



Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
ICADE

El Riesgo Geopolítico como Determinante del Riesgo Soberano: Evidencia Causal mediante Variables Instrumentales

Autor: Blanca Siegrist Echeverría
Director: Peter Guenther Antoon Claeys

MADRID | Marzo 2026

Declaración de Uso de Herramientas de Inteligencia Artificial Generativa en Trabajos Fin de Grado

ADVERTENCIA: Desde la Universidad consideramos que ChatGPT u otras herramientas similares son herramientas muy útiles en la vida académica, aunque su uso queda siempre bajo la responsabilidad del alumno, puesto que las respuestas que proporciona pueden no ser veraces. En este sentido, NO está permitido su uso en la elaboración del Trabajo fin de Grado para generar código porque estas herramientas no son fiables en esa tarea. Aunque el código funcione, no hay garantías de que metodológicamente sea correcto, y es altamente probable que no lo sea.

Por la presente, yo, Blanca Siegrist Echeverría, estudiante del Grado de Administración y Dirección de Empresas de la Universidad Pontificia Comillas al presentar mi Trabajo Fin de Grado titulado " El Riesgo Geopolítico como Determinante del Riesgo Soberano: Evidencia Causal mediante Variables Instrumentales", declaro que he utilizado la herramienta de Inteligencia Artificial Generativa ChatGPT u otras similares de IAG de código sólo en el contexto de las actividades descritas a continuación:

1. **Crítico:** Para encontrar contra-argumentos a una tesis específica que pretendo defender.
2. **Referencias:** Usado conjuntamente con otras herramientas, como Science, para identificar referencias preliminares que luego he contrastado y validado.
3. **Interpretador de código:** Para realizar análisis de datos preliminares.
4. **Corrector de estilo literario y de lenguaje:** Para mejorar la calidad lingüística y estilística del texto.
5. **Sintetizador y divulgador de libros complicados:** Para resumir y comprender literatura compleja.
6. **Revisor:** Para recibir sugerencias sobre cómo mejorar y perfeccionar el trabajo con diferentes niveles de exigencia.
7. **Traductor:** Para traducir textos de un lenguaje a otro.

Afirmo que toda la información y contenido presentados en este trabajo son producto de mi investigación y esfuerzo individual, excepto donde se ha indicado lo contrario y se han dado los créditos correspondientes (he incluido las referencias adecuadas en el TFG y he explicitado para que se ha usado ChatGPT u otras herramientas similares). Soy consciente de las implicaciones académicas y éticas de presentar un trabajo no original y acepto las consecuencias de cualquier violación a esta declaración.

Fecha: 23 marzo 2026

Firma: Blanca Siegrist

EL RIESGO GEOPOLÍTICO COMO DETERMINANTE DEL RIESGO SOBERANO: EVIDENCIA CAUSAL MEDIANTE VARIABLES INSTRUMENTALES

Autor: Blanca Siegrist Echeverría

Director: Peter Guenther Antoon Claeys

RESUMEN

La presente tesis examina el efecto causal del riesgo geopolítico sobre los spreads de los Credit Default Swaps soberanos de China, Estados Unidos y la Unión Europea, continuando la línea de investigación de Claeys y Aramburu (2024) e introduciendo como aportación central una estrategia de identificación mediante variables instrumentales. Aplicando el test de Oster y el estimador 2SLS con inferencia robusta a instrumentos débiles a través del test CLR de Moreira, se muestra que las estimaciones OLS de Claeys y Aramburu (2024) están sesgadas de forma sistemática. Una vez corregida la endogeneidad, el efecto causal del riesgo geopolítico sobre los spreads CDS tiende a ser positivo o no identificable, en contraste con el efecto negativo documentado en las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios. Este hallazgo sugiere que la correlación negativa observada previamente refleja en parte la correlación del riesgo geopolítico con el ciclo financiero global antes que un efecto causal directo, aunque esta interpretación debe tratarse como hipótesis plausible y no como conclusión demostrada. La identificación causal se logra para China y Estados Unidos en datos diarios, pero no para la Unión Europea.

- **Palabras clave:** riesgo geopolítico, riesgo soberano, credit default swaps, variables instrumentales, endogeneidad, mercados financieros
- **Códigos JEL:** F51 · G15 · C26 · H63

Introducción

En un contexto de creciente tensión geopolítica entre las grandes potencias, comprender el efecto del riesgo geopolítico sobre los mercados financieros soberanos se ha convertido en una cuestión de relevancia tanto académica como práctica. El marco teórico del trabajo descansa en el modelo de negociación de deuda soberana de tres jugadores de Claeys, Aramburu y Gómez-Bengoechea (2024), que predice que la integración financiera multilateral entre las grandes economías amplifica la transmisión del riesgo geopolítico a los mercados de

deuda soberana. Mientras que en una relación bilateral la integración financiera actúa como freno al conflicto, la presencia de un tercer jugador y la posibilidad de coaliciones y compensaciones puede hacer el conflicto más probable en equilibrio, con consecuencias directas sobre la percepción de riesgo soberano.

La literatura previa ha documentado que el riesgo geopolítico reduce los spreads CDS de las economías avanzadas, interpretando este efecto como evidencia del estatus de activo refugio de su deuda soberana- Claeys y Aramburu (2024) encuentra este patrón para las tres economías estudiadas, en línea con Intiaz et al. (2023) para los bancos sistémicamente importantes. Sin embargo, esta correlación negativa puede ser artificial si el riesgo geopolítico está correlacionado con el ciclo financiero global, que como argumenta Rey (2015, 2020, 2022) es el principal determinante de las primas de riesgo internacionales. Corregir este sesgo es la motivación central de la tesis.

Metodología

El análisis empírico emplea los índices GPR de Caldara e Iacoviello (2022) y los índices geopolíticos regionales del BBVA (Ortiz et al., 2023) como medidas alternativas de riesgo geopolítico, y los spreads CDS soberanos a cinco años obtenidos de Bloomberg como proxy del riesgo soberano percibido, sobre datos diarios que cubren el período diciembre 2012 — diciembre 2023.

La estrategia empírica consta de dos etapas. En primer lugar, se aplica el test de Oster para evaluar la robustez de las estimaciones OLS de Claeys y Aramburu (2024) ante la omisión de variables no observables. En segundo lugar, se estiman regresiones de variables instrumentales mediante 2SLS, instrumentando cada índice geopolítico con retardos L2–L4 de la fuente alternativa, en dos bloques: en el primero, el índice GPR global se instrumenta con retardos de los índices BBVA regionales; en el segundo, los índices BBVA regionales se instrumentan con retardos del GPR global. Dado que los instrumentos presentan fortaleza moderada en varias especificaciones, la inferencia descansa sobre el test CLR de Moreira, robusto a instrumentos débiles, en lugar del estadístico de Wald estándar.

Resultados

Los resultados del test de Oster confirman que las estimaciones OLS de Claeys y Aramburu (2024) son sensibles a la omisión de variables no observables en todas las especificaciones analizadas, con estadísticos delta que no superan la unidad en ninguna

especificación diaria, siendo negativo en el caso de Estados Unidos con el índice GPR, lo que refleja una dinámica de selección cualitativamente distinta. Los intervalos de Oster cruzan el cero para China y la Unión Europea, añadiendo evidencia adicional sobre la fragilidad del signo estimado y validando la necesidad de una estrategia de identificación causal.

La estrategia IV logra identificación causal en cuatro de las seis especificaciones diarias, siempre sobre China y Estados Unidos. Para la Unión Europea el test CLR no detecta efecto causal identificable en ningún bloque. En todas las especificaciones donde se logra identificación, los coeficientes IV difieren sustancialmente de los OLS: en los casos de China y Estados Unidos en el Bloque 1 el coeficiente cambia de signo, y en los otros dos es considerablemente mayor en valor absoluto. Una vez corregido el sesgo, el efecto causal del riesgo geopolítico sobre el riesgo soberano tiende a ser positivo o no identificable, lo que es más coherente con los mecanismos de transmisión descritos en el marco teórico que el efecto negativo documentado por Claeys y Aramburu (2024). Los índices regionales del BBVA muestran mayor poder explicativo que el GPR global para China, confirmando parcialmente que la dimensión regional del riesgo geopolítico importa de forma heterogénea entre economías.

ÍNDICE

Capítulo 1: Introducción y Objetivos de la Tesis	8
1.1. Motivación	9
1.2. Objetivos de la Tesis	10
1.3. Preguntas de Investigación e Hipótesis	10
1.4. Estructura del trabajo	12
1.5. Recursos	12
Capítulo 2 – Marco Teórico	13
Capítulo 3 – Diseño de la Investigación y Metodología	17
3.1. Bases de Datos y Variables	17
3.2. Técnicas Econométricas Empleadas	18
3.2.1. Test de Oster: Evaluación de la Robustez de las Estimaciones OLS.....	18
3.2.2. Regresiones de variables instrumentales: estrategia de identificación.....	19
3.2.3. Inferencia robusta a instrumentos débiles mediante el test CLR de Moreira...	20
3.3. Limitaciones del diseño metodológico.....	21
Capítulo 4 – Análisis Empírico	22
4.1. Regresiones OLS y Test de Oster	22
4.1.1. Datos diarios.....	22
4.1.2. Datos mensuales.....	25
4.2. Estimaciones por variables instrumentales	25
4.2.1. Datos diarios.....	25
4.2.2. Datos mensuales.....	29
4.3. Comparación entre estimaciones de Regresiones por Mínimos Cuadrados vs. Regresiones Instrumentales	30
Capítulo 5 – Discusión de Resultados.....	31
Capítulo 6 – Conclusiones y Futuras Líneas de Investigación.....	34
Bibliografía.....	36
Anexo A – Estimaciones OLS en datos mensuales.....	38
Anexo B – Estimaciones IV en datos mensuales	40
Anexo C – Código STATA.....	42

LISTA DE TABLAS

Tabla 1. Modelo de regresión lineal: efecto del Índice GPR en el CDS, N=2,651 (diario).....	22
Tabla 2. Modelo de regresión lineal: efecto del Índice Geopolítico de BBVA en el CDS, N=1,701 (diario).....	24
Tabla 3. Primera etapa IV — Bloque 1 (GPR global endógeno), datos diarios.....	26
Tabla 4. Segunda etapa IV y test CLR — Bloque 1 (GPR global endógeno), datos diarios ...	27
Tabla 5. Primera etapa IV — Bloque 2 (BBVA regional endógeno), datos diarios	28
Tabla 6. Segunda etapa IV y test CLR — Bloque 2 (BBVA regional endógeno), datos diarios	28
Tabla 7. Comparación entre las estimaciones Reg. e IV (diario).....	30
Tabla 8. OLS mensual — Índices GPR por países sin EPU (N=133)	38
Tabla 9. OLS mensual — Índices GPR por países con EPU (N=133)	38
Tabla 10. OLS mensual — Índices BBVA regionales con EPU (N=84).....	39
Tabla 11. IV mensual — Índices GPR por países sin EPU (N=132).....	40
Tabla 12. IV mensual — Índices GPR por países con EPU (N=132).....	40
Tabla 13. IV mensual — Índices BBVA regionales con EPU (N=84)	41

CAPÍTULO 1: INTRODUCCIÓN Y OBJETIVOS DE LA TESIS

Durante gran parte de las últimas décadas, la globalización económica ha estado asociada con la idea de que una mayor interdependencia entre países puede reducir la probabilidad de conflictos y favorecer la estabilidad del sistema internacional. Mientras que los enfoques clásicos de relaciones internacionales destacaban los incentivos a la cooperación generados por la interdependencia económica, estudios recientes muestran que estas mismas redes comerciales y financieras pueden convertirse en canales de influencia y presión estratégica entre estados (Farrell & Newman, 2019). Al mismo tiempo, evidencias cuantitativas recientes indican que aumentos en el riesgo geopolítico se traducen en impactos medibles sobre la actividad económica y la volatilidad de los mercados, lo que demuestra que las tensiones internacionales pueden afectar directamente a la economía global (Caldara & Iacoviello, 2022) (Beckmann, 2023)

La última década ha estado marcada por shocks globales que evidencian hasta qué punto los sistemas económicos permanecen expuestos a dinámicas geopolíticas. Episodios como la pandemia de COVID-19 han evidenciado la vulnerabilidad de las cadenas de suministro globales y la exposición de la actividad económica a shocks externos (Baldwin & Freeman, 2022). De manera complementaria, la literatura muestra que las redes comerciales y financieras pueden actuar como canales de presión política entre estados, amplificando las tensiones internacionales (Farrell & Newman, 2019). En línea con lo anterior, los avances empíricos en la cuantificación del riesgo geopolítico han permitido documentar que aumentos en medidas como el índice de riesgo geopolítico tienden a anticipar caídas en inversión, empleo y otros indicadores de actividad, así como un mayor riesgo económico general (Caldara & Iacoviello, 2022).

En este contexto, los mercados financieros se han convertido en espacios particularmente sensibles a la incertidumbre internacional. La elevada interconexión entre economías y sistemas financieros implica que shocks geopolíticos pueden propagarse con rapidez, afectando a expectativas de los inversores y a diversas métricas de riesgo financiero de manera sistemática en múltiples clases de activos incluso antes de que se materialicen cambios fundamentales en los datos macroeconómicos.

A partir de estos antecedentes surgen varias preguntas fundamentales: ¿hasta qué punto los episodios de tensión geopolítica se reflejan sistemáticamente en la percepción de riesgo

soberano en los mercados financieros? ¿Reaccionan de manera homogénea economías tan distintas como China, Estados Unidos y la Unión Europea ante el mismo shock geopolítico? Claeys y Aramburu (2024) comenzó a explorar estas cuestiones empíricamente, documentando la relación entre distintos índices de riesgo geopolítico y los spreads CDS soberanos de estas tres economías. El presente trabajo continúa esa línea de investigación, yendo un paso más allá: en lugar de limitarse a describir la correlación observada, se busca determinar si existe un efecto genuinamente causal del riesgo geopolítico sobre el riesgo soberano, y si dicho efecto difiere entre economías con estructuras financieras e inserción geopolítica tan distintas.

- Alineación con los ODS: 8 (Trabajo decente y crecimiento económico), 10 (Reducción de las desigualdades), 16 (Paz, justicia e instituciones sólidas)
- Palabras clave: riesgo geopolítico, riesgo soberano, credit default swaps, variables instrumentales, endogeneidad, mercados financieros
- Códigos JEL: F51 · G15 · C26 · H63

1.1. MOTIVACIÓN

La motivación de este trabajo surge de la observación de que, en la actualidad, resulta difícil analizar la economía sin considerar la influencia de la geopolítica. Recientemente, tensiones comerciales, la presión sobre Venezuela y la escalada en Oriente Medio han evidenciado que decisiones políticas concretas pueden provocar movimientos significativos en precios, expectativas y flujos financieros de manera casi inmediata. Por ejemplo, la reacción de los mercados ante la crisis con Irán, con variaciones bruscas en el precio del petróleo y en la renta variable ante señales de desescalada o nuevas amenazas, ejemplifica hasta qué punto la incertidumbre geopolítica se integra en la dinámica económica global. Considero interesante analizar estos flujos desde un punto de vista académico y estudiar si estos movimientos de los mercados son simplemente ruido de corto plazo o si reflejan una incorporación sistemática del riesgo geopolítico en la valoración financiera.

Asimismo, este trabajo representa una oportunidad para integrar mi formación en Ingeniería y en Administración y Dirección de Empresas. La formación en ingeniería proporciona un enfoque analítico y estructurado para el tratamiento de datos, mientras que la formación en ADE motiva mi interés por la comprensión de los mercados financieros y de la economía internacional. Este proyecto me permite combinar ambas perspectivas para estudiar un tema de gran relevancia en el contexto actual.

1.2. OBJETIVOS DE LA TESIS

Este trabajo tiene como objetivo general ampliar y profundizar el análisis empírico desarrollado por Claeys y Aramburu (2024) sobre el efecto del riesgo geopolítico en los spreads CDS de China, Estados Unidos y la Unión Europea, incorporando una estrategia de identificación causal basada en variables instrumentales (IV) que permita superar las limitaciones de las estimaciones OLS previas.

De este objetivo general se derivan los siguientes objetivos específicos:

- Implementar una estrategia de identificación causal mediante variables instrumentales para estimar el efecto del riesgo geopolítico sobre los spreads CDS, diferenciando entre el índice GPR global y los índices geopolíticos regionales del BBVA.
- Validar la robustez de las estimaciones OLS de Claeys y Aramburu (2024) mediante el test de Oster, que evalúa en qué medida los coeficientes OLS son sensibles a la presencia de variables omitidas no observables, y que proporciona así una justificación adicional para el uso de la estrategia instrumental.
- Evaluar la fortaleza de los instrumentos empleados mediante el estadístico F de la primera etapa y aplicar el test de Moreira (CLR), robusto a instrumentos débiles, como estadístico de inferencia principal en las regresiones IV, siguiendo las recomendaciones metodológicas más recientes de la literatura econométrica.
- Comparar los resultados IV con las estimaciones OLS previas para identificar la dirección y magnitud del sesgo de endogeneidad, y extraer conclusiones sobre la relación causal entre riesgo geopolítico y riesgo soberano en las tres economías analizadas.
- Analizar críticamente las limitaciones de la investigación y de los resultados obtenidos, con el fin de proponer mejoras metodológicas, ajustes en los datos o enfoques alternativos que orienten investigaciones futuras y aumenten la solidez y aplicabilidad de los hallazgos.

1.3. PREGUNTAS DE INVESTIGACIÓN E HIPÓTESIS

El trabajo de Claeys y Aramburu (2024) documentó asociaciones estadísticamente significativas entre distintos índices de riesgo geopolítico y los spreads CDS soberanos de China, Estados Unidos y la Unión Europea. Sin embargo, la naturaleza correlacional de esas

estimaciones deja abierta una cuestión metodológica central: si los coeficientes OLS son fiables o están contaminados por variables omitidas y posibles relaciones de causalidad inversa. A partir de esa limitación, y apoyándose en la literatura existente, este trabajo plantea tres preguntas de investigación ordenadas de forma lógica y progresiva, y formula las respectivas hipótesis.

P1. ¿Son los coeficientes OLS obtenidos por Claeys y Aramburu (2024) sensibles a la presencia de variables omitidas no observables, y en qué medida esta sensibilidad varía entre economías y especificaciones?

H₀. Los coeficientes OLS de Claeys y Aramburu (2024) son sensibles a la omisión de variables no observables con valores del estadístico delta de Oster inferiores a la unidad, lo que indica que las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios no son suficientemente robustas para inferir causalidad y motiva el uso de una estrategia de identificación instrumental.

P2. Una vez corregida la potencial endogeneidad mediante variables instrumentales, ¿existe un efecto causal del riesgo geopolítico global sobre los spreads CDS soberanos de China, Estados Unidos y la Unión Europea, y difiere dicho efecto entre estas tres economías?

H₀. El riesgo geopolítico tiene un efecto negativo sobre los spreads CDS de las economías avanzadas analizadas, coherente con el efecto refugio observado en Claeys y Aramburu (2024): en periodos de tensión, los inversores se desplazan hacia activos soberanos seguros, comprimiendo las primas de riesgo. Se espera que este efecto sea heterogéneo entre economías, siendo menos pronunciado en China dado su menor grado de integración financiera internacional.

P3. ¿Es el efecto causal identificado robusto a la elección del índice de riesgo geopolítico empleado, en particular cuando se sustituye el índice GPR global por los índices regionales del BBVA, que capturan una dimensión más específica y metodológicamente distinta del riesgo geopolítico?

H₀. El efecto causal del riesgo geopolítico sobre el riesgo soberano es robusto a la elección del índice empleado, aunque la magnitud puede variar según la dimensión del riesgo que cada índice captura. Los índices regionales del BBVA mostrarán mayor poder

explicativo para las economías a las que están referidos, al recoger tensiones geopolíticas de naturaleza más local que el GPR global.

1.4. ESTRUCTURA DEL TRABAJO

El presente trabajo se organiza en los siguientes capítulos. El Capítulo 2 presenta el marco teórico, revisando la literatura sobre la relación entre riesgo geopolítico y riesgo soberano, los mecanismos de transmisión propuestos y los fundamentos del modelo de tres jugadores de Claeys, Aramburu y Gómez-Bengoechea (2024) que subyace a esta línea de investigación. El Capítulo 3 describe el diseño de la investigación y la metodología empleada. El Capítulo 4 presenta el análisis empírico con los resultados detallados de las regresiones IV y los tests de robustez. El Capítulo 5 discute los resultados en relación con las hipótesis planteadas y los compara con los obtenidos por Claeys y Aramburu (2024). El Capítulo 6 recoge las conclusiones y las líneas futuras de investigación. Finalmente, se incluyen las referencias bibliográficas y los anexos con tablas de resultados complementarios.

1.5. RECURSOS

Para el desarrollo de esta tesis se consultaron bases de datos académicas internacionales y documentos de la biblioteca universitaria para la bibliografía, y se utilizó el software STATA para el análisis cuantitativo y la implementación de los modelos econométricos.

CAPÍTULO 2 – MARCO TEÓRICO

La relación entre integración financiera internacional y conflicto geopolítico ha recibido considerablemente menos atención en la literatura que su equivalente comercial. Desde Montesquieu y Kant, y con confirmación empírica reciente de Kimbrough et al. (2020), existe un amplio consenso en que el comercio bilateral reduce los incentivos para el conflicto (Kimbrough, 2020). Sin embargo, Martin et al. (2008) matizan esta conclusión al demostrar que, en un contexto de comercio multilateral, la dependencia de cualquier país concreto disminuye y con ella el coste de entrar en conflicto con él, de modo que una mayor integración comercial multilateral puede paradójicamente hacer la guerra más probable (Martin, 2008).

Precisamente esta lógica es la que Claeys, Aramburu y Gómez-Bengoechea (2024) trasladan al ámbito financiero en el marco teórico que subyace al presente trabajo (Claeys, 2024). Desarrollando un modelo de tres jugadores en el que los países financian su consumo mediante emisión de deuda soberana doméstica e internacional, los autores muestran que los vínculos de deuda mutua entre las grandes economías crean interdependencias que alteran los incentivos para el conflicto geopolítico. En una relación bilateral, la integración financiera actúa como freno al conflicto: si dos países se deben mutuamente, el coste de una guerra incluye la pérdida de los activos financieros que cada uno tiene en el otro. Sin embargo, con tres jugadores y posibilidad de coaliciones y compensaciones bilaterales, este efecto pacificador se invierte: los países pueden explotar las negociaciones multilaterales en su propio beneficio, haciendo el conflicto más probable en equilibrio. Este resultado justifica el estudio conjunto de Estados Unidos, la Unión Europea y China, y predice que las tensiones geopolíticas entre ellos deberían reflejarse en sus mercados de deuda soberana.

Para que esta transmisión ocurra en la práctica, la literatura identifica varios canales concretos. El primero es el canal de incertidumbre: Beckmann et al., utilizando medidas de riesgo geopolítico basadas en análisis de noticias, demuestran que las tensiones geopolíticas elevan la volatilidad esperada y la prima de riesgo exigida por los inversores, con efectos que se propagan a través de los mercados financieros internacionales (Beckmann, 2023). El segundo es el canal de riesgo de crédito: Paltalidis et al. muestran que el riesgo geopolítico tiene un impacto significativo y directo sobre el riesgo de crédito, operando a través del deterioro de las expectativas sobre la sostenibilidad fiscal de los países afectados y de la percepción de mayor probabilidad de default (Paltalidis, 2024). Afonso et al., en un análisis específico sobre los 27

estados miembros de la Unión Europea, confirman que el riesgo geopolítico influye sobre el riesgo soberano europeo, identificando vínculos especialmente relevantes con las regiones geográficamente más próximas o económicamente más integradas (Afonso, 2023).

Sin embargo, la dirección del efecto neto sobre las primas de riesgo soberano no es uniforme entre economías. Para las economías avanzadas más integradas en los mercados financieros internacionales opera un mecanismo que puede contrarrestar los canales anteriores: el efecto refugio. Imtiaz et al. documentan esta dualidad en el mercado de CDS bancarios, encontrando que el riesgo geopolítico reduce los spreads de los bancos sistémicamente importantes globales, en tanto que activos refugio, mientras que los eleva para el resto de entidades (Imtiaz, 2023). Extrapolando esta lógica al ámbito soberano, cabe esperar que la deuda de Estados Unidos y, en menor medida, la de la Unión Europea se comporte como activo refugio ante episodios de tensión geopolítica global, con el consiguiente efecto de compresión de sus primas de riesgo.

Esta posibilidad introduce una tensión interpretativa importante: la correlación negativa que puede observarse en los datos entre riesgo geopolítico y spreads CDS de las economías avanzadas podría no reflejar un efecto causal del riesgo geopolítico sino su correlación con el ciclo financiero global. Rey argumenta precisamente que las primas de riesgo en los mercados internacionales están determinadas fundamentalmente por la política monetaria americana y por el apetito global por el riesgo, y que los episodios de conflicto geopolítico no generan por sí solos perturbaciones significativas en los mercados de deuda (Rey, 2015) (Rey, 2022) (Rey, 2020). Desde esta perspectiva, el ciclo financiero global actuaría como factor de confusión en la estimación de la relación entre riesgo geopolítico y spreads CDS, sesgando los coeficientes de la regresión por mínimos cuadrados en una dirección que puede llegar a invertir el signo del efecto verdadero.

La heterogeneidad entre las tres economías estudiadas añade una dimensión adicional. Arnal examina específicamente la capacidad de China para desestabilizar la deuda pública americana, concluyendo que la principal amenaza para su sostenibilidad proviene de factores domésticos antes que de la acción china como acreedor externo (Arnal, 2025). Este resultado es coherente con el modelo de Claeys et al. (2024): los vínculos de deuda mutua entre ambas economías crean incentivos para la estabilidad financiera que limitan el alcance de las perturbaciones geopolíticas. China, por su parte, presenta una dinámica singular que la diferencia estructuralmente de las otras dos economías: su sistema financiero mantiene un grado

de integración con los mercados de capitales globales considerablemente menor que el americano o el europeo, el renminbi no tiene estatus de moneda refugio internacional, y las tensiones geopolíticas que le afectan tienen una naturaleza predominantemente bilateral con Estados Unidos. Estas características hacen que los índices geopolíticos globales puedan no capturar adecuadamente el riesgo relevante para los mercados de deuda soberana china, lo que justifica el uso complementario de índices regionales.

En cuanto a la medición del riesgo geopolítico, Caldara e Iacoviello desarrollan el índice GPR cuantificando la frecuencia de artículos en grandes medios internacionales que hacen referencia a tensiones geopolíticas, conflictos armados o amenazas de guerra, con disponibilidad diaria y por países (Caldara & Iacoviello, 2022). Este índice captura fundamentalmente la amplitud mediática del riesgo geopolítico. Ortiz, Rodrigo y Sicilia proponen desde el BBVA Research una alternativa construida mediante técnicas de procesamiento del lenguaje natural aplicadas a más de 150 fuentes periodísticas internacionales, que genera indicadores diferenciados por región y es más sensible a la intensidad semántica del discurso geopolítico (Ortiz, 2023). La diferencia conceptual entre ambos índices no es trivial: mientras el GPR global refleja el nivel general de tensión en el sistema internacional, los índices BBVA regionales capturan la intensidad de las tensiones específicas de cada área geográfica. Que ambos índices puedan dar señales distintas para una misma economía no es una inconsistencia sino información sobre qué dimensión del riesgo geopolítico importa para cada mercado de deuda soberana, y es precisamente lo que este trabajo explota en su diseño empírico.

Los spreads de los Credit Default Swaps soberanos a cinco años constituyen la variable dependiente estándar en este tipo de análisis. Su uso frente a los diferenciales de bonos soberanos se justifica por la mayor liquidez de los CDS, la disponibilidad de series diarias y el hecho de que capturan de forma más directa la percepción de riesgo de los inversores sin las distorsiones asociadas a la duración o la estructura de cupones de los bonos subyacentes. Para una descripción detallada de sus propiedades y limitaciones como medida del riesgo soberano percibido se remite al lector a Claeys y Aramburu (2024).

Finalmente, la estimación de esta relación mediante mínimos cuadrados ordinarios en Claeys et al. (2024) está sujeta a un problema de endogeneidad que invalida la interpretación causal de los coeficientes. El riesgo geopolítico no es exógeno a los mercados financieros: está correlacionado con el ciclo financiero global, con la aversión al riesgo de los inversores internacionales y con el estado general de la economía mundial, todos ellos determinantes

también de las primas de riesgo soberano. Ignorar esta correlación lleva a confundir el efecto causal del riesgo geopolítico con el efecto de los factores que lo acompañan. Murray ofrece una guía comprensiva sobre las consecuencias de este problema y sobre cómo la estrategia de variables instrumentales permite obtener estimaciones causales consistentes cuando se dispone de instrumentos válidos que satisfacen las condiciones de relevancia y exogeneidad (Murray, 2006). El presente trabajo trata de corregir la endogeneidad mediante la estrategia de identificación instrumental descrita en el próximo Capítulo 3.

CAPÍTULO 3 – DISEÑO DE LA INVESTIGACIÓN Y METODOLOGÍA

3.1. BASES DE DATOS Y VARIABLES

Este trabajo utiliza las bases de datos construidas y descritas en detalle por Claeys y Aramburu, a las que se remite al lector para una descripción exhaustiva de las fuentes, las transformaciones aplicadas y el análisis descriptivo de las variables (Aramburu & Claeys, 2024). A efectos de contextualización, se recuerda que el análisis empírico gira en torno a tres variables dependientes: los spreads de los Credit Default Swaps (CDS) soberanos a cinco años de China, Estados Unidos y la Unión Europea, obtenidos de Bloomberg; y dos medidas alternativas de riesgo geopolítico: el Índice de Riesgo Geopolítico global y por países (GPR) de Caldara e Iacoviello (2022), y el Índice Geopolítico del BBVA, basado en técnicas de procesamiento del lenguaje natural aplicadas a más de 150 fuentes periodísticas internacionales. Como variables de control se emplean los tipos de interés de las tres economías, los índices de volatilidad VIX y MOVE, y el diferencial de swap de divisas cruzadas a cinco años (CCBSS5y) como proxy del estrés de liquidez en los mercados de financiación.

Base de datos diaria

La principal novedad respecto al diseño de Claeys y Aramburu radica en la construcción de la muestra para las regresiones de variables instrumentales. La estrategia de identificación causal elegida se basa en instrumentar cada medida de riesgo geopolítico con los retardos de la medida alternativa: el índice GPR global se instrumenta con retardos de los índices regionales del BBVA, y viceversa. Esto requiere combinar la base de datos con el índice GPR de Caldara e Iacoviello y la base de datos con el índice de BBVA en una única base que contenga simultáneamente ambas fuentes de información. Sin embargo, dado que las dos bases de datos diarias no comparten el mismo conjunto de fechas (la base GPR cubre desde diciembre de 2012 hasta diciembre de 2023, mientras que la base BBVA tiene disponibilidad desde marzo de 2017), ha sido necesario trabajar con la intersección de fechas comunes entre ambas. El resultado es una base de datos diaria combinada de 1.701 observaciones, frente a las 2.651 disponibles en la base GPR completa utilizada por Claeys y Aramburu.

Esta reducción muestral tiene una implicación metodológica relevante que se aborda de forma explícita: los test de Oster sobre las regresiones OLS de Claeys y Aramburu se mantienen sobre la muestra completa para preservar la comparabilidad con ese trabajo previo, mientras

que las regresiones IV se estiman sobre la submuestra restringida. La diferencia de coeficientes entre ambas especificaciones no debe interpretarse como inconsistencia, sino como el reflejo combinado del sesgo de endogeneidad que la estrategia IV corrige y de la composición diferente de la muestra. En el análisis empírico se discute en qué medida cada uno de estos factores contribuye a las diferencias observadas.

Base de datos mensual

Para las regresiones instrumentales en frecuencia mensual se utiliza la base de datos mensual de Claeys y Aramburu, que cubre el periodo completo desde diciembre de 2012 hasta diciembre de 2023 con 133 observaciones. En este caso, los índices geopolíticos del BBVA se encuentran ya integrados en dicha base en frecuencia mensual contruidos tomando el primer valor de cada mes, siguiendo el criterio de Claeys y Aramburu (2024).

3.2. TÉCNICAS ECONÓMICAS EMPLEADAS

3.2.1. Test de Oster: Evaluación de la Robustez de las Estimaciones OLS

Como primer paso del análisis, se evalúa la robustez de las estimaciones OLS de Claeys y Aramburu ante la posible presencia de variables omitidas no observables mediante el test propuesto por Oster (Oster, 2019). Este test parte de la observación de que, cuando se añaden controles a una regresión, el coeficiente de la variable de interés y el R^2 cambian de forma relacionada. Si esa relación es sistemática, es posible extrapolar cuánto variaría el coeficiente si se pudieran incluir todas las variables omitidas relevantes.

Formalmente, el test se basa en la siguiente relación entre el coeficiente controlado $\hat{\beta}^*$, el coeficiente no controlado $\tilde{\beta}$, y sus correspondientes R^2 :

$$\delta = \frac{\hat{\beta}^* \cdot (R_{max} - \tilde{R}^2)}{\tilde{\beta} \cdot (R_{max} - \tilde{R}^2) - (\tilde{\beta} - \hat{\beta}^*) \cdot (R_{max} - \tilde{R}^2)} \quad (1)$$

donde $\tilde{\beta}$ y \tilde{R}^2 son el coeficiente y el R^2 de la regresión sin controles, $\hat{\beta}^*$ y \hat{R}^2 los de la regresión con controles, y R_{max} el R^2 máximo teórico, fijado convencionalmente en 1. El parámetro δ mide el grado de correlación entre las variables omitidas y la variable de interés, en relación con los controles observados, necesario para reducir el efecto estimado a cero. Un valor $\delta > 1$ indica que las variables no observadas tendrían que estar más fuertemente correlacionadas con la variable de interés que los controles incluidos para anular el efecto estimado, lo que se

interpreta como evidencia de robustez. Por el contrario, $\delta < 1$ sugieren que el resultado es más sensible a la omisión de variables relevantes.

Adicionalmente, el test produce un segundo estadístico, el coeficiente β^* , que estima el valor que tendría el coeficiente si las variables omitidas estuviesen igual de correlacionadas con el regresor que los controles observados. Conjuntamente, β y β^* forman un intervalo $[\beta^*, \beta]$ que permite evaluar si el signo del coeficiente se mantiene bajo distintos supuestos sobre la importancia de las variables no observadas: si ambos extremos del intervalo comparten el mismo signo, hay mayor confianza en la dirección del efecto; si cambian de signo, el resultado es frágil. Por convención, el intervalo se presenta ordenado de menor a mayor, con independencia de cuál de los dos extremos corresponda a β^* y cuál a β .

Conviene precisar que este intervalo no es un intervalo de confianza en el sentido estadístico tradicional y no informa sobre la significatividad del efecto estimado. Su función es exclusivamente evaluar la estabilidad del signo y la magnitud del posible sesgo por omisión de variables. El test se implementa mediante el comando *psacalc* en Stata.

3.2.2. Regresiones de variables instrumentales: estrategia de identificación

La técnica principal del trabajo es la estimación por variables instrumentales (IV), implementada mediante mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS) a través del comando *ivreg2* en Stata. El modelo estructural de interés puede escribirse como:

$$CDS_{it} = \alpha + \beta \cdot GeoRisk_{it} + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

donde CDS_{it} es el spread soberano del país i en el periodo t , $GeoRisk_{it}$ es la medida de riesgo geopolítico potencialmente endógena, X_{it} es el vector de variables de control, y ε_{it} es el término de error. Si $Cov(GeoRisk_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$, la estimación OLS de β es inconsistente y la estrategia IV es necesaria.

La estimación 2SLS se realiza en dos etapas. En la primera etapa se regresa la variable endógena sobre los instrumentos Z_{it} y los controles:

$$GeoRisk_{it} = \pi_0 + \pi_1 Z_{it} + \pi_2 X_{it} + v_{it} \quad (3)$$

En la segunda etapa se sustituye $GeoRisk_{it}$ por sus valores ajustados $\widehat{GeoRisk}_{it}$ de la primera etapa en la ecuación estructural, obteniendo un estimador consistente de β siempre que los instrumentos sean válidos.

La lógica de identificación en el análisis empírico de la base de datos diaria se articula en dos bloques. En el primer bloque, el índice GPR global se trata como variable endógena y se instrumenta con retardos de orden 2 a 4 de los índices geopolíticos regionales proporcionados por BBVA. En el segundo bloque, los índices regionales proporcionados por BBVA se tratan como variables endógenas y se instrumentan con retardos de orden 2 a 4 del índice GPR global. En datos mensuales se emplea únicamente el retardo de orden 1, por razones conceptuales relacionadas con la menor persistencia de las relaciones a esa frecuencia.

$$Cov(Z_{it}, GeoRisk_{it}) \neq 0 \quad (4)$$

$$Cov(Z_{it}, \varepsilon_{it}) = 0 \quad (5)$$

Un instrumento válido debe satisfacer dos condiciones: relevancia (4) y exogeneidad (5). La condición de relevancia se evalúa mediante el estadístico F de la primera etapa, tomando como referencia los valores críticos de Stock y Yogo (Stock, 2005). La condición de exogeneidad no es directamente testable en su totalidad, pero se evalúa parcialmente mediante el test de sobreidentificación de Sargan cuando el modelo está sobreidentificado, cuyo estadístico sigue una distribución χ^2 con grados de libertad iguales al número de restricciones de sobreidentificación.

3.2.3. Inferencia robusta a instrumentos débiles mediante el test CLR de Moreira

Cuando los instrumentos son débiles, los tests estándar basados en la distribución asintótica normal pueden producir inferencias incorrectas. Para abordar este problema se emplea el test de razón de verosimilitud condicional (CLR) propuesto por Moreira (Moreira, 2003), implementado mediante el comando *weakiv* en Stata. El estadístico CLR se construye condicionando en un estadístico suficiente para el parámetro de concentración, que recoge la fuerza de identificación de los instrumentos, de modo que su distribución bajo la hipótesis nula $H_0: \beta = \beta_0$ no depende del grado de debilidad de los instrumentos:

$$CLR = \frac{1}{2} \left[AR - S + \sqrt{(AR - S)^2 + 4 \cdot S \cdot K} \right] \quad (6)$$

donde AR es el estadístico de Anderson-Rubin, S es el estadístico de Stock-Wright, y K es el número de instrumentos excluidos.

A diferencia del test de Oster, que evalúa la sensibilidad de las estimaciones OLS ante la posible omisión de variables relevantes, el test CLR aborda un problema distinto relacionado

con la estimación por variables instrumentales: la debilidad potencial de los instrumentos. En presencia de instrumentos débiles, los tests estándar basados en el estadístico de Wald pueden producir inferencias incorrectas. El test de Moreira permite construir intervalos de confianza válidos para el coeficiente estructural incluso bajo identificación débil, proporcionando así una inferencia robusta sobre los valores del parámetro que son compatibles con los datos

3.3. LIMITACIONES DEL DISEÑO METODOLÓGICO

El diseño adoptado presenta varias limitaciones que conviene reconocer explícitamente. En primer lugar, la restricción muestral derivada de la intersección de fechas entre bases de datos reduce el número de observaciones disponibles para las regresiones IV respecto a las OLS, lo que puede afectar a la precisión de las estimaciones y limita la comparabilidad directa entre ambos conjuntos de resultados.

En segundo lugar, la validez de los instrumentos descansa en supuestos de exogeneidad que no son completamente verificables. En particular, es posible que los retardos de los índices regionales del BBVA tengan algún efecto directo sobre los CDS a través de canales distintos del índice GPR global, lo que violaría la condición de exclusión. Este supuesto se defiende en términos económicos (la influencia del riesgo geopolítico pasado sobre el riesgo soberano presente debería operar principalmente a través del nivel actual del índice geopolítico global) pero no puede descartarse por completo. Este supuesto se defiende además apelando a la eficiencia de los mercados financieros: si la información geopolítica se incorpora rápidamente a los precios, el canal por el que retardos de 2 a 4 días pudieran afectar directamente a los CDS al margen del índice contemporáneo es limitado.

En tercer lugar, el análisis en frecuencia mensual presenta dificultades adicionales para la identificación: con un único retardo como instrumento el modelo está exactamente identificado, lo que impide la realización del test de Sargan. Los resultados mensuales se presentan por tanto con carácter exploratorio y deben interpretarse con mayor cautela que los diarios.

Finalmente, la colinealidad detectada entre el tipo de interés chino y el resto de variables de control, que lleva a su exclusión automática en varias especificaciones, es una limitación heredada del diseño de Claeys y Aramburu y refleja la escasa variación temporal de los tipos de interés en China durante el periodo analizado, sin que ello afecte a la interpretación de los coeficientes de interés.

CAPÍTULO 4 – ANÁLISIS EMPÍRICO

4.1. REGRESIONES OLS Y TEST DE OSTER

4.1.1. Datos diarios

El punto de partida del análisis empírico es la reestimación de las regresiones OLS sobre las dos bases de datos diarias, siguiendo la especificación de Claeys y Aramburu. Estas estimaciones sirven como referencia para evaluar posteriormente el sesgo de endogeneidad mediante la comparación con los resultados IV, y como input para el test de Oster.

La Tabla 1 presenta los resultados de las regresiones OLS diarias con el índice GPR global como medida de riesgo geopolítico, estimadas sobre N=2.651 observaciones. La última fila de la tabla recoge el estadístico delta de Oster para cada economía..

	(a) China		(b) EU		(c) US	
	coef	se	coef	se	coef	se
GPR	0.000	0.010	-0.044***	0.008	-0.009***	0.003
Interest rate China	44.121***	4.982	93.982***	4.009	9.495***	1.408
Interest rate EU	-7.109***	1.124	-6.379***	0.904	6.535***	0.318
Interest rate US	-6.553***	0.798	-1.932***	0.642	-2.869***	0.225
MOVE	0.565***	0.035	-0.207***	0.028	-0.079***	0.010
VIX	-1.336***	0.086	-0.021	0.069	-0.177***	0.024
CCBBSS5y	6.928***	1.366	12.177***	1.099	4.100***	0.386
Constant	-30.616*	16.100	-177.948***	12.954	11.888***	4.551
N	2,651		2,651		2,651	
r ²	0.337		0.446		0.515	
r ² _a	0.335		0.444		0.513	
δ (Oster)	0.006		0.670		-1.420	
[β*, β] (Oster)	[-0.090, 0.000]		[-0.044, 0.026]		[-0.016, -0.009]	

note: .01 - ***; .05 - **; .1 - *;

Tabla 1. Modelo de regresión lineal: efecto del Índice GPR en el CDS, N=2,651 (diario)

En la especificación GPR global, el coeficiente sobre el índice geopolítico es estadísticamente no significativo para China, negativo y significativo al 1% para la Unión Europea y negativo y significativo al 1% para Estados Unidos. Este patrón es coherente en dirección y significatividad con la hipótesis del efecto refugio documentada por Claeys y Aramburu (2024): en períodos de tensión geopolítica global, los inversores redirigen sus carteras hacia activos soberanos de las economías avanzadas más integradas en los mercados internacionales de capitales, comprimiendo sus primas de riesgo. China, cuyo sistema financiero presenta un menor grado de apertura a los flujos de capital internacional, permanece relativamente aislada de este efecto.

En términos de robustez, el test de Oster evalúa dos cuestiones complementarias para cada economía: si la estimación es sensible a variables omitidas no observables mediante el estadístico δ , y si el signo del efecto se mantiene bajo supuestos razonables sobre esas variables mediante el intervalo $[\beta^*, \beta]$.

Para China, el valor de δ es extremadamente bajo, lo que indica que bastaría con una variable omitida con una capacidad explicativa mínima para anular el efecto estimado. El intervalo de Oster confirma y amplía esta conclusión: bajo supuestos razonables sobre las variables omitidas el signo del efecto podría oscilar entre negativo y nulo. Dado que el coeficiente OLS ya era casi cero y no significativo, este resultado refuerza la conclusión de que las estimaciones OLS no proporcionan evidencia fiable sobre la dirección del efecto.

Para la Unión Europea, el valor de δ es moderado y más elevado que en China, lo que sugiere que las variables omitidas tendrían que ser relativamente más importantes que los controles incluidos para anular el efecto estimado. Sin embargo, el intervalo de Oster revela una fragilidad adicional que el δ por sí solo no captura: el intervalo cruza el cero, lo que indica que bajo supuestos razonables sobre las variables omitidas el signo negativo del efecto podría invertirse a positivo. Esto es especialmente relevante porque la estimación OLS era negativa y significativa. El test de Oster sugiere que esa significatividad podría ser espuria.

Para Estados Unidos, el valor negativo de δ indica que la selección en variables no observadas opera en dirección opuesta a la selección en variables observadas, lo que se refleja en que el coeficiente se vuelve más negativo al introducir controles. En este caso el intervalo de Oster no cruza el cero, lo que sugiere que el signo negativo del efecto es más estable que en los casos anteriores bajo el supuesto de proporcionalidad. No obstante, la interpretación del intervalo de Oster es limitada cuando δ es negativo: el supuesto de proporcionalidad entre variables observadas y no observadas no opera en la misma dirección, lo que hace que el intervalo $[\beta^*, \beta]$ no sea directamente comparable con los de China y la UE..

En conjunto, ninguno de los tres casos alcanza el umbral de robustez $\delta > 1$, y los intervalos de Oster cruzan el cero para China y la Unión Europea. Estos resultados, tomados conjuntamente, indican que las estimaciones OLS de Claeys y Aramburu (2024) son sensibles a la omisión de variables no observables y no permiten establecer de forma concluyente la dirección del efecto del riesgo geopolítico sobre los spreads soberanos, lo que justifica la

adopción de una estrategia de identificación causal mediante variables instrumentales en las secciones siguientes.

La Tabla 2 presenta los resultados de las regresiones OLS diarias con los índices geopolíticos regionales del BBVA como medida de riesgo geopolítico, estimadas sobre N=1.701 observaciones. La última fila recoge igualmente el estadístico delta de Oster.

	(a) China		(b) EU		(c) US	
	coef	se	coef	se	coef	se
Geo risk China	-102.707***	30.843	-38.490	25.011	-22.980**	10.615
Geo risk EU	54.258	37.132	18.100	30.111	11.572	12.780
Geo risk US	13.372	20.618	4.742	16.719	-10.103	7.096
Interest rate China	(dropped)		(dropped)		(dropped)	
Interest rate EU	-14.584***	0.799	-12.096***	0.648	4.530***	0.275
Interest rate US	3.179***	0.640	8.960***	0.519	0.017	0.220
MOVE	0.091***	0.030	-0.195***	0.025	-0.090***	0.010
VIX	-0.256***	0.067	0.544***	0.054	-0.000	0.023
CCBSS5y	16.667***	1.131	4.499***	0.918	3.169***	0.389
Constant	87.091***	2.777	64.872***	2.252	32.705***	0.956
N	1,701		1,701		1,701	
r2	0.381		0.247		0.639	
r2_a	0.379		0.243		0.637	
δ (Oster)	0.572		0.108		0.554	
$[\beta^*, \beta]$ (Oster)	[-102.707, 250.465]		[-2920.243, 18.100]		[-10.103, 11.391]	

note: .01 - ***; .05 - **; .1 - *;

Tabla 2. Modelo de regresión lineal: efecto del Índice Geopolítico de BBVA en el CDS, N=1,701 (diario)

En el escenario con los índices de BBVA, el índice geopolítico chino muestra un coeficiente negativo y significativo sobre los CDS de China, mientras que los índices europeo y americano no resultan significativos para sus respectivas economías. Este patrón contrasta con el obtenido en la Tabla 1 con el índice GPR global, donde era la señal para Europa y Estados Unidos la que resultaba significativa y China permanecía sin efecto detectado. Cabe señalar que el tipo de interés chino es omitido automáticamente en las tres especificaciones por colinealidad con el resto de controles, limitación heredada del período analizado en el que los tipos de interés chinos presentan escasa variación temporal.

En términos de robustez, el test de Oster revela un panorama de fragilidad generalizada, aunque con diferencias importantes entre economías.

La situación más frágil se observa en la Unión Europea, donde el δ es muy bajo y el intervalo de Oster es de magnitud desproporcionadamente grande y cruza el cero con amplia holgura, lo que sugiere que el modelo está cerca de una singularidad numérica en esta especificación y que el β^* no es informativo.

Para China y Estados Unidos el patrón es similar entre sí: los valores de δ son moderados, pero claramente inferiores a 1, y los intervalos de Oster cruzan el cero en ambos casos, lo que indica que bajo supuestos razonables sobre las variables omitidas el signo del efecto estimado podría invertirse.

En conjunto, las estimaciones OLS no son suficientemente robustas para establecer conclusiones causales sobre el efecto del riesgo geopolítico en los spreads soberanos, lo que refuerza la necesidad de recurrir a una estrategia de identificación basada en variables instrumentales.

4.1.2. Datos mensuales

Los resultados OLS mensuales se presentan en el Anexo A. Destacan tres patrones: el efecto negativo del GPR chino sobre los CDS chinos es robusto a la frecuencia temporal; el efecto del índice GPR europeo pierde significatividad al introducir controles completos; y el GPR americano no resulta significativo en ninguna especificación. Los estadísticos delta de Oster son en su mayoría inferiores a la unidad, confirmando la misma conclusión que en los datos diarios: las estimaciones OLS no permiten sostener inferencias causales por sí solas.

Adicionalmente, los intervalos de Oster en datos mensuales presentan un patrón llamativo: los β^* son en casi todos los casos de magnitud desproporcionadamente grande, lo que indica que el modelo está lejos de ser estable bajo el supuesto de proporcionalidad entre variables observadas y no observadas. Este resultado es coherente con el reducido tamaño muestral de las regresiones mensuales y anticipa la dificultad que encontrará la estrategia IV para lograr identificación a esta frecuencia temporal, como se discute en la sección siguiente.

4.2. ESTIMACIONES POR VARIABLES INSTRUMENTALES

4.2.1. Datos diarios

Para la construcción de los instrumentos, se probaron distintas combinaciones de retardos de los índices geopolíticos alternativos como instrumentos, descartando el primer retardo (L1) por dos razones. La primera es conceptual: dado que los índices geopolíticos diarios presentan una elevada persistencia, el primer retardo está altamente correlacionado con el valor contemporáneo de la variable endógena a través de canales directos. La segunda es empírica: la inclusión de L1 introducía ruido en la primera etapa sin mejorar la fortaleza de los instrumentos. Tras comparar distintas ventanas, la combinación de retardos L2–L4 fue la que

produjo consistentemente los mejores estadísticos F de primera etapa en todas las especificaciones, y es la que se adopta como especificación base en el análisis que sigue.

Por otro lado, para la Unión Europea y Estados Unidos, además de los retardos del índice correspondiente a cada región se incluyen como instrumentos adicionales los retardos L2–L4 del índice geopolítico regional chino del BBVA. Esta elección se fundamenta en los resultados de Claeys y Aramburu (2024), quienes documentaron spillovers del riesgo geopolítico chino sobre las primas de riesgo soberano de las otras economías analizadas. En consecuencia, los retardos del índice chino contribuyen a predecir la evolución de los índices geopolíticos relevantes, satisfaciendo la condición de relevancia del instrumento, mientras que su efecto sobre los CDS de EU y US se canalizaría principalmente a través de ese componente geopolítico global, lo que respalda la condición de exclusión. Empíricamente, la inclusión de estos instrumentos adicionales también mejora los estadísticos F de primera etapa en ambas especificaciones.

Bloque 1: GPR global como variable endógena

La Tabla 3 recoge los estadísticos de primera etapa para las regresiones IV del Bloque 1, donde el índice GPR global se trata como variable endógena y se instrumenta con retardos L2–L4 de los índices geopolíticos regionales del BBVA.

	(a) China	(b) EU	(c) US
Instrumentos	L2-L4 geo risk China	L2-L4 geo risk EU L2-L4 geo risk China	L2-L4 geo risk US L2-L4 geo risk China
Nº inst. excluidos	3	6	6
F Primera Etapa	5.41	9.08	11.17
Umbral SY superado	30% sesgo	20% sesgo	n.a.
p-valor (Anderson LM)	16.16***	53.16***	26.17***
p-valor (Sargan)	0.946	0.618	0.208
N	1697	1697	1697

Tabla 3. Primera etapa IV — Bloque 1 (GPR global endógeno), datos diarios

Los instrumentos presentan una fortaleza moderada en las especificaciones de China y Europa, y algo más limitada en la de Estados Unidos. En todos los casos el test de Anderson rechaza la subidentificación y los tests de Sargan no rechazan la validez de los instrumentos excluidos, lo que proporciona evidencia favorable sobre la condición de exogeneidad. Dado que los estadísticos F no superan en todos los casos los umbrales convencionales de Stock y Yogo (2005), la inferencia descansa sobre el test CLR de Moreira (2003), robusto a instrumentos débiles, y no sobre el estadístico de Wald estándar.

La Tabla 4 presenta los coeficientes de segunda etapa y los resultados del test CLR.

	(a) China		(b) EU		(c) US	
	coef	se	coef	se	coef	se
GPR	0.322***	0.108	0.049	0.037	0.060**	0.025
Interest rate China	(dropped)		(dropped)		(dropped)	
Interest rate EU	-11.847***	1.472	-11.789***	0.732	4.931***	0.384
Interest rate US	6.118***	1.200	9.496***	0.582	0.639**	0.309
MOVE	-0.163**	0.079	-0.247***	0.033	-0.139***	0.019
VIX	0.175	0.149	0.633***	0.068	0.083**	0.038
CCBBSS5y	12.461***	2.302	4.173***	1.075	2.458***	0.584
Constant	55.673***	10.932	59.933***	3.960	25.766***	2.537
N	1,697		1,697		1,697	
r2	-0.094		0.232		0.554	
r2_a	-0.098		0.229		0.552	
F	101.118		92.911		405.146	
CLR estadístico	16.230		1.970		9.590	
p-valor CLR	0.000***		0.181		0.005***	

note: .01 - ***; .05 - **; .1 - *;

Tabla 4. Segunda etapa IV y test CLR — Bloque 1 (GPR global endógeno), datos diarios

El resultado más destacado es el de China: el coeficiente IV es positivo y significativo según el test CLR, en marcado contraste con el coeficiente OLS prácticamente nulo. Que el estimador IV revele un efecto positivo, es decir, que aumentos exógenos del riesgo geopolítico global elevan los CDS chinos, mientras la OLS no detectaba nada, apunta a que la correlación en los datos en bruto estaba enmascarada por variables omitidas que actuaban en sentido contrario, probablemente factores del ciclo financiero global que reducen simultáneamente el riesgo geopolítico percibido y las primas de riesgo de las economías emergentes.

Para Estados Unidos el test CLR también es significativo, pero el resultado más llamativo es el cambio de signo respecto a la OLS: donde la estimación por mínimos cuadrados tenía un efecto negativo, coherente con el efecto refugio, el estimador IV encuentra un efecto positivo. Esto indica que la correlación negativa observada en la OLS no refleja causalidad sino contaminación por variables omitidas: una vez aislado el componente genuinamente exógeno del riesgo geopolítico, shocks geopolíticos que no están asociados al ciclo financiero sí elevan la prima de riesgo americana. Este patrón es consistente con la hipótesis de Rey (2015, 2020, 2022): el ciclo financiero global actuaría como factor de confusión en la OLS, comprimiendo artificialmente los spreads en períodos de alta tensión geopolítica.

Para la Unión Europea, el test CLR no detecta efecto causal significativo. El intervalo de confianza robusto incluye el cero con holgura, lo que indica que, con los instrumentos disponibles, no es posible aislar un efecto causal neto del riesgo geopolítico global sobre el riesgo soberano europeo.

Bloque 2: índices BBVA regionales como variables endógenas

La Tabla 5 recoge los estadísticos de primera etapa para las regresiones IV del Bloque 2, donde los índices geopolíticos regionales del BBVA se tratan como variables endógenas y se instrumentan con retardos L2–L4 del índice GPR global.

	(a) China	(b) EU	(c) US
Instrumentos	L2-L4 GPR global	L2-L4 GPR global	L2-L4 GPR global L2-L4 geo risk China
Nº inst. excluidos	3	3	6
F Primera Etapa	11.17	7.60	2.92
Umbral SY superado	10% sesgo	20% sesgo	n.a.
p-valor (Anderson LM)	33.070**	22.630**	17.510**
p-valor (Sargan)	0.607	0.762	0.163
N	1697	1697	1697

Tabla 5. Primera etapa IV — Bloque 2 (BBVA regional endógeno), datos diarios

La fortaleza de los instrumentos es mayor en este bloque que en el anterior para China y la Unión Europea, aunque la especificación de Estados Unidos presenta instrumentos muy débiles (el estadístico F cae claramente por debajo de todos los umbrales de Stock y Yogo) lo que obliga a interpretar sus resultados de segunda etapa con especial cautela. Los tests de Sargan no rechazan la validez de los instrumentos en ninguna especificación.

La Tabla 6 presenta los coeficientes de segunda etapa y los resultados del test CLR para el Bloque 2.

	(a) China		(b) EU		(c) US	
	coef	se	coef	se	coef	se
geo_risk_china	-865.560***	253.936	-77.635*	44.046	52.926	42.018
interest_eu	-13.275***	1.035	-11.471***	0.917	5.341***	0.539
interest_us	4.331***	0.799	7.816***	1.259	-1.160*	0.690
o.interest_china	(dropped)		(dropped)		(dropped)	
move	0.323***	0.089	-0.201***	0.025	-0.122***	0.019
vix	-0.437***	0.108	0.611***	0.068	0.029	0.028
ccbss5y	8.888***	2.956	5.145***	1.038	4.166***	0.664
geo_risk_eu	211.065***	65.527	310.361	265.419	108.285**	52.818
geo_risk_us	193.363***	63.297	-52.990	56.173	-154.958**	77.595
_cons	88.334***	3.269	54.191***	9.595	36.948***	2.568
N	1,697		1,697		1,697	
r2	0.163		0.212		0.553	
r2_a	0.159		0.209		0.551	
F	99.158		68.059		303.416	
CLR estadístico	16.430		1.480		7.960	
p-valor CLR	0.000***		0.246		0.015*	

note: .01 - ***; .05 - **, .1 - *;

Tabla 6. Segunda etapa IV y test CLR — Bloque 2 (BBVA regional endógeno), datos diarios

El patrón de resultados es análogo al del Bloque 1 en lo que respecta a qué economías muestran efecto identificable: el test CLR es significativo para China y para Estados Unidos, pero no para la Unión Europea, cuyo intervalo de confianza robusto vuelve a abarcar el cero con amplitud.

Para China, el coeficiente IV es negativo y de gran magnitud, lo que indica que aumentos exógenos del riesgo geopolítico regional chino comprimen los spreads CDS chinos. Este resultado es coherente con una intervención gubernamental sobre los mercados de deuda domésticos, mecanismo más plausible que el efecto refugio dado el elevado grado de control estatal sobre el sistema financiero chino, aunque el diseño empírico no permite distinguir entre ambos. En cualquier caso, la comparación con la OLS revela un importante sesgo de atenuación: la estimación por mínimos cuadrados ordinarios subestimaba considerablemente la magnitud del efecto.

Para Estados Unidos el coeficiente IV también es negativo y significativo según el CLR, mientras que la OLS no detectaba efecto alguno. De nuevo el patrón de atenuación en la OLS queda expuesto al aislar el componente exógeno del riesgo geopolítico americano mediante la estrategia instrumental.

La coherencia de los resultados entre bloques (cuatro especificaciones con efecto causal identificado, siempre sobre las mismas dos economías y con la misma dirección relativa respecto a la OLS) refuerza la robustez del análisis y reduce la probabilidad de que los hallazgos sean artefactos de la elección particular de instrumentos.

4.2.2. Datos mensuales

Los resultados de las regresiones IV en frecuencia mensual se presentan en el Anexo B. La estrategia de identificación adoptada no es viable a esta frecuencia temporal: los estadísticos F de primera etapa no superan en ningún caso el valor de 2, lo que refleja que la variación rezagada de un índice geopolítico no predice de forma apreciable la variación contemporánea del índice alternativo a escala mensual. Esto es conceptualmente coherente con el hecho de que los shocks geopolíticos tienden a incorporarse muy rápidamente en los datos diarios y a diluirse a lo largo del mes. Como consecuencia, los intervalos de confianza se extienden hasta el infinito y los coeficientes de segunda etapa carecen de precisión suficiente para extraer cualquier conclusión. El análisis causal de este trabajo descansa por tanto enteramente en las estimaciones diarias presentadas en la sección anterior.

4.3. COMPARACIÓN ENTRE ESTIMACIONES DE REGRESIONES POR MÍNIMOS CUADRADOS VS. REGRESIONES INSTRUMENTALES

	Índice GPR (diario)			Índice Geopolítico BBVA (diario)		
	(a) China	(b) EU	(c) US	(a) China	(b) EU	(c) US
β Reg	0.032*	-0.044***	-0.009***	-102.707***	18.100	-10.103
β IV	0.322***	0.049	0.060**	-865.560***	310.361	-154.958**
Diferencia	(+) 0.29	n.a.	(+) 0.069	-762.853	n.a.	-144.855
Dirección sesgo	Atenuación	No identificable	Cambio de signo	Atenuación	No identificable	Atenuación

Tabla 7. Comparación entre las estimaciones Reg. e IV (diario)

La comparación entre las estimaciones OLS e IV, recogida en la Tabla 7, muestra que las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios están sistemáticamente sesgadas. En particular, el sesgo de endogeneidad no parece operar de forma aleatoria, sino en una dirección concreta que tiende a reducir, e incluso a invertir, el efecto estimado del riesgo geopolítico sobre los spreads soberanos.

En todas las especificaciones en las que el test CLR permite identificar el efecto causal, el coeficiente IV es mayor en valor absoluto que el estimado por OLS, y en dos casos incluso cambia de signo: China e Estados Unidos en la especificación con el GPR global como variable endógena (datos diarios). Esto sugiere que la correlación observada entre riesgo geopolítico y spreads CDS estaba afectada por factores del entorno financiero global que se mueven conjuntamente con el riesgo geopolítico y tienden a comprimir las primas de riesgo soberano por canales propios. Al no aislar adecuadamente estos factores, las regresiones subestimaban el efecto causal o incluso invertían su signo.

Una vez corregido este problema mediante variables instrumentales, el resultado económico es más intuitivo: cuando el riesgo geopolítico aumenta por razones exógenas, las primas de riesgo soberano tienden a aumentar. En este sentido, el aparente “efecto refugio” observado en las regresiones de mínimos cuadrados parece reflejar principalmente una correlación con el ciclo financiero, más que un efecto causal directo del riesgo geopolítico sobre la percepción de riesgo soberano.

La Unión Europea constituye la principal excepción a este patrón. Ni las regresiones de mínimos cuadrados ni las instrumentales permiten identificar un efecto causal robusto en ninguno de los dos bloques de instrumentos. Esto podría indicar que la relación entre riesgo geopolítico global y riesgo soberano europeo es más débil o más compleja, o bien que los instrumentos disponibles no tienen suficiente poder para aislar el componente exógeno relevante en este caso.

CAPÍTULO 5 – DISCUSIÓN DE RESULTADOS

Los resultados del análisis empírico permiten evaluar las tres hipótesis planteadas en la introducción y contrastarlas con los hallazgos de Claeys y Aramburu (2024) y la literatura revisada en el marco teórico.

La primera hipótesis queda confirmada de forma contundente. Los estadísticos delta de Oster son inferiores a la unidad en todas las especificaciones diarias, y los intervalos de Oster cruzan el cero para China y la Unión Europea, lo que indica que las estimaciones OLS son sensibles a la omisión de variables no observables y no permiten sostener inferencias causales por sí solas. Este resultado valida metodológicamente la aportación central del trabajo: la estrategia IV no es un ejercicio de robustez sino una necesidad para interpretar correctamente la relación entre riesgo geopolítico y riesgo soberano.

La segunda hipótesis merece una lectura más matizada. La hipótesis planteaba un efecto negativo del riesgo geopolítico sobre los spreads CDS de las economías avanzadas, coherente con el efecto refugio documentado por Claeys y Aramburu (2024) e Imtiaz et al. (2023). Las estimaciones OLS confirman este patrón: el GPR global reduce los spreads de la Unión Europea y Estados Unidos. Sin embargo, una vez corregida la endogeneidad mediante la estrategia IV, el efecto estimado cambia de signo para Estados Unidos en el Bloque 1: el coeficiente IV es positivo y significativo según el test CLR, frente al coeficiente OLS negativo. H2 queda por tanto refutada para Estados Unidos una vez se obtienen estimaciones causales.

La interpretación de este cambio de signo no es directamente observable en los datos, pero la explicación más plausible a la luz de la literatura es que la OLS estaba capturando la correlación del riesgo geopolítico con el ciclo financiero global, como documenta Rey (2015, 2020, 2022). Sin embargo, esta interpretación no puede demostrarse directamente con el diseño empírico adoptado, ya que la estrategia IV corrige el sesgo, pero no identifica su fuente. Una línea de investigación futura podría contrastar explícitamente esta hipótesis incorporando medidas del ciclo financiero global como variables de control adicionales o como posibles fuentes de endogeneidad en un diseño de identificación más estructural.

Por otro lado, para China, la regresión instrumental revela un efecto positivo del GPR global sobre sus CDS en el Bloque 1, coherente con la menor condición de refugio de su deuda soberana y con las predicciones del modelo de Claeys et al. (2024).

Para la Unión Europea, la IV no detecta efecto causal identificable en ninguno de los dos bloques. Caben dos explicaciones: una técnica, que los instrumentos carezcan de poder suficiente, y una sustantiva, que la relación opere a través de canales heterogéneos entre países miembros que un índice agregado no captura. El estadístico F de primera etapa en el Bloque 1 (9.08) no sugiere debilidad extrema de los instrumentos, lo que inclina la balanza hacia la explicación sustantiva y refuerza el análisis desagregado por país como línea de investigación futura. Cabe recordar que la propia estimación OLS de partida para la UE con índices BBVA mostraba un intervalo de Oster numéricamente inestable, lo que sugiere que la dificultad de identificación en la etapa IV no es sorprendente sino coherente con la fragilidad estructural del modelo en esta especificación.

La tercera hipótesis planteaba que los índices regionales del BBVA tendrían mayor poder explicativo para las economías a las que están referidos.

Los resultados la confirman parcialmente. En el caso de China, el índice BBVA chino muestra un coeficiente negativo y significativo tanto en la OLS como en la IV, con una magnitud causal considerablemente mayor en la segunda, lo que indica que la dimensión regional del riesgo geopolítico chino tiene un poder explicativo que el índice GPR global no captura. Esto es consistente con la especificidad de las tensiones geopolíticas que involucran a China, de naturaleza predominantemente bilateral con Estados Unidos, que un índice global de amplitud mediática recoge de forma necesariamente más diluida.

La comparación entre los resultados de China en ambos bloques merece una lectura conjunta. En el Bloque 1, un aumento exógeno del riesgo geopolítico global eleva los CDS chinos, lo que es coherente con que China no goza de estatus de activo refugio internacional: ante tensiones globales, su deuda soberana no recibe flujos de entrada sino que se percibe como más arriesgada. En el Bloque 2, en cambio, un aumento exógeno del riesgo geopolítico específicamente chino comprime sus CDS. Estos dos resultados no son necesariamente contradictorios: miden el efecto de dimensiones distintas del riesgo geopolítico. El riesgo global afecta a China como economía emergente expuesta a la aversión internacional al riesgo, mientras que el riesgo regional chino podría activar mecanismos distintos, como la intervención gubernamental sobre los mercados de deuda domésticos o una recomposición de carteras hacia activos chinos por parte de inversores regionales. En cualquier caso, esta interpretación es tentativa dado que el diseño empírico no permite distinguir entre estos mecanismos.

Sin embargo, para la Unión Europea y Estados Unidos los índices BBVA regionales no resultan significativos en ninguna especificación, lo que sugiere que para estas dos economías la dimensión global del riesgo geopolítico es más relevante que la regional, o que los canales a través de los cuales sus índices BBVA específicos afectan a sus CDS son más difíciles de aislar empíricamente. H3 queda así confirmada para China pero no para las otras dos economías.

Tomados en conjunto, los resultados matizan de forma sustantiva los hallazgos de Claeys y Aramburu (2024). La comparación entre estimaciones OLS e IV revela que los coeficientes OLS estaban sesgados en todas las especificaciones donde se logra identificación causal, y que la dirección predominante del sesgo es la atenuación o el cambio de signo. Una interpretación plausible, coherente con el marco de Claeys et al. (2024) y con la literatura sobre el ciclo financiero global, es que parte de la correlación negativa documentada por Aramburu entre riesgo geopolítico y spreads CDS reflejaba la correlación del riesgo geopolítico con otros factores del entorno financiero global antes que un efecto causal directo. Una vez corregido el sesgo, el efecto causal del riesgo geopolítico sobre el riesgo soberano tiende a ser positivo o no identificable, lo que es más coherente con los mecanismos teóricos de transmisión descritos en el marco teórico. No obstante, dado que la estrategia IV corrige el sesgo pero no identifica su fuente, esta interpretación debe tratarse como hipótesis plausible y no como conclusión demostrada.

CAPÍTULO 6 – CONCLUSIONES Y FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN

La presente tesis parte de una pregunta sencilla pero metodológicamente exigente: ¿tiene el riesgo geopolítico un efecto causal sobre las primas de riesgo soberano de China, la UE y Estados Unidos, o la correlación observada en los datos refleja fundamentalmente la influencia de factores comunes no observados? Claeys y Aramburu (2024) había documentado una correlación negativa entre el índice GPR global y los spreads CDS de las economías avanzadas, coherente con el efecto refugio, pero sin poder descartar que esa correlación fuese artificial. Este análisis aborda esta limitación introduciendo dos aportaciones metodológicas: el test de Oster (2019) para evaluar la robustez de las estimaciones OLS ante variables omitidas, y una estrategia de identificación mediante variables instrumentales con inferencia robusta a instrumentos débiles a través del test CLR de Moreira (2003).

Los resultados del test de Oster confirman que las estimaciones OLS de Claeys y Aramburu (2024) son sensibles a la omisión de variables no observables en todas las especificaciones analizadas, con estadísticos delta inferiores a la unidad en los datos diarios y con intervalos de Oster que cruzan el cero para China y la Unión Europea, añadiendo evidencia adicional sobre la fragilidad del signo estimado. Esto valida la necesidad de una estrategia de identificación causal y constituye la primera aportación empírica del trabajo. La estrategia IV, estimada sobre datos diarios mediante la intersección de las bases GPR y BBVA, logra identificación causal en cuatro de las seis especificaciones analizadas, siempre sobre las mismas dos economías: China y Estados Unidos. Para la UE, la ausencia de identificación causal en la etapa IV se combina con la inestabilidad numérica del intervalo de Oster en la especificación BBVA, lo que hace de esta economía el caso metodológicamente más débil del análisis.

El hallazgo más relevante es la comparación entre las estimaciones OLS e IV. En todas las especificaciones donde se logra identificación, los coeficientes IV difieren sustancialmente de los OLS: en dos casos cambian de signo, China y Estados Unidos en el Bloque 1, y en los otros dos son considerablemente mayores en valor absoluto. Este patrón sistemático sugiere que las estimaciones OLS estaban contaminadas por factores del entorno financiero global correlacionados con el riesgo geopolítico. Una interpretación plausible, coherente con el marco de Claeys et al. (2024) y con la literatura sobre el ciclo financiero global, es que parte de la correlación negativa documentada por Aramburu reflejaba la correlación del riesgo geopolítico con el ciclo financiero antes que un efecto causal directo. Una vez corregido el sesgo, el efecto

causal del riesgo geopolítico sobre el riesgo soberano tiende a ser positivo o no identificable, lo que es más coherente con los mecanismos de transmisión descritos en el marco teórico. No obstante, dado que la estrategia IV corrige el sesgo pero no identifica su fuente, esta interpretación debe tratarse como hipótesis plausible y no como conclusión demostrada.

En cuanto a la comparación entre índices, los resultados confirman parcialmente la hipótesis de que los índices regionales del BBVA tienen mayor poder explicativo para las economías a las que están referidos: esto se cumple claramente para China, pero no para la Unión Europea ni para Estados Unidos, lo que apunta a que la dimensión regional del riesgo geopolítico importa de forma heterogénea entre economías.

El trabajo presenta limitaciones que condicionan la interpretación de los resultados: la fortaleza de los instrumentos es moderada en algunas especificaciones, la condición de exogeneidad descansa en supuestos no verificables en su totalidad, y la estrategia IV no logra identificación en datos mensuales, limitando el análisis causal a la frecuencia diaria.

Estas limitaciones apuntan directamente a potenciales líneas de investigación futura:

- Búsqueda de instrumentos alternativos más fuertes, como variables comerciales, flujos bilaterales o variaciones arancelarias, que puedan satisfacer la condición de exclusión de forma más robusta que los índices geopolíticos rezagados.
- Extensión del período muestral, lo que mejoraría la fortaleza de los instrumentos y habilitaría potencialmente la identificación en datos mensuales.
- Aplicación a la coyuntura 2024-2025, marcada por una intensificación significativa de las tensiones geopolíticas entre las tres economías, como test natural de la robustez de los hallazgos en un entorno de mayor volatilidad.
- Análisis desagregado para la Unión Europea a nivel de país individual, para revelar heterogeneidad entre estados miembros que queda oculta en el índice agregado.
- Diferenciación entre economías con distinto grado de condición de activo refugio, siguiendo la lógica de Imtiaz et al. (2023) sobre G-SIBs y entidades no sistémicas, para analizar si el efecto causal del riesgo geopolítico varía sistemáticamente con el estatus de refugio del emisor soberano.

BIBLIOGRAFÍA

- Afonso, A. e. a., 2023. Geopolitical risk and sovereign risk of EU member states. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*.
- Aramburu, J. & Claey's, P., 2024. *Policy constraints: the role of Domestic*, Madrid: Faculty of Economics and Business Administration, ICADE, Comillas Potifical University.
- Arnal, J., 2025. *Can China destabilize US government debt? The biggest threat comes from within*, s.l.: Global Policy.
- Baldwin, R. & Freeman, R., 2022. Risks and global supply chains: What we know and what we need to know. *Annual Review of Economics*, 14(1), pp. 153-180.
- Beckmann, J. M. M. R. M. y. S. K., 2023. *News-based measure of geopolitical risk: macroeconomic effects and the role of sentiment*, s.l.: Working Paper, FernUniversität Hagen / SGH Warsaw.
- Caldara, D. & Iacoviello, M., 2022. Measuring Geopolitical Risk. *American Economic Review*, Abril, 112(4), pp. 1194-1225.
- Claey's, P. A. J. & G.-B. G., 2024. *Multilateral financial integration and political conflict: A 3-player game of debt negotiation*, Madrid: Universidad Pontificia de Comillas (Work in Progress).
- Farrell, H. & Newman, A. L., 2019. Weaponized Interdependence: How Global Economic Networks Shape State Coercion. *International Security*, 44(1), pp. 42-79.
- Imtiaz, M. F. C. S. K. C. y. Z. H., 2023. *Geopolitical risk and global systemically important banks' default risk: evidence from CDS spreads*, s.l.: UniSA Business School Working Paper.
- Ioannidis, C., Paltalidis, N. & Zhang, B., 2025. *The Impact of Geopolitical Risk on Credit Risk*, UK: Available at SSRN 5023775.
- Kimbrough, E. O. & L. K. & S. R., 2020. War and conflict in economics: Theories, applications, and recent trends. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 178(C), pp. 998-1013.
- Martin, P. M. T. & T. M., 2008. Make trade not war?. *The Review of Economic Studies*, 75(3), pp. 865-900.
- Moreira, M. J., 2003. A conditional likelihood ratio test for structural models. *Econometrica*, 71(4), p. 1027-1048.
- Murray, M. P., 2006. Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments. *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), p. 111-132.
- Ortiz, A. R. T. y. S. J., 2023. *Tracking geopolitical sentiment and events using natural language techniques*, s.l.: BBVA Research Big Data Geopolitics Monitor.
- Oster, E., 2019. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2), p. 187-204.

Paltalidis, N. I. C. y. Z. B., 2024. *The impact of geopolitical risk on credit risk*, s.l.: University of Bath / Aston University / Durham University Working Paper.

Rey, H. & M.-A. S., 2020. US monetary policy and the global financial cycle. *The Review of Economic Studies*, 87(6), pp. 2754-2779.

Rey, H. & M.-A. S., 2022. The global financial cycle. En: *Handbook of International Economics*. s.l.:s.n.

Rey, H., 2015. Dilemma not trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, Volumen 21162.

Stock, J. H. & Y. M., 2005. Testing for weak instruments in linear IV regression. En: A. & J. H. Stock, ed. *Identification and Inference for Econometric Models*. s.l.:Cambridge University Press, p. 80–108.

ANEXO A – ESTIMACIONES OLS EN DATOS MENSUALES

	(a) China		(b) EU		(c) US	
	coef	se	coef	se	coef	se
GPR China	-45.123***	11.727	-13.801	11.655	0.757	3.623
GPR EU	1.706	17.403	-14.504	17.296	-6.364	5.377
GPR US	15.873**	6.112	3.376	6.075	0.268	1.888
Interest rate China	41.918	26.816	141.460***	26.650	10.510	8.285
Shadow rate EU	8.278***	2.632	-0.909	2.616	3.942***	0.813
Shadow rate US	4.597**	2.144	2.940	2.131	1.938***	0.662
MOVE	0.386***	0.115	-0.089	0.115	-0.090**	0.036
VIX	-0.311	0.317	-0.109	0.315	0.011	0.098
CCBBSS5y	-30.864***	9.250	1.146	9.193	-6.489**	2.858
Constante	4.675	84.987	-326.419***	84.462	25.629	26.257
N	133		133		133	
r2	0.513		0.467		0.598	
r2_a	0.477		0.428		0.569	
δ (Oster)	0.343		0.102		-0.162	
$[\beta^*, \beta]$ (Oster)	[-1079.367, -45.123]		[-14.504, 1053.870]		[0.268, 357.157]	

note: .01 - ***; .05 - **; .1 - *;

Tabla 8. OLS mensual — Índices GPR por países sin EPU (N=133)

	(a) China		(b) EU		(c) US	
	coef	se	coef	se	coef	se
GPR China	-28.798**	11.433	-6.971	11.406	2.877	3.401
GPR EU	0.377	16.196	-13.268	16.159	-5.555	4.818
GPR US	9.208	5.858	1.179	5.844	-0.336	1.742
Interest rate China	55.217**	26.877	163.784***	26.815	15.488*	7.995
Shadow rate EU	5.848**	2.541	-1.676	2.535	3.577***	0.756
Shadow rate US	6.424***	2.058	4.738**	2.053	2.470***	0.612
MOVE	0.145	0.134	-0.361***	0.133	-0.169***	0.040
VIX	0.390	0.410	-0.697*	0.409	-0.247**	0.122
CCBBSS5y	-26.441***	8.923	1.576	8.902	-5.718**	2.654
EPU china	-0.093***	0.025	-0.080***	0.025	-0.032***	0.007
EPU EU	0.092**	0.042	0.122***	0.042	0.032**	0.013
EPU US	-0.147**	0.073	0.108	0.073	0.064***	0.022
Constante	-16.709	83.693	-389.932***	83.500	10.423	24.896
N	133		133		133	
r2	0.590		0.548		0.687	
r2_a	0.549		0.503		0.655	
δ (Oster)	0.268		0.127		0.366	
$[\beta^*, \beta]$ (Oster)	[-28.798, 1398.061]		[-13.268, 738.889]		[-0.336, 2459.130]	

note: .01 - ***; .05 - **; .1 - *;

Tabla 9. OLS mensual — Índices GPR por países con EPU (N=133)

	(a) China		(b) EU		(c) US	
	coef	se	coef	se	coef	se
Shadow rate EU	-6.463**	2.707	-4.458**	2.116	4.456***	0.881
Shadow rate US	3.642*	1.976	7.698***	1.544	3.078***	0.643
MOVE	-0.146	0.132	-0.244**	0.103	-0.117***	0.043
VIX	-0.374	0.399	-0.022	0.312	-0.096	0.130
CCBBSS5y	19.347*	10.454	1.633	8.169	-10.292***	3.403
EPU china	-0.058***	0.022	-0.036**	0.017	-0.022***	0.007
EPU EU	0.119***	0.042	0.098***	0.033	0.023	0.014
EPU US	-0.092	0.071	-0.036	0.055	0.032	0.023
Geo risk China	-21.442	107.104	-90.194	83.702	-22.520	34.869
Geo risk EU	-178.199	118.090	-92.734	92.287	-9.977	38.445
Geo risk US	150.646**	70.837	70.215	55.359	-6.244	23.061
Interest rate China	(dropped)		(dropped)		(dropped)	
Constant	69.948***	17.824	54.062***	13.929	59.609***	5.803
N	84		84		84	
r2	0.488		0.426		0.757	
r2_a	0.410		0.339		0.720	
δ (Oster)	0.171		-2.414		1.098	
$[\beta^*, \beta]$ (Oster)	[-21.442, 216.580]		[-287.087, -92.734]		[-6.244, -0.683]	

note: .01 - ***; .05 - **; .1 - *;

Tabla 10. OLS mensual — Índices BBVA regionales con EPU (N=84)

ANEXO B – ESTIMACIONES IV EN DATOS MENSUALES

	(a) China		(b) EU		(c) US	
	coef	se	coef	se	coef	se
GPR China	-1,197.540	1,750.375	35.423	62.317	468.693	4,539.677
GPR EU	-170.804	301.894	717.528	646.239	1,010.964	9,868.148
GPR US	326.235	473.856	-190.794	172.556	-472.306	4,584.496
Interest rate China	-154.465	379.748	380.664	238.674	267.119	2,509.884
Shadow rate EU	-132.093	214.075	3.097	10.597	50.253	449.715
Shadow rate US	-0.260	19.924	32.069	27.003	37.666	347.276
MOVE	0.956	1.325	-1.320	1.183	-1.201	10.846
VIX	1.859	4.268	-2.660	2.526	-5.720	55.582
CCBBSS5y	417.131	683.937	-17.605	38.726	-146.178	1,356.417
Constante	-68.861	740.553	-783.727	526.432	13.369	594.419
N	132		132		132	
r2	-37.717		-8.087		-211.488	
r2_a	-40.574		-8.757		-227.163	
F primera etapa	0.407		1.279		0.010	
p-valor (Anderson LM)	0.508		.242		0.918	
AR p-valor (robusto)	0.000***		0.000***		0.000***	

note: .01 - ***; .05 - **; .1 - *;

Tabla 11. IV mensual — Índices GPR por países sin EPU (N=132)

	(a) China		(b) EU		(c) US	
	coef	se	coef	se	coef	se
GPR China	3,365.965	17,140.460	30.832	49.982	44.702	55.826
GPR EU	433.382	2,223.971	576.362	518.225	72.305	103.991
GPR US	-948.549	4,837.063	-153.747	136.679	-39.174	51.640
Interest rate China	723.577	3,438.725	343.114*	184.476	37.165	34.609
Shadow rate EU	331.381	1,644.441	1.165	8.814	6.271	3.964
Shadow rate US	49.416	223.240	27.660	21.282	5.726	4.554
MOVE	-5.188	27.116	-1.272	0.926	-0.318	0.220
VIX	10.419	51.942	-3.059	2.597	-0.350	0.316
CCBBSS5y	-1,123.526	5,542.892	-10.643	31.435	-14.848	13.426
EPU China	-1.835	8.809	-0.099	0.085	-0.060	0.041
EPU EU	1.422	6.804	0.072	0.146	0.056	0.042
EPU US	-3.182	15.496	0.245	0.295	-0.008	0.098
Constante	96.149	2,249.745	-726.532*	414.853	10.474	54.056
N	132		132		132	
r2	-300.619		-4.997		-0.671	
r2_a	-331.034		-5.602		-0.839	
F primera etapa	0.035		1.286		0.636	
p-valor (Anderson LM)	0.843		0.235		0.402	
AR p-valor (robusto)	0.000***		0.000***		0.000***	

note: .01 - ***; .05 - **; .1 - *;

Tabla 12. IV mensual — Índices GPR por países con EPU (N=132)

	(a) China		(b) EU		(c) US	
	coef	se	coef	se	coef	se
Shadow rate EU	-18.669	70.004	-3.807	2.987	4.023	6.524
Shadow rate US	-2.732	36.656	6.798***	2.542	-0.982	24.520
MOVE	-0.592	2.559	-0.287*	0.154	-0.526	2.447
VIX	-1.061	4.006	0.043	0.423	-1.347	7.489
CCBBSS5y	73.427	309.958	1.641	10.703	4.870	93.035
EPU China	-0.118	0.342	-0.039*	0.022	-0.029	0.062
EPU EU	0.090	0.184	0.116**	0.054	0.018	0.098
EPU US	0.069	0.930	-0.032	0.073	0.419	2.306
Geo risk China	1,666.369	9,654.739	-263.105	315.400	572.743	3,545.627
Geo risk EU	-630.672	2,597.916	691.359	1,346.439	829.367	4,995.128
Geo risk US	-157.963	1,770.325	-96.077	293.503	-1,430.303	8,464.738
Interest rate China	(dropped)		(dropped)		(dropped)	
Constante	7.662	357.902	28.164	47.906	84.967	155.785
N	84		84		84	
r2	-1.277		-0.149		-12.125	
r2_a	-1.625		-0.324		-14.130	
F primera etapa	0.035		1.286		0.636	
p-valor (Anderson LM)	0.843		0.235		0.402	
AR p-valor (robusto)	0.000***		0.000***		0.080*	

note: .01 - ***; .05 - **; .1 - *;

Tabla 13. IV mensual — Índices BBVA regionales con EPU (N=84)

ANEXO C – CÓDIGO STATA

```
// =====  
// Author: Blanca Siegrist Echeverría  
// Last edited: 20/03/2026  
// =====  
  
ssc install xml_tab, replace  
ssc install ivreg2, replace  
ssc install ranktest, replace  
ssc install weakiv, replace  
ssc install psacalc, replace  
  
local log_path "C:\***\20250321_TFG_Blanca_v4.log"  
  
local db_path_reg_daily "C:\ ***\00-dataset_reg_daily.dta"  
  
local db_path_reg_monthly "C:\ ***\00-dataset_reg_monthly.dta"  
  
local db_path_reg_bbvadaily "C:\ ***\00-dataset_reg_daily_bbva.dta"  
  
local results_path_reg "C:\***\20250321_results_REG_v4.xml"  
local results_path_inst "C:\ ***\20250321_results_IV_v4.xml"  
  
/// LOG ///  
  
capture log close  
clear  
log using "`log_path'", replace  
  
//// *****  
//// REGRESIONES OLS + TEST DE OSTER  
//// *****  
  
// ===== DAILY =====  
  
use "`db_path_reg_daily'", clear  
keep if id == 1  
  
// --- CHINA ---  
regress cds_china gprd_global  
regress cds_china gprd_global interest_eu interest_us interest_china move vix  
cbbss5y  
estimate store CDS_China, title(CDS China)  
psacalc delta gprd_global  
psacalc beta gprd_global  
  
// --- US ---  
regress cds_us gprd_global
```

```
regress cds_us gprd_global interest_eu interest_us interest_china move vix
cbbss5y
estimate store CDS_US, title(CDS US)
psacalc delta gprd_global
psacalc beta gprd_global

// --- EU ---
regress cds_eu gprd_global
regress cds_eu gprd_global interest_eu interest_us interest_china move vix
cbbss5y
estimate store CDS_EU, title(CDS EU)
psacalc delta gprd_global
psacalc beta gprd_global

xml_tab CDS_China CDS_EU CDS_US, replace sheet(Reg CDS Daily, color(3)
nogridlines) stats(N r2 r2_a) font("Verdana" 8) tblank(1) lines(_cons 2 LAST_ROW
13 COL_NAMES 2 EST_NAMES 2) nolabel save("`results_path_reg'")

// ===== DAILY BBVA =====

use "`db_path_reg_bbvadaily'", clear
keep if id == 1

// --- CHINA ---
regress cds_china geo_risk_china
regress cds_china geo_risk_china interest_eu interest_us interest_china move vix
cbbss5y geo_risk_eu geo_risk_us
estimate store CDS_China_bbva, title(CDS China)
psacalc delta geo_risk_china
psacalc beta geo_risk_china

// --- US ---
regress cds_us geo_risk_us
regress cds_us geo_risk_us interest_eu interest_us interest_china move vix
cbbss5y geo_risk_eu geo_risk_china
estimate store CDS_US_bbva, title(CDS US)
psacalc delta geo_risk_us
psacalc beta geo_risk_us

// --- EU ---
regress cds_eu geo_risk_eu
regress cds_eu geo_risk_eu interest_eu interest_us interest_china move vix
cbbss5y geo_risk_us geo_risk_china
estimate store CDS_EU_bbva, title(CDS EU)
psacalc delta geo_risk_eu
psacalc beta geo_risk_eu

xml_tab CDS_China CDS_EU CDS_US CDS_China_bbva CDS_EU_bbva CDS_US_bbva, append
sheet(Reg CDS Daily BBVA, color(3) nogridlines) stats(N r2 r2_a) font("Verdana" 8)
```

```
tblank(1) lines(_cons 2 LAST_ROW 13 COL_NAMES 2 EST_NAMES 2) nolabel
save("`results_path_reg'")

// ===== MONTHLY =====

use "`db_path_reg_monthly'", clear
keep if id == 1

// --- Sin EPU ---

// CHINA
regress cds_china gprd_china
regress cds_china gprd_china gprd_eu gprd_us interest_rate_china shadow_eu
shadow_us move vix cccbss5y
estimate store CDS_China, title(CDS China)
psacalc delta gprd_china
psacalc beta gprd_china

// EU
regress cds_eu gprd_eu
regress cds_eu gprd_eu gprd_china gprd_us interest_rate_china shadow_eu shadow_us
move vix cccbss5y
estimate store CDS_EU, title(CDS EU)
psacalc delta gprd_eu
psacalc beta gprd_eu

// US
regress cds_us gprd_us
regress cds_us gprd_us gprd_china gprd_eu interest_rate_china shadow_eu shadow_us
move vix cccbss5y
estimate store CDS_US, title(CDS US)
psacalc delta gprd_us
psacalc beta gprd_us

// --- Con EPU ---

// CHINA
regress cds_china gprd_china
regress cds_china gprd_china gprd_eu gprd_us interest_rate_china shadow_eu
shadow_us move vix cccbss5y epu_china epu_eu epu_us
estimate store CDS_China_epu, title(CDS China)
psacalc delta gprd_china
psacalc beta gprd_china

// EU
regress cds_eu gprd_eu
regress cds_eu gprd_eu gprd_china gprd_us interest_rate_china shadow_eu shadow_us
move vix cccbss5y epu_china epu_eu epu_us
estimate store CDS_EU_epu, title(CDS EU)
psacalc delta gprd_eu
```

```
psacalc beta gprd_eu

// US
regress cds_us gprd_us
regress cds_us gprd_us gprd_china gprd_eu interest_rate_china shadow_eu shadow_us
move vix cbbss5y epu_china epu_eu epu_us
estimate store CDS_US_epu, title(CDS US)
psacalc delta gprd_us
psacalc beta gprd_us

// --- BBVA ---
drop if geo_risk_eu == 0

// CHINA
regress cds_china geo_risk_china
regress cds_china geo_risk_china geo_risk_eu geo_risk_us interest_rate_china
shadow_eu shadow_us move vix cbbss5y epu_china epu_eu epu_us
estimate store CDS_China_epu_bbva, title(CDS China)
psacalc delta geo_risk_china
psacalc beta geo_risk_china

// EU
regress cds_eu geo_risk_eu
regress cds_eu geo_risk_eu geo_risk_china geo_risk_us interest_rate_china
shadow_eu shadow_us move vix cbbss5y epu_china epu_eu epu_us
estimate store CDS_EU_epu_bbva, title(CDS EU)
psacalc delta geo_risk_eu
psacalc beta geo_risk_eu

// US
regress cds_us geo_risk_us
regress cds_us geo_risk_us geo_risk_china geo_risk_eu interest_rate_china
shadow_eu shadow_us move vix cbbss5y epu_china epu_eu epu_us
estimate store CDS_US_epu_bbva, title(CDS US)
psacalc delta geo_risk_us
psacalc beta geo_risk_us

xml_tab CDS_China CDS_EU CDS_US CDS_China_epu CDS_EU_epu CDS_US_epu
CDS_China_epu_bbva CDS_EU_epu_bbva CDS_US_epu_bbva, append sheet(Reg CDS Monthly,
color(3) nogridlines) stats(N r2 r2_a) font("Verdana" 8) tblank(1) lines(_cons 2
LAST_ROW 13 COL_NAMES 2 EST_NAMES 2) nolabel save("`results_path_reg'")

//// *****
//// REGRESIONES INSTRUMENTALES
//// *****

// ===== DAILY =====

// ----- DAILY, NO BBVA -----
```

```
use "`db_path_reg_bbvadaily'", clear
keep if id==1
local db_path_bbva_cleaned "C:\***\00-dataset_reg_daily_bbva_id1_cleaned.dta"
save "`db_path_bbva_cleaned'", replace

use "`db_path_reg_daily'", clear
keep if id==1

merge 1:1 date using "`db_path_bbva_cleaned'", keepusing(geo_risk_china
geo_risk_eu geo_risk_us) nogenenerate

local db_path_daily_merged "C:\***\00-dataset_reg_daily_merged.dta"
drop if missing(geo_risk_china) | missing(geo_risk_eu) | missing(geo_risk_us)
save "`db_path_daily_merged'", replace

sort year month day

gen L2_geo_risk_china = geo_risk_china[_n-2]
gen L3_geo_risk_china = geo_risk_china[_n-3]
gen L4_geo_risk_china = geo_risk_china[_n-4]

gen L2_geo_risk_eu = geo_risk_eu[_n-2]
gen L3_geo_risk_eu = geo_risk_eu[_n-3]
gen L4_geo_risk_eu = geo_risk_eu[_n-4]

gen L2_geo_risk_us = geo_risk_us[_n-2]
gen L3_geo_risk_us = geo_risk_us[_n-3]
gen L4_geo_risk_us = geo_risk_us[_n-4]

drop if missing(L2_geo_risk_china, L3_geo_risk_china, L4_geo_risk_china,
L2_geo_risk_eu, L3_geo_risk_eu, L4_geo_risk_eu, L2_geo_risk_us, L3_geo_risk_us,
L4_geo_risk_us)

// --- CHINA ---
ivreg2 cds_china (gprd_global = L2_geo_risk_china L3_geo_risk_china
L4_geo_risk_china) interest_eu interest_us interest_china move vix cbbss5y, first
estimate store IV_china_daily
weakiv

// --- EUROPA ---
ivreg2 cds_eu (gprd_global = L2_geo_risk_eu L3_geo_risk_eu L4_geo_risk_eu
L2_geo_risk_china L3_geo_risk_china L4_geo_risk_china) interest_eu interest_us
interest_china move vix cbbss5y, first
estimate store IV_eu_daily
weakiv

// --- US ---
ivreg2 cds_us (gprd_global = L2_geo_risk_us L3_geo_risk_us L4_geo_risk_us
L2_geo_risk_china L3_geo_risk_china L4_geo_risk_china) interest_eu interest_us
interest_china move vix cbbss5y, first
estimate store IV_us_daily
```

```
weakiv

xml_tab IV_china_daily IV_eu_daily IV_us_daily, replace sheet("IV CDS Daily",
color(3) nogridlines) stats(N r2 r2_a first F stockyogo) font("Verdana" 8)
tblank(1) nolabel save("`results_path_inst'")

// ----- DAILY BBVA -----

use "`db_path_reg_daily'", clear
keep if id==1
local db_path_daily_id1 "C:\***\00-dataset_reg_daily_id1_cleaned.dta"
save "`db_path_daily_id1'", replace

use "`db_path_bbva_cleaned'", clear
merge 1:1 date using "`db_path_daily_id1'", keepusing(gprd_global) keep(match)
nogenerate

sort year month day

local db_path_bbva_merged "C:\***\00-dataset_reg_daily_bbva_merged.dta"
save "`db_path_bbva_merged'", replace

gen L2_gprd_global = gprd_global[_n-2]
gen L3_gprd_global = gprd_global[_n-3]
gen L4_gprd_global = gprd_global[_n-4]

gen L2_geo_risk_china = geo_risk_china[_n-2]
gen L3_geo_risk_china = geo_risk_china[_n-3]
gen L4_geo_risk_china = geo_risk_china[_n-4]

drop if missing(L2_gprd_global, L3_gprd_global, L4_gprd_global, L2_geo_risk_china,
L3_geo_risk_china, L4_geo_risk_china)

// --- CHINA ---
ivreg2 cds_china (geo_risk_china = L2_gprd_global L3_gprd_global L4_gprd_global)
interest_eu interest_us interest_china move vix cbbss5y geo_risk_eu geo_risk_us,
first
estimate store IV_china_bbva_daily
weakiv

// --- EUROPA ---
ivreg2 cds_eu (geo_risk_eu = L2_gprd_global L3_gprd_global L4_gprd_global)
interest_eu interest_us interest_china move vix cbbss5y geo_risk_us
geo_risk_china, first
estimate store IV_eu_bbva_daily
weakiv

// --- US ---
```

```
ivreg2 cds_us (geo_risk_us = L2_gprd_global L3_gprd_global L4_gprd_global
L2_geo_risk_china L3_geo_risk_china L4_geo_risk_china) interest_eu interest_us
interest_china move vix cbbss5y geo_risk_eu geo_risk_china, first
estimate store IV_us_bbva_daily
weakiv

xml_tab IV_china_bbva_daily IV_eu_bbva_daily IV_us_bbva_daily, append sheet("IV
CDS Daily BBVA", color(3) nogridlines) stats(N r2 r2_a first F stockyogo) nolabel
save("`results_path_inst'")

// ===== MONTHLY =====

use "`db_path_reg_monthly'", clear
keep if id==1

sort year month

gen L1_geo_risk_china = geo_risk_china[_n-1]
gen L1_geo_risk_eu = geo_risk_eu[_n-1]
gen L1_geo_risk_us = geo_risk_us[_n-1]
gen L1_gprd_china = gprd_china[_n-1]
gen L1_gprd_eu = gprd_eu[_n-1]
gen L1_gprd_us = gprd_us[_n-1]

drop if missing(L1_geo_risk_china, L1_geo_risk_eu, L1_geo_risk_us, L1_gprd_china,
L1_gprd_eu, L1_gprd_us)

// ----- SIN EPU, NO BBVA -----

// CHINA
ivreg2 cds_china (gprd_china = L1_geo_risk_china) gprd_eu gprd_us
interest_rate_china shadow_eu shadow_us move vix cbbss5y, first
estimate store IV_china_noepu_monthly
weakiv

// EUROPA
ivreg2 cds_eu (gprd_eu = L1_geo_risk_eu) gprd_china gprd_us interest_rate_china
shadow_eu shadow_us move vix cbbss5y, first
estimate store IV_eu_noepu_monthly
weakiv

// US
ivreg2 cds_us (gprd_us = L1_geo_risk_us) gprd_china gprd_eu interest_rate_china
shadow_eu shadow_us move vix cbbss5y, first
estimate store IV_us_noepu_monthly
weakiv

// ----- CON EPU, NO BBVA -----
```

```
// CHINA
ivreg2 cds_china (gprd_china = L1_geo_risk_china) gprd_eu gprd_us
interest_rate_china shadow_eu shadow_us move vix ccbss5y epu_china epu_eu epu_us,
first
estimate store IV_china_epu_monthly
weakiv

// EUROPA
ivreg2 cds_eu (gprd_eu = L1_geo_risk_eu) gprd_china gprd_us interest_rate_china
shadow_eu shadow_us move vix ccbss5y epu_china epu_eu epu_us, first
estimate store IV_eu_epu_monthly
weakiv

// US
ivreg2 cds_us (gprd_us = L1_geo_risk_us) gprd_china gprd_eu interest_rate_china
shadow_eu shadow_us move vix ccbss5y epu_china epu_eu epu_us, first
estimate store IV_us_epu_monthly
weakiv

// ----- CON EPU + BBVA -----
drop if geo_risk_eu == 0

// CHINA
ivreg2 cds_china (geo_risk_china = L1_gprd_china) geo_risk_eu geo_risk_us
interest_rate_china shadow_eu shadow_us move vix ccbss5y epu_china epu_eu epu_us,
first
estimate store IV_china_epu_monthly_bbva
weakiv

// EUROPA
ivreg2 cds_eu (geo_risk_eu = L1_gprd_eu) geo_risk_china geo_risk_us
interest_rate_china shadow_eu shadow_us move vix ccbss5y epu_china epu_eu epu_us,
first
estimate store IV_eu_epu_monthly_bbva
weakiv

// US
ivreg2 cds_us (geo_risk_us = L1_gprd_us) geo_risk_china geo_risk_eu
interest_rate_china shadow_eu shadow_us move vix ccbss5y epu_china epu_eu epu_us,
first
estimate store IV_us_epu_monthly_bbva
weakiv

xml_tab IV_china_noepu_monthly IV_eu_noepu_monthly IV_us_noepu_monthly
IV_china_epu_monthly IV_eu_epu_monthly IV_us_epu_monthly IV_china_epu_monthly_bbva
IV_eu_epu_monthly_bbva IV_us_epu_monthly_bbva, append sheet("IV CDS Monthly",
color(3) nogridlines) stats(N r2 r2_a first F stockyogo) nolabel
save("`results_path_inst'")

// ===== CERRAR LOG =====
```

log close
clear