían dependiendo de la variable analizada, pero en general la conclusión sobre dirección y contraste por niveles de profundidad del mercado de capitales se sostienen.

CONCLUSIÓN

El mercado de capitales cumple un rol fundamental en la mitigación o amplificación de shocks externos. Esta nota construye evidencia internacional en un ejercicio de panel para tasas de retorno de bonos soberanos a 10 años, y muestra que, ante un shock externo, el nivel de profundidad del mercado de capitales influye en la magnitud y dirección de los efectos sobre la economía. En particular, un mercado de capitales más profundo tiende a mitigar el impacto de los shocks.

Asimismo, los resultados del ejercicio realizado para Chile indican que una baja profundidad del mercado de capitales puede exacerbar los efectos de shocks externos sobre variables financieras locales, como el tipo de cambio nominal o el índice de estrés financiero soberano local.

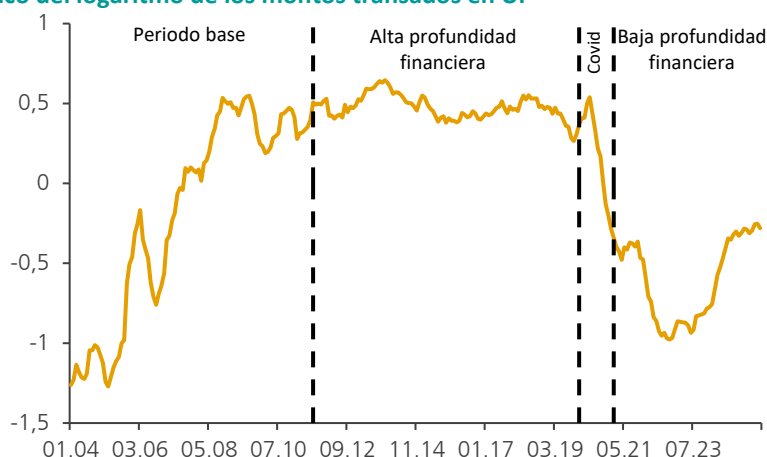
REFERENCIAS

- Arslanalp, S., & Tsuda, T. (2015). Emerging Market Portfolio Flows: The Role of Benchmark-Driven Investors. *IMF Working Papers*. Obtenido de <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Emerging-Market-Portfolio-Flows-The-Role-of-Benchmark-Driven-Investors-43465>
- Benetrix, A., Gautam, D., Juvenal, L., & Schmitz, M. (2019). Cross-Border Currency Exposures. *IMF Working Papers*. Obtenido de <https://www.imf.org/en/publications/wp/issues/2019/12/27/cross-border-currency-exposures-48876>
- BIS. (2025). *Annual Economic Report 2025*. Obtenido de <https://www.bis.org/publ/arpdf/ar2025e.htm>
- Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, 77(3). doi: <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Broner, F., Didier, T., Erce, A., & Schmukler, S. (2013). Gross capital flows: Dynamics and crises. *Journal of Monetary Economics*, 60.
- Burger, J., Warnock, F., & Caddac Warnock, V. (2025). *Benchmarking Portfolio Flows*. NBER Working Paper No. w24761. Obtenido de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3206415
- Caldara, D., & Iacoviello, M. (2022). Measuring Geopolitical Risk. *American Economic Review*, 112(4). Obtenido de <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20191823>
- Cerutti, E., & Claessens, S. (2024). The Global Financial Cycle: Quantities versus Prices. *IMF Working Papers*. Obtenido de <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2024/07/19/The-Global-Financial-Cycle-Quantities-versus-Prices-552069>
- Céspedes, L., & Carrière-Swallow, Y. (2013). The impact of uncertainty shocks in emerging economies. *Journal of International Economics*, 90(2).
- Fernández, A., & Vicondoa, A. (2023). Capital Flows to Emerging Markets: Disentangling Quantities from Prices. *IMF Working Paper*. Obtenido de https://www.imfconnect.org/content/dam/imf/Spring-Annual%20Meetings/SM23/Public/Publications/Fernandez_Vicondoa_Capital_Flows_4_4_2023_AnalyticalCorner_IMF.pdf
- Frisch, R., & Waugh, F. (1993). Partial Time Regressions as Compared with Individual Trends. *Econometrica*, 1(4). doi:<https://doi.org/10.2307/1907330>
- Jordà, Ò. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, 95(1). Obtenido de <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/0002828053828518>
- Kraay, A., & Driscoll, J. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Data. *Review of Economics and Statistics*, 80. doi:<https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Lovell, M. (2012). Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 58(304). doi: <https://doi.org/10.1080/01621459.1963.10480682>
- Miranda-Agrippino, S., & Rey, H. (2020). U.S. Monetary Policy and the Global Financial Cycle. *The Review of Economic Studies*, 87(6). Obtenido de <https://academic.oup.com/restud/article/87/6/2754/5834728>

- Montañez-Enríquez, R., Matias, O., & Ramos-Francia, M. (2024). Untangling the finance-growth nexus: The dual role of financial development in the transmission of shocks. *Emerging Markets Review*.
Obtenido de <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1566014124000876>
- Office of Financial Research *OFR Financial Stress Index*. . Obtenido de
<https://www.financialresearch.gov/financial-stress-index/> (accessed Mon. Nov. 10, 2025).
- Rey, H. (2025). *Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence*. NBER Working Paper No. w21162. Obtenido de
https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2607352
- Sahay, R., Čihák, M., N'Diaye, P., Barajas, A., Mitra, S., Kyobe, A., . . . Reza Yousefi, S. (2015). *Financial Inclusion: Can It Meet Multiple Macroeconomic Goals?* IMF Staff Discussion Note. Obtenido de
<https://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2015/sdn1517.pdf>
- Sviryzdenka, K. (2016). *Introducing a New Broad-based Index of Financial Development*. IMF Working Papers. Obtenido de <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2016/wp1605.pdf>

ANEXO

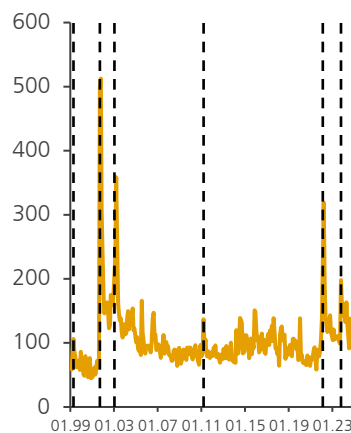
Gráfico A1: Montos transados en el mercado de renta fija
Componente cíclico del logaritmo de los montos transados en UF



(*) Los montos transados corresponden a la suma de los bonos soberanos, bancarios y corporativos en pesos y UF, expresados en UF. Para el filtro de Hodrick-Prescott se utiliza $\lambda = 400000$ trimestral.

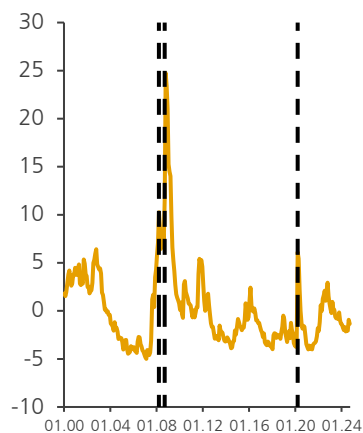
Fuente: Elaboración propia en base a información del Banco Central de Chile.

Gráfico A2: Shocks identificados en índice de riesgo geopolítico
Riesgo geopolítico, índice mensual (índice 2019 = 100)



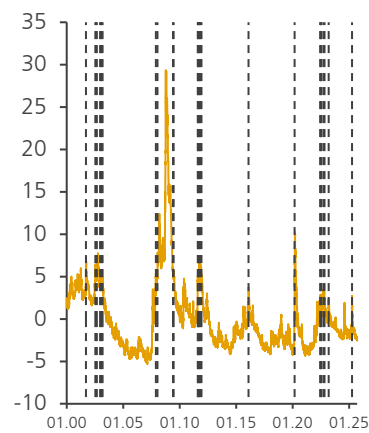
(*) Véase sección *Creación de variables*.
 Fuente: Elaboración propia en base a Caldara & Iacoviello (2022)

Gráfico A3: Shocks identificados en índice de stress financiero global
Stress financiero global, promedio mensual (Desv. Estándar del promedio histórico)



(*) Véase sección *Creación de variables*.
 Fuente: Elaboración propia en base a OFR Financial Stress Index.

Gráfico A4: Shocks identificados en índice de stress financiero global
Stress financiero global, diario (Desv. Estándar del promedio histórico)



(*) Véase sección *Creación de variables*.
 Fuente: Elaboración propia en base a OFR Financial Stress Index.