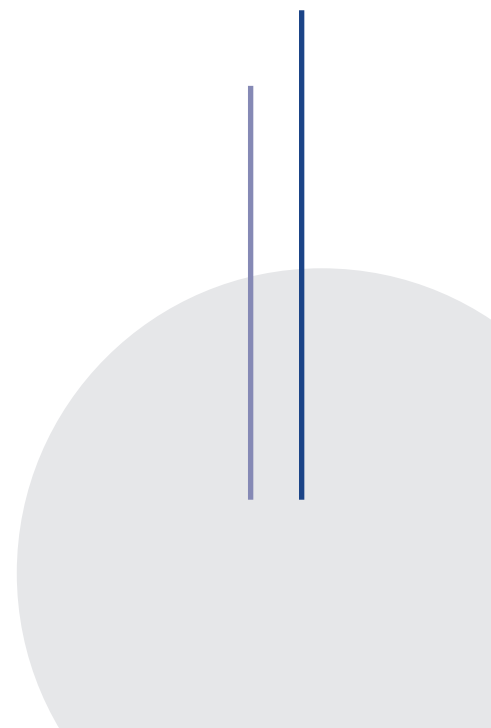




CADENAS ROTAS, PRECIOS DISPARES FRAGMENTACIÓN GEOECONÓMICA, COMERCIO EXTERIOR E INFLACIÓN IMPORTADA EN LOS PAÍSES DEL FLAR (2010-2024)

Luis Randy Loayza Arroyo

July | 2026



CADENAS ROTAS, PRECIOS DISPARES FRAGMENTACIÓN GEOECONÓMICA, COMERCIO EXTERIOR E INFLACIÓN IMPORTADA EN LOS PAÍSES DEL FLAR (2010-2024)

Luis Randy Loayza Arroyo
Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP)

Resumen

Este ensayo cuantifica cómo la fragmentación geoeconómica se transmite, vía fricciones logísticas y re-ordenamiento de cadenas de valor, hacia la inflación importada de los nueve países miembros del Fondo Latinoamericano de Reservas (FLAR) durante 2010Q1–2024Q4. Mediante un SVAR con restricciones de signo identificado (Uhlig, 2005), documentamos que el choque de fragmentación global, representado por el índice de presión de la cadena de suministro global (GSCPI) de la Fed de Nueva York, podría explicar entre el 11% y el 19% de la varianza del error de pronóstico de la inflación a un horizonte de ocho trimestres, con Chile, Paraguay y Venezuela en el rango superior (17–19%) y Bolivia en el inferior (11%). A 12 trimestres, Chile y Colombia alcanzan contribuciones cercanas al 25%. Un modelo XGBoost¹ con test Diebold-Mariano corregido por Harvey et al. (1997) es consistente con el valor predictivo incremental del índice. Con base en estos hallazgos, se propone la creación de un Monitor de Presiones de Cadena de Suministro para América Latina (MPCS-LAC) gestionado por el FLAR, junto con tres recomendaciones de política que transforman los resultados empíricos en herramientas operativas para la cooperación financiera regional.

Palabras clave: fragmentación geoeconómica, inflación importada, SVAR, restricciones de signo, GSCPI, América Latina, FLAR.

Clasificación JEL: E31, F41, F62, C32.

¹ Algoritmo de aprendizaje automático (Machine Learning).

Contenido

1. Introducción	4
2. Marco Conceptual: Comercio Exterior y Transmisión Inflacionaria	5
3. Hechos Estilizados	6
4. Estrategia Empírica	8
4.1. SVAR con restricciones de signo	8
4.2. Datos y especificación	9
4.3. XGBoost como evidencia complementaria	9
5. Resultados	10
5.1. Funciones impulso-respuesta	10
5.2. Descomposición de varianza y composición del comercio exterior	11
5.3. Valor informacional del GSCPI: evidencia XGBoost	12
6. Propuesta de Monitoreo: el MPCs-LAC	14
7. Recomendaciones de Política para el FLAR	15
8. Conclusión	16
9. Referencias	17

1. Introducción

En diciembre de 2021, el Global Supply Chain Pressure Index (GSCPI) elaborado por el Banco de la Reserva Federal de Nueva York alcanzó 4.49 desviaciones estándar por encima de su media histórica, el nivel más extremo desde que existe registro del índice. En ese mismo trimestre, la inflación interanual promedio de los países miembros del FLAR superaba el 8% anual y nueve bancos centrales de la región enfrentaban la disyuntiva más difícil de la última década: endurecer la política monetaria ante una inflación que, en parte sustancial, no era de origen doméstico. Este episodio es la expresión más aguda de un proceso estructural de largo plazo que está rediseñando los mapas del comercio global, con consecuencias asimétricas para una región cuya inserción internacional combina dependencia de importación de materias primas, integración parcial en cadenas de valor manufactureras y heterogeneidad institucional en sus marcos de política monetaria.

El puente analítico entre este rediseño global y la inflación doméstica opera a través del comercio exterior. La fragmentación se manifiesta en tres fricciones comerciales concretas: alteración de los volúmenes transables por la imposición de aranceles y cuotas; reordenamiento de las rutas logísticas hacia bloques geopolíticamente alineados; e incremento de los costos de flete por la subutilización de capacidad en localizaciones menos eficientes. Estas disrupciones físicas en el comercio exterior se traducen en presiones de cadena de suministro que el GSCPI captura sintéticamente, alimentando la inflación importada.

Por lo tanto, la hipótesis central de este ensayo es que la fragmentación geoeconómica, impulsada por tensiones geopolíticas, el nearshoring² y las políticas de friend-shoring³, opera como un choque estructural de oferta global que amplifica la volatilidad inflacionaria en América Latina, con efectos heterogéneos según la estructura exportadora y el espacio de política monetaria de cada economía. Resolver esta hipótesis requiere superar una tensión teórica no trivial: el canal de equilibrio parcial predice que la fragmentación es inflacionaria al elevar los costos de los insumos importados; mientras que el canal de equilibrio general sugiere que el efecto neto depende del ajuste endógeno de la demanda (Ambrosino et al., 2024). Distinguir empíricamente cuál canal domina en el horizonte de política relevante es el aporte central de este trabajo.

Para ello, se estimó un SVAR con restricciones de signo para los nueve países miembros del FLAR utilizando datos trimestrales del Sistema de Información Económica del FLAR y el NY Fed.

² Relocalización productiva hacia países cercanos geográficamente.

³ Redirección de suministros hacia aliados geopolíticos con valores compartidos.

La Descomposición de Varianza del Error de Pronóstico revela que el choque explica entre el 11% y el 19% de la varianza inflacionaria a 8 trimestres en los países del FLAR, con contribuciones que escalan hasta el 25% en Chile y Colombia a 12 trimestres. Bolivia exhibe la contribución más baja (11.4% a 8 trimestres), mientras que Venezuela, pese a su dinámica inflacionaria endógena, registra una contribución moderada cercana al 19%.

2. Marco Conceptual: Comercio Exterior y Transmisión Inflacionaria

La fragmentación geoeconómica como concepto analítico emerge de la confluencia de dos fenómenos estructurales. Por un lado, la rivalidad estratégica entre Estados Unidos y China ha generado un proceso de decoupling⁴ selectivo que reorganiza los flujos de inversión extranjera directa y las cadenas de suministro manufactureras. Por otro lado, los choques de la pandemia de COVID-19 expusieron la fragilidad de cadenas hiperoptimizadas bajo el paradigma just-in-time⁵, acelerando la demanda política por estrategias de nearshoring² y friend-shoring³ (Aiyar et al., 2023; Fondo Monetario Internacional, 2023). El resultado es una transición desde un orden comercial basado en la eficiencia de costos hacia uno también condicionado por la seguridad geopolítica y la resiliencia de suministros.

Desde la perspectiva inflacionaria, la literatura identifica dos canales con signos potencialmente opuestos. El canal de equilibrio parcial opera vía costos: cuando las cadenas se reorganizan, los procesos productivos deben replicarse en localizaciones menos eficientes, generando un “impuesto” implícito sobre la producción global. Este costo se transmite al IPC a través del encarecimiento directo de bienes importados, el incremento en costos de insumos productivos domésticos y la presión cambiaria asociada al deterioro de los términos de intercambio (Auer et al., 2019). Para economías latinoamericanas con alta dependencia de importaciones de bienes de capital y materias primas intermedias, este canal es especialmente relevante en el corto y mediano plazo.

El canal de equilibrio general, formalizado por Ambrosino, Chan y Tenreiro (2024), opera en el largo plazo: la relocalización productiva podría reducir la presión inflacionaria al crear nueva capacidad manufacturera en regiones previamente periféricas, condicional al ajuste de la demanda agregada y a la heterogeneidad de los hogares. La pregunta empírica relevante es si América Latina está realmente capturando esta relocalización. La evidencia preliminar es mixta: México concentra una parte considerable del nearshoring² norteamericano (semiconductores, automotriz, electrodomésticos); Costa Rica ha consolidado manufactura de precisión y

⁴ Ruptura de la interdependencia económica entre potencias.

⁵ Gestión de inventarios de mínima reserva.

dispositivos médicos; pero el resto de la región, Colombia, Perú y Chile registra entradas marginales de IED manufacturera y una composición de exportaciones que sigue anclada en commodities⁶. El riesgo asimétrico es claro: la región podría sufrir los costos inflacionarios de la fragmentación sin capturar los beneficios de la reindustrialización.

Tres cuellos de botella en la infraestructura comercial regional explican esta brecha y bloquean la activación del canal desinflacionario. Primero, infraestructura portuaria insuficiente: los puertos del Pacífico latinoamericano, Callao, San Antonio, Buenaventura, operan cerca de su capacidad máxima, con tarifas relativamente elevadas en comparación con puertos asiáticos similares. Segundo, conectividad logística terrestre fragmentada: los corredores intra-Mercosur y andinos tienen costos por kilómetro significativamente superiores a los de la Unión Europea o Asia oriental, neutralizando la ventaja geográfica frente a Estados Unidos. Tercero, certeza regulatoria insuficiente: la rotación de marcos fiscales, laborales y de inversión extranjera en varios países del bloque genera primas de riesgo que desplazan la IED hacia jurisdicciones con marcos institucionales más estables. En suma, sin intervención sobre estos cuellos de botella comerciales, el canal de equilibrio general no se activa.

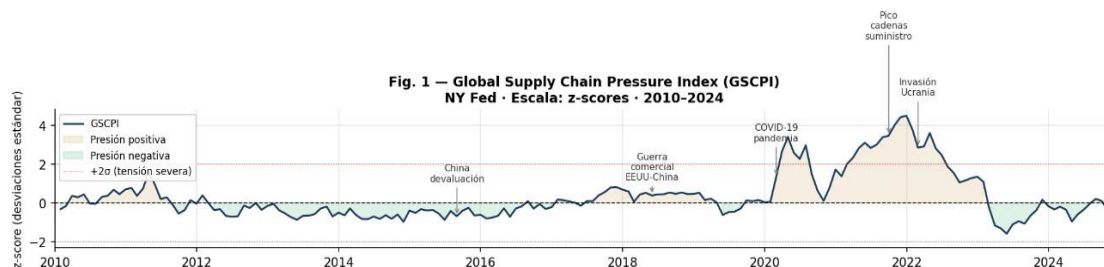
La heterogeneidad estructural de los miembros del FLAR es el tercer pilar del marco. No es razonable esperar que un choque de fragmentación afecte uniformemente a una economía dolarizada como Ecuador, a una exportadora de hidrocarburos como Bolivia, a una economía diversificada como Colombia, y a una en colapso institucional como Venezuela. La estructura de exposición, medida por integración en cadenas de valor globales, flexibilidad cambiaria, traspaso del tipo de cambio y espacio de política monetaria, determina la magnitud y persistencia del impacto.

3. Hechos Estilizados

Tres hechos establecen la pertinencia empírica de la hipótesis. El primero es la naturaleza episódica y de intensidad creciente de los choques: la guerra comercial Estados Unidos y China generó presiones moderadas (+1 a +2σ); el colapso pandémico de 2020 fue el primer episodio severo; el pico de diciembre de 2021 (+4.49σ) fue el evento más extremo en la historia del índice; la invasión rusa de Ucrania añadió un segundo choque que mantuvo presiones elevadas hasta mediados de 2023 (Figura 1).

⁶ Materias primas cuyos precios de referencia se determinan en los mercados internacionales.

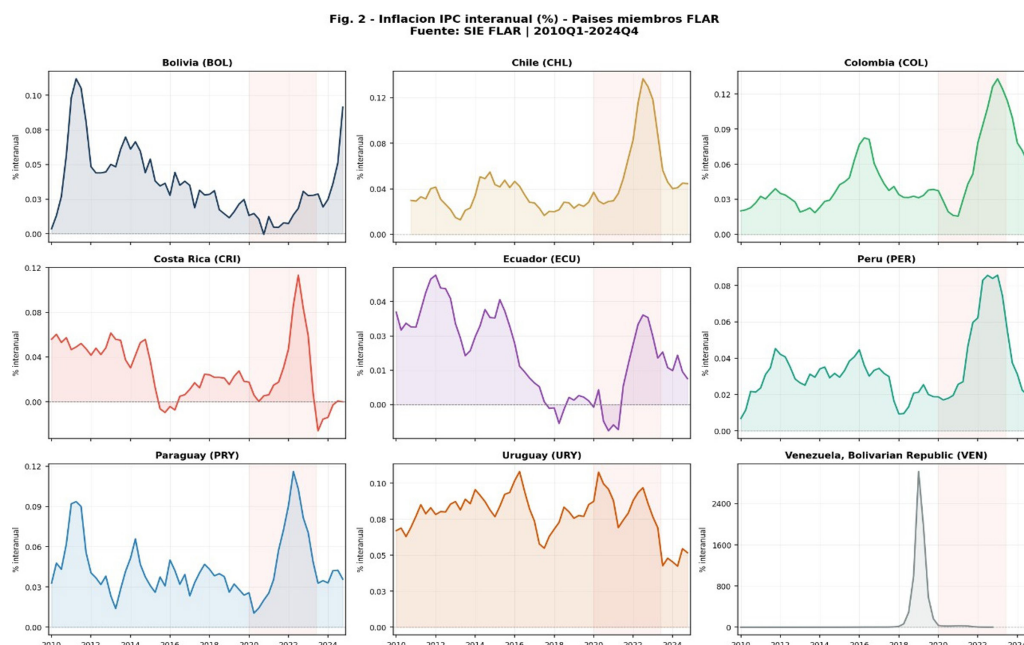
Figura 1. Evolución del Global Supply Chain Pressure Index (GSCPI), 2010Q1-2024Q4.



Fuente: Benigno et al. (2022), Federal Reserve Bank of New York.

El segundo hecho es la marcada heterogeneidad en la respuesta inflacionaria. Durante 2021-2023, Colombia y Perú superaron el 10% de inflación anual; Chile alcanzó máximos cercanos al 14%; Costa Rica desbordó su banda objetivo. Ecuador, pese a su dolarización, también acusó el choque vía precios de importaciones. Bolivia exhibió una respuesta más contenida, atribuible a controles de precios y subsidios, y Venezuela permanece como un caso singular donde la hiperinflación endógena domina cualquier señal externa (Figura 2). Esta heterogeneidad, documentada por Medina y Wlasiuk (2024), refleja diferencias estructurales en la inserción internacional, el régimen cambiario y el espacio de política monetaria.

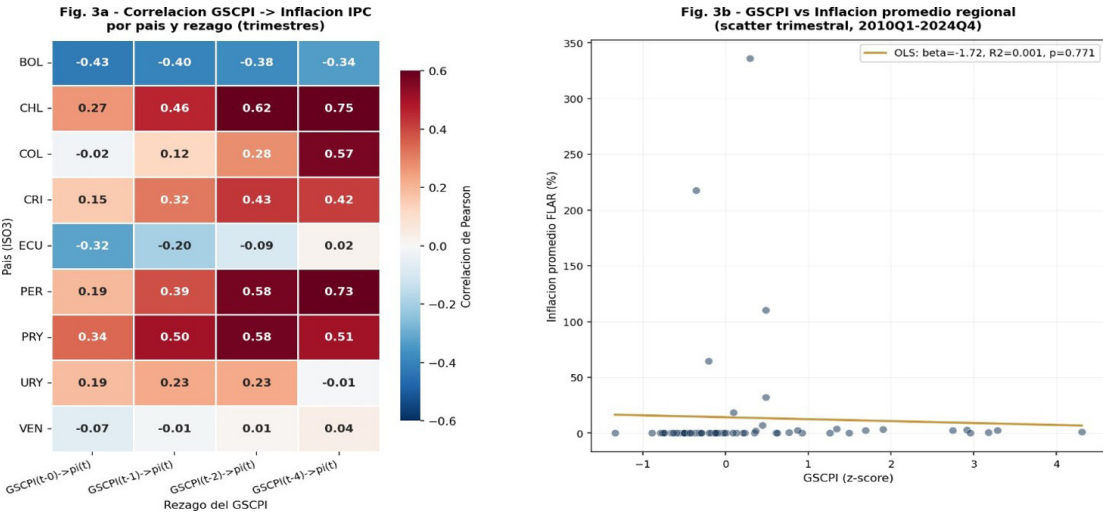
Figura 2. Inflación IPC interanual en los nueve países miembros del FLAR, 2010Q1-2024Q4.



Fuente: SIE FLAR

El tercer hecho es la sincronización entre el GSCPI y la inflación regional. Las correlaciones cruzadas para 2010Q1–2024Q4 revelan una correlación positiva y estadísticamente significativa, con un pico de transmisión entre uno y dos trimestres de rezago (Figura 3), consistente con un mecanismo de traspaso gradual en línea con la evidencia para economías avanzadas (Cevik y Gwon, 2024; Kemp et al., 2023). La relación es sistemática a lo largo de todo el período muestral, respaldando la hipótesis de un canal estructural.

Figura 3. Correlación cruzada entre GSCPI y la inflación IPC promedio de países FLAR



Fuente: elaboración propia con datos SIE FLAR y NY FED

4. Estrategia Empírica

4.1. SVAR con restricciones de signo

Las perturbaciones que elevan el GSCPI son observacionalmente similares a otros choques que también elevan la inflación. Para resolver el problema de identificación adoptamos el método de restricciones de signo puras de Uhlig (2005), implementado mediante muestreo por rechazo bayesiano sobre matrices ortogonales con distribución uniforme Haar (Rubio-Ramírez et al., 2010). Sea $Y_t = [\pi_t, y_t, i_t, e_t, \text{GSCPI}_t]'$ el vector de variables endógenas. La forma estructural y reducida del SVAR satisface:

$$A_0 Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon, \varepsilon_t \sim N(0, I_n)$$

El choque estructural ε_t se recupera mediante la descomposición $\Sigma = A_0^{-1}A_0^{-1'}$ del residuo reducido. Dado que A_0 no es identificada por los datos, parametrizamos $A_0^{-1} = P \cdot Q$, donde $P = \text{chol}(\Sigma)$ y $Q \in O(n)$ es una matriz ortogonal muestreada uniformemente sobre la medida de Haar. Las restricciones de signo seleccionan el subconjunto admisible de rotaciones:

$$S(h) = \{Q \in O(n): \text{sign}(B_{ij}(h)) = s_{ij} \forall (i, j, h) \in \mathcal{R}\}$$

donde $B_{ij}(h) = e_i' \Phi_h P Q e_j$ es la respuesta del impulso al horizonte h , y $\mathcal{R}$ es el conjunto de restricciones contemporáneas que identifica el choque de fragmentación: incremento simultáneo del GSCPI, la inflación y el tipo de cambio, junto con caída del producto. Esta combinación de signos ayuda a aislar un choque compatible con fragmentación, aunque no garantiza identificación perfecta: choques de energía, commodities⁶ o reversiones cambiarias podrían exhibir patrones parcialmente similares en alguna dimensión. Por ello, los resultados deben interpretarse como evidencia condicional al esquema de identificación adoptado, ampliamente utilizado en la literatura. Para cada país se retienen $N = 300$ valores válidos sobre 20,000 intentos, reportando mediana y bandas al 68% y 90% (Read, 2024; Firat y Hao, 2023).

4.2. Datos y especificación

Se construye una base de datos para los nueve países miembros del FLAR con frecuencia trimestral 2010Q1- 2024Q4 (60 observaciones por país); las estimaciones completas del SVAR se reportan para ocho países, dado que Uruguay presenta cobertura parcial del PIB que impide la convergencia del modelo. Las series provienen del Sistema de Información Económica del FLAR; el GSCPI proviene del repositorio del NY Fed (Benigno et al., 2022) y se utiliza como proxy operativo de las disrupciones comerciales y logísticas asociadas a la fragmentación geoeconómica, conforme a su uso creciente en la literatura sobre transmisión de choques externos a la inflación. ADF y KPSS confirman estacionariedad $I(0)$ para las series de variación interanual. Para Bolivia, Ecuador y Venezuela, sin tasa de política consistente, el SVAR usa cuatro variables endógenas. Ecuador, por dolarización, recibe imputación cero en variación cambiaria. La selección de rezagos minimiza Akaike, con $p \in \{2, 3, 4\}$.

4.3. XGBoost como evidencia complementaria

Modelo A: lags 1-4 de π_t, y_t, i_t , e. Modelo B: añade lags 1-4 del GSCPI. Hiperparámetros conservadores para muestras pequeñas ($\text{max_depth} = 3$, $\text{learning_rate} = 0.03$, $n_estimators = 500$ con early stopping); split temporal 70/15/15. La diferencia de desempeño se evalúa mediante el test Diebold-Mariano corregido por Harvey et al. (1997). Sea $d_t = e^2_{1t} - e^2_{2t}$. Bajo $H_0: E[d_t] = 0$, el estadístico HLN es:

$$DM^* = DM \cdot \sqrt{[(T + 1 - 2h + T^{-1}h(h - 1)) / T]}$$

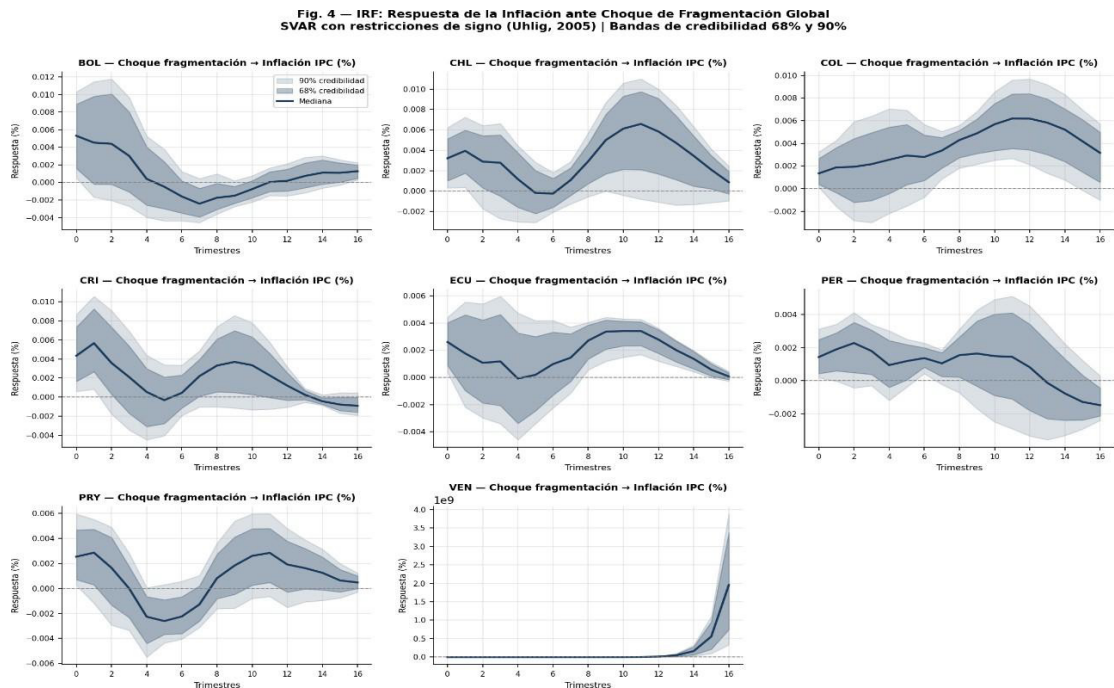
donde el ajuste corrige el sesgo de muestras pequeñas. La consistencia entre SVAR y XGBoost constituye validación cruzada metodológicamente independiente.

5. Resultados

5.1. Funciones impulso-respuesta

La Figura 4 presenta las IRF medianas de la inflación ante un choque unitario (1σ) del GSCPI con bandas de credibilidad al 68% y 90%. La respuesta es positiva y estadísticamente distinguible de cero en los primeros cuatro trimestres para Colombia, Ecuador, Perú y Chile, con efecto máximo entre el segundo y cuarto trimestre.

Figura 4. Funciones Impulso-Respuesta (IRF) de la inflación ante un choque de 1σ en el GSCPI para los países FLAR con estimaciones SVAR completas



Fuente: estimaciones propias.

El contraste Chile - Ecuador es particularmente revelador y permite trazar la mecánica económica detrás de las respuestas divergentes. Ante un choque idéntico de costos importados, Ecuador

absorbe el shock exclusivamente vía precios internos: al estar dolarizada, no dispone del amortiguador que ofrece la depreciación nominal, por lo que el incremento de costos se traslada de forma casi mecánica al IPC en los primeros dos trimestres. La dolarización, paradójicamente, amplifica en el corto plazo la transmisión inflacionaria de los choques externos. Chile, en contraste, tiene tres válvulas de escape que Ecuador no posee: la depreciación cambiaria absorbe parte del choque vía términos de intercambio; los márgenes empresariales del sector financiero, más profundo y desarrollado absorben otro componente vía compresión transitoria de utilidades; y el ancla nominal de la meta de inflación, con más de dos décadas de credibilidad acumulada, modera la respuesta de las expectativas. Este diferencial sistemático ha sido documentado para Colombia, Chile, México y Perú mediante SVAR con restricciones de largo plazo (Espinoza Ipanaque, 2023).

5.2. Descomposición de varianza y composición del comercio exterior

Formalmente, la contribución del choque j a la varianza del error de pronóstico de la variable i al horizonte h , conocida como Descomposición de Varianza del Error de Pronóstico (FEVD, por sus siglas en inglés), es:

$$FEVD_{ij}(h) = \frac{\sum_{k=0}^{h-1} (e_i' \Phi_k B e_j)^2}{\sum_{k=0}^{h-1} e_i' \Phi_k \Sigma \Phi_k' e_i}$$

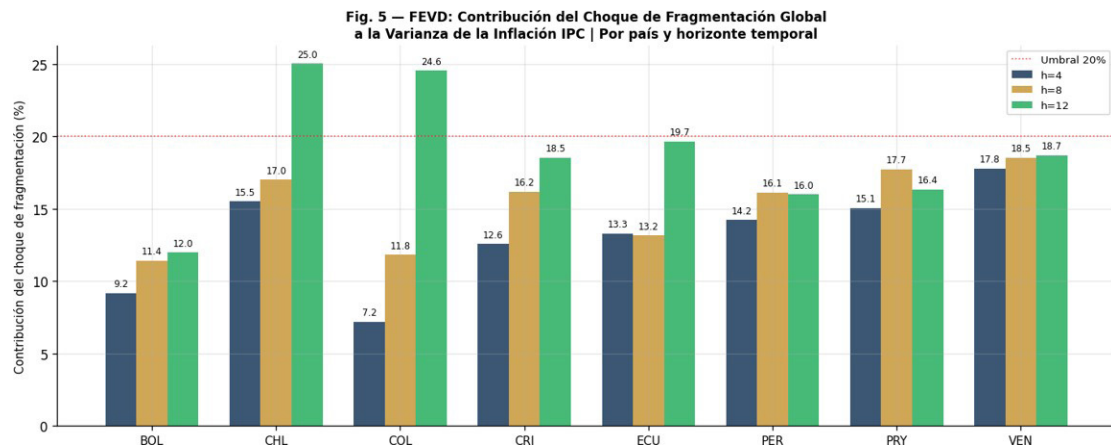
La tabla 1 reporta la mediana de $FEVD_{ij}(h)$ para j = choque de fragmentación, i = inflación. A 8 trimestres, el choque explica entre el 11% y el 19% de la varianza inflacionaria en los países del FLAR, con Venezuela (18.5%), Paraguay (17.7%) y Chile (17.0%) en el extremo superior, y Bolivia (11.4%) y Colombia (11.8%) en el inferior. A 12 trimestres, Chile escala al 25.0% y Colombia al 24.6%, indicando que la transmisión del choque se intensifica con el horizonte en economías con mayor apertura comercial.

Tabla 1. FEVD Contribución del Choque de Fragmentación a la Varianza de la Inflación IPC (%)

País	h = 4	h = 8	h = 12
BOL	9.2	11.4	2.0
CHL	15.5	7.0	25.0
COL	7.2	11.8	4.6
CRI	12.6	6.2	18.5
ECU	13.3	3.2	19.7
PER	14.2	6.1	16.0
PRY	15.1	7.7	16.4
VEN	17.8	8.5	18.7

Nota: Uruguay no converge por cobertura parcial del PIB. Fuente: estimaciones propias con datos SIE FLAR y GSCPI NY Fed, 2010Q1-2024Q4.

Figura 5. Descomposición de Varianza del Error de Pronóstico (FEVD) del choque de fragmentación sobre la inflación a horizontes $h = 4, 8$ y 12 trimestres por país.



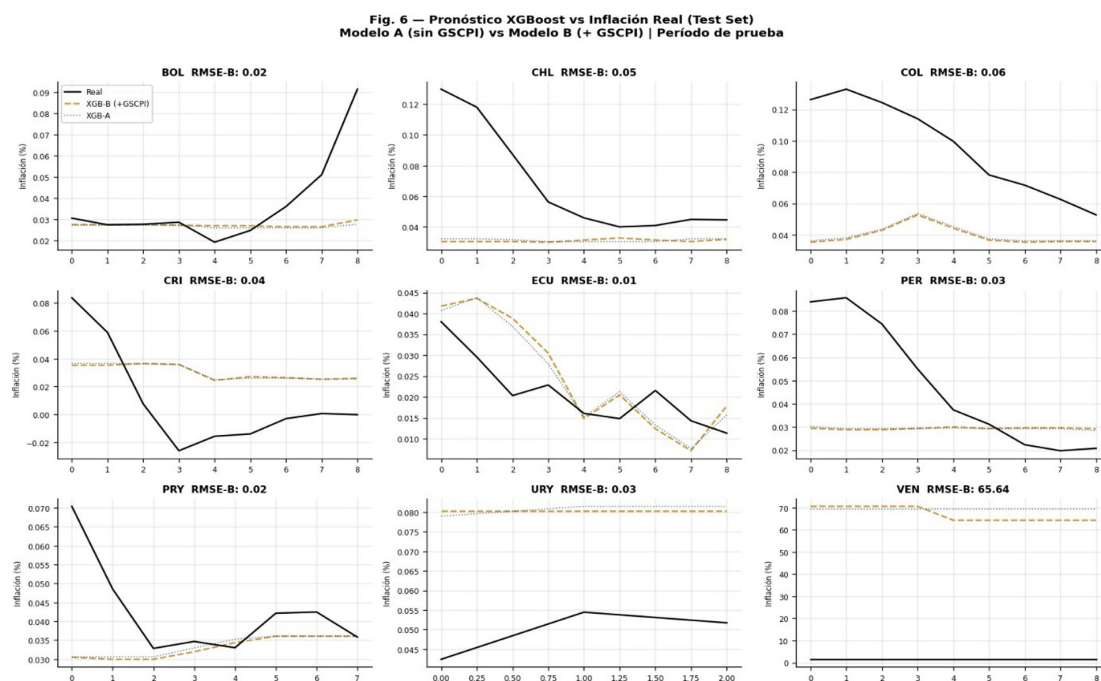
Fuente: estimaciones propias.

La heterogeneidad entre países es moderada pero sistemática. A 8 trimestres, la brecha entre Venezuela (18.5%) y Bolivia (11.4%) refleja diferencias estructurales en la inserción comercial, aunque menos extremas de lo que cabría esperar. El resultado más notable es el comportamiento a 12 trimestres: Chile (25.0%) y Colombia (24.6%) muestran una intensificación sustancial del efecto, consistente con economías cuyas importaciones de bienes de capital y manufacturas intermedias son altamente sensibles a los costos logísticos globales que el GSCPI captura. Bolivia, en contraste, mantiene la contribución más baja en todos los horizontes (9.2-12.0%), reflejando una economía más cerrada en términos efectivos: exportaciones concentradas en gas natural con precios contractuales hacia mercados regionales fijos, importación parcialmente subsidiada y controles de precios que desacoplan la inflación doméstica de los factores externos. El caso de Venezuela es particularmente informativo: pese a la hiperinflación endógena, el choque de fragmentación explica cerca del 19% de la varianza inflacionaria, sugiriendo que incluso en contextos de colapso institucional, las disrupciones de cadena de suministro tienen un canal de transmisión activo.

5.3. Valor informacional del GSCPI: evidencia XGBoost

El test HLN revela que el Modelo B supera al baseline en 3 de 9 países, con una mejora estadísticamente significativa al 5% exclusivamente en Colombia ($\Delta RMSE = -1.1\%$, $p = 0.0002$). Este resultado, modesto en términos de la proporción de países donde B gana, es analíticamente coherente con los hallazgos del SVAR: el GSCPI añade valor predictivo en un país donde el choque muestra alta persistencia a 12 trimestres en la varianza inflacionaria.

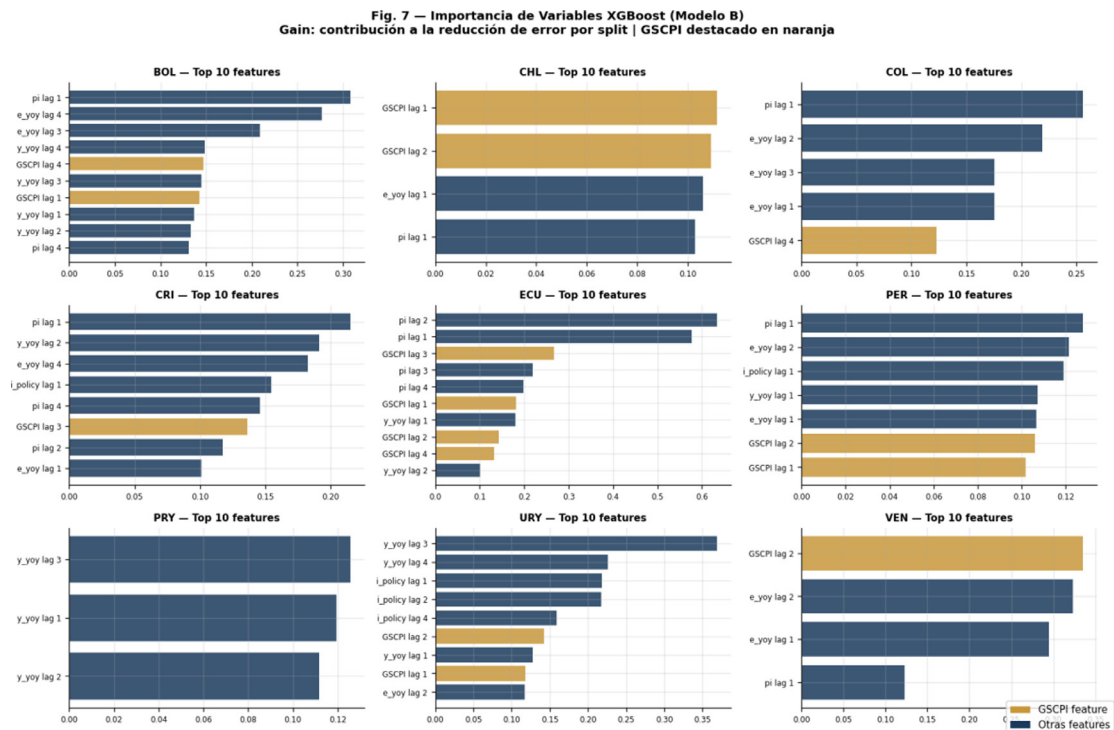
Figura 6. Pronóstico XGBoost Modelo B vs. inflación observada para países seleccionados (muestra de test, 15% final de la serie)



Fuente: estimaciones propias.

La Figura 7 muestra que los lags 2 y 3 del GSCPI son las features más informativas en el Modelo B para Colombia, desfase consistente con el horizonte de traspaso observado en las IRF del SVAR. Para Bolivia, el GSCPI no mejora el pronóstico, lo cual es coherente con su FEVD relativamente baja (11.4% a 8 trimestres). Venezuela presenta un caso distinto: pese a una contribución moderada del choque de fragmentación a la varianza inflacionaria (18.5% a 8 trimestres), la extrema volatilidad endógena dificulta la extracción de la señal predictiva del GSCPI en modelos de machine learning.

Figura 7. Importancia de features (XGBoost Modelo B) para países seleccionados



Fuente: estimaciones propias.

6. Propuesta de Monitoreo: el MPCs-LAC

El GSCPI, o un índice análogo construido para la especificidad latinoamericana, puede funcionar como indicador adelantado de presiones inflacionarias importadas en varios países del FLAR. Si bien algunos bancos centrales incorporan variables externas en su análisis macroeconómico, no existe una plataforma regional coordinada que sistematice este tipo de indicadores para los países miembros. El costo de esta ausencia fue visible en 2021-2022: cuando las presiones globales de cadena de suministro alcanzaban niveles extraordinarios, parte del debate de política aún trataba la aceleración inflacionaria como un fenómeno transitorio.

Por ello, se propone la creación del Monitor de Presiones de Cadena de Suministro para América Latina (MPCS-LAC), gestionado en el ámbito técnico del FLAR, con tres componentes operacionales. Primero: un tablero de actualización mensual del GSCPI, o de un indicador regional equivalente, desagregado por socio comercial relevante para cada país miembro y ponderado por la matriz de comercio bilateral del año base más reciente. Segundo: un sistema de alertas tempranas con tres niveles: alerta amarilla ($+1\sigma$), naranja ($+2\sigma$) y roja ($+3\sigma$), acompañado de un protocolo de

comunicación hacia los bancos centrales miembros. Tercero: una nota técnica trimestral que estime la contribución esperada del choque a la inflación de cada país en los siguientes 2 a 4 trimestres, utilizando parámetros actualizados del SVAR y nueva información disponible.

El valor agregado del FLAR frente a iniciativas nacionales radica en su capacidad de producir una lectura regional y comparable del choque. La fragmentación afecta a los países del bloque de manera asimétrica: a ocho trimestres destacan Venezuela, Paraguay y Chile, aunque el caso venezolano debe interpretarse con cautela por su dinámica inflacionaria atípica; a doce trimestres destacan Chile y Colombia. Esta asimetría puede generar respuestas de política cambiaria y monetaria desalineadas entre países. En ese contexto, el FLAR, por su mandato de estabilidad regional y su acceso a información económica comparada, está en una posición institucional favorable para detectar divergencias y facilitar coordinación técnica antes de que los choques externos se transformen en presiones de balanza de pagos.

7. Recomendaciones de Política para el FLAR

Los resultados se traducen en tres recomendaciones concretas, ordenadas por urgencia e impacto esperado.

Primera: incorporación del GSCPI en los criterios de acceso a líneas de crédito contingente. Cuando el GSCPI supere $+2\sigma$ por más de dos meses consecutivos, los países con FEVD de fragmentación que muestren una persistencia superior al 20%, como Colombia y Chile, accederían automáticamente a una línea de liquidez preventiva sin condicionalidad macroeconómica. La activación automática es más rápida que cualquier negociación caso a caso: el GSCPI superó $+2\sigma$ en marzo de 2021; los primeros instrumentos regionales se activaron solo en el segundo semestre.

Segunda: coordinación de política monetaria facilitada por el FLAR. Cuando el GSCPI active el umbral naranja, el FLAR convocaría reuniones técnicas entre los bancos centrales miembros, actuando como secretaría técnica. El objetivo es coordinar las intervenciones cambiarias para evitar depreciaciones desordenadas. La evidencia del SVAR muestra que los países con mayor FEVD también exhiben depreciaciones más intensas, creando riesgo de un círculo vicioso donde la depreciación competitiva amplifica regionalmente la inflación importada que se intentaba amortiguar individualmente.

Tercera: financiación de un GSCPI regionalizado (GSCPI-LAC). El índice global del NY Fed pondera sus componentes según la estructura productiva de las principales economías avanzadas. Un GSCPI-LAC debería incorporar variables regionalmente específicas: (i) tarifas de fletes en el

Canal de Panamá, altamente sensible a sequías que redujeron sus tránsitos drásticamente; (ii) costos portuarios en nodos como Callao, Buenaventura y San Antonio; (iii) índices de fletes regionales para granos y minerales; y

(iv) tarifas logísticas terrestres andinas. Un índice así calibrado capturaría con mayor precisión los choques que efectivamente se transmiten a la inflación regional, utilizando los datos ya disponibles en el SIE.

8. Conclusión

Este ensayo documenta que la fragmentación goeconómica opera como un choque estructural que se transmite desde el comercio exterior hacia la inflación con efectos medibles, persistentes y heterogéneos en América Latina. La evidencia del SVAR establece que el canal de equilibrio parcial domina en el horizonte de política relevante: el choque explica entre el 11% y el 19% de la varianza inflacionaria a 8 trimestres en los países del FLAR, escalando hasta el 25% a 12 trimestres en Chile y Colombia. Bolivia, con controles de precios y una economía relativamente cerrada, exhibe la contribución más baja (11.4% a 8 trimestres).

La heterogeneidad entre Bolivia (11.4% a 8 trimestres) y los países más expuestos como Chile y Paraguay (17–18%) refleja modelos contrastantes de inserción internacional con implicaciones distintas para la política monetaria. Un banco central que ignora la fragmentación goeconómica está subestimando un factor que explica entre una décima y una cuarta parte de la varianza de su variable objetivo, dependiendo del horizonte de política. La región, además, enfrenta un riesgo asimétrico estructural: capturar los costos inflacionarios sin los beneficios de la reindustrialización, salvo que se intervenga sobre los cuellos de botella en infraestructura comercial, conectividad logística y certeza regulatoria que actualmente bloquean la activación del canal desinflacionario.

El FLAR tiene en este análisis una doble oportunidad. La primera es operacional: convertir los resultados del SVAR en reglas cuantificadas de activación de líneas de liquidez. La segunda es estratégica: posicionarse como la institución que dota de capacidad analítica regional a la respuesta latinoamericana ante la reconfiguración del orden económico global. La arquitectura financiera de la región fue diseñada para gestionar crisis de balanza de pagos de origen doméstico; el siglo XXI exige actualizarla para gestionar también los choques estructurales del comercio exterior global que ya están reescribiendo la dinámica inflacionaria de América Latina.

9. Referencias

- Aiyar, S., Presbitero, A. F., & Ruta, M. (Eds.). (2023). *Geoeconomic Fragmentation: The Economic Risks from a Fractured World Economy*. CEPR Press.
- Ambrosino, L., Chan, J., & Tenreyro, S. (2024). Trade fragmentation, inflationary pressures and monetary policy. BIS Working Papers No. 1225. Bank for International Settlements.
- Auer, R., Levchenko, A. A., & Sauré, P. (2019). International inflation spillovers through input linkages. *The Review of Economics and Statistics*, 101(3), 507-521. https://doi.org/10.1162/rest_a_00781
- Benigno, G., di Giovanni, J., Groen, J. J. J., y Noble, A. I. (2022). The GSCPI: A New Barometer of Global Supply Chain Pressures. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 1017.
- Cevik, S., & Gwon, G. (2024). This Is Going to Hurt: Weather Anomalies, Supply Chain Pressures and Inflation. IMF Working Paper No. 24/79. International Monetary Fund.
- Espinoza Ipanaque, P. C. (2023). Pass-through del tipo de cambio en América Latina. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 18(4), e846. <https://doi.org/10.21919/remef.v18i4.846>
- Firat, M., & Hao, O. (2023). Demand vs. Supply Decomposition of Inflation: Cross-Country Evidence with Applications. IMF Working Paper No. 23/205. International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9798400257339.001>
- Fondo Monetario Internacional (2023). *World Economic Outlook: A Rocky Recovery*, April. Washington D.C.: FMI.
- Harvey, D., Leybourne, S., & Newbold, P. (1997). Testing the equality of prediction mean squared errors. *International Journal of Forecasting*, 13(2), 281-291. [https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(96\)00719-4](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(96)00719-4)
- Kemp, H., Portillo, R., & Santoro, M. (2023). Assessing the Impact of Supply Disruptions on the Global Pandemic Recovery. IMF Working Paper No. 23/42. International Monetary Fund.
- Medina, J. P., & Wlasiuk, J. M. (2024). Inflation Dynamics in Latin America: Lessons from the COVID and Other Episodes. Hutchins Center Working Paper No. 99. Brookings Institution.
- Read, M. (2024). Sign Restrictions and Supply-demand Decompositions of Inflation. Research Discussion Paper RDP 2024-05. Reserve Bank of Australia. <https://doi.org/10.47688/rdp2024-05>
- Rubio-Ramírez, J. F., Waggoner, D. F., & Zha, T. (2010). Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *The Review of Economic Studies*, 77(2), 665-696. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2009.00578.x>
- Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381-419. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.05.007>