



# **Minutas Citadas en el IPoM de Junio 2025**

## **División Política Monetaria - Banco Central de Chile**

### **RECUADRO I.1: EVOLUCIÓN DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS GLOBALES**

M. Reszczyński, J. Ledezma, E. Albagli, G. Carlomagno y G. González

### **RECUADRO I.2: PERSPECTIVAS DE INVERSIÓN EN GRANDES PROYECTOS**

A. Claro, L. Gonzales, F. Kegevic y D. Vivanco

### **RECUADRO II.1: EXPOSICIÓN DE LAS EXPORTACIONES CHILENAS AL CONFLICTO COMERCIAL**

L. Briones, V. Logan, S. Andalaft, L. Bertinatto, J. Fornero, R. Heresi y D. Kohn

### **RECUADRO II.2: EFECTOS DE LAS TENSIONES COMERCIALES SOBRE LOS PRECIOS GLOBALES**

B. Pustilnik, M. Reszczyński, I. Swett y J. Wlasiuk

### **RECUADRO II.3: INCERTIDUMBRE GLOBAL Y SU IMPACTO EN LA INVERSIÓN**

S. Andalaft, S. Bauducco, I. Díaz, M. Giarda, R. Heresi, D. Kohn, I. Rojas y D. Vivanco



## Minuta citada en el Recuadro I.1:

### Evolución de las condiciones financieras globales

María Teresa Reszczyński, Javier Ledezma,

Elías Albagli, Guillermo Carlomagno, Gustavo González

(junio, 2025)

Esta minuta brinda detalles del análisis presentado en el Recuadro I.1 del IPoM de junio 2025. Se incluye una explicación más detallada sobre las estimaciones citadas en ese recuadro.

#### 1. Introducción

A diferencia de episodios anteriores de aumento de la incertidumbre, los eventos de los últimos meses han provocado una reacción atípica en los precios de los activos financieros. Por un lado, en Estados Unidos, durante los días más álgidos desde principios de abril –donde se observaron aumentos significativos del VIX y fuertes caídas en la bolsa— las tasas de largo plazo subieron, al mismo tiempo que el dólar se depreció, desafiando la correlación histórica entre estos dos activos. Por otro lado, las condiciones financieras para emergentes mostraron una evolución más favorable que la esperable en un escenario típico de aversión al riesgo global.

Las tasas de largo plazo estadounidenses ya venían mostrando un comportamiento diferente al habitual desde hace un tiempo. Ha destacado su tendencia a aumentar en lugar de bajar en episodios recientes de aumento de la conflictividad bélica ([Recuadro I.1 del IPoM de diciembre de 2024](#)), explicada en buena medida por las implicancias de esos conflictos en el gasto en defensa, en un contexto de una situación fiscal desafiante.

La principal novedad de la situación actual es que el aumento de la tasa de largo plazo ha coincidido con una marcada depreciación del dólar, rompiendo una fuerte correlación histórica. Esto podría interpretarse como un escenario donde ha aumentado la percepción de riesgo en torno a la economía estadounidense, disminuyendo la preferencia por todos sus activos –ya no solamente los bonos de larga duración. De hecho, si bien la bolsa se ha recuperado desde sus fuertes caídas de abril, comparada con su nivel de inicios de año, está entre las de peor desempeño a nivel global.

En esta minuta se muestra que la mencionada mayor percepción de riesgo podría explicarse por la aparente menor predictibilidad del marco institucional y de políticas públicas en Estados Unidos, sumado al deterioro de sus alianzas estratégicas históricas. Además, en esta minuta se construye un indicador de condiciones financieras con interpretación estructural, que muestra cómo esa menor preferencia por activos norteamericanos estaría estrechando las condiciones financieras relevantes para la inversión en esa economía.

Por otro lado, una consecuencia inesperada de este cambio en el comportamiento de los activos estadounidenses es que las condiciones financieras para emergentes, particularmente para América Latina, han mostrado una evolución más favorable que la esperada para un escenario típico de aversión global al riesgo. El indicador de condiciones financieras construido para Latinoamérica



muestra condiciones neutrales para la región, en las que la percepción de menor riesgo local y perspectivas de política monetaria algo más laxas, compensan los riesgos provenientes de Estados Unidos.

El resto del documento se distribuye de la siguiente manera. En la sección 2 se explica la metodología para descomponer los precios de activos financieros de EE.UU. En la sección 3 se desarrolla un indicador de condiciones financieras para EE.UU., siguiendo la metodología de Albagli et al. (2025). La sección 4 compara la evolución de los mercados financieros en el resto del mundo, con un foco especial en América Latina, donde se da una lectura estructural de los movimientos de los precios de los activos de la región, como de sus condiciones financieras. Por último, la sección 5 concluye.

## 2. Descomposición de activos de EE.UU.

En general los precios de distintos tipos de activos se ven afectados, en forma simultánea, por cuatro fuerzas. Primero, mejores perspectivas de crecimiento tienden a elevar los precios de las acciones y las tasas de interés, especialmente a plazos cortos (*shock* de crecimiento). Segundo, *shocks* de preferencia por mayor riesgo llevan a los inversionistas a cambiar sus posiciones desde activos seguros a más riesgosos, lo que eleva las bolsas y reduce el valor de los bonos de largo plazo (*shock* de cobertura). En tercer lugar, un *shock* de preferencia por instrumentos de corto plazo afecta negativamente el valor de los activos de larga duración, reduciendo las cotizaciones bursátiles y elevando las tasas, sobre todo las de largo plazo (*shock* de riesgo común). Finalmente, un *shock* de política monetaria contractiva eleva las tasas, especialmente las más cortas, y reduce las cotizaciones bursátiles (*shock* de política monetaria).

Sin embargo, el análisis mencionado anteriormente no permite evaluar el comportamiento reciente de los mercados financieros estadounidenses, particularmente el alza de tasas a 10 años en conjunto con la depreciación del dólar (DXY). Por esta razón, extendemos el análisis anterior al incluir el dólar y un *shock* adicional de riesgo específico a EE.UU. Identificamos este shock presumiendo que genera una aversión por todos los activos estadounidenses, por lo que debiera reducir el valor de la bolsa, elevar las tasas y depreciar el DXY.

La estimación de estos *shocks* es hecha a través de un SVAR con restricciones de signo. Las restricciones de signo y magnitud impuestas en el modelo se observan en la **Tabla 1**<sup>1</sup>.

**Tabla 1:** restricciones de signo y magnitud

	Crecimiento	Política Monetaria	Cobertura	Riesgo Común	Riesgo EE.UU.
<b>Restricciones de signo</b>					
Tasa 2 años	+	+	+	+	+
Tasa 5 años	+	+	+	+	+
Tasa 10 años	+	+	+	+	+
S&P 500	+	-	+	-	-
DXY	NaN	+	-	+	-
<b>Restricciones de magnitud</b>					
	Tasa 2 años > Tasa 10 años	Tasa 2 años > Tasa 5 años	Tasa 2 años < Tasa 5 años	Tasa 2 años < Tasa 5 años	NaN
	Tasa 5 años > Tasa 10 años	Tasa 5 años > Tasa 10 años	Tasa 5 años < Tasa 10 años	Tasa 5 años < Tasa 10 años	NaN

<sup>1</sup> Las restricciones de signo y magnitud para la tasa a 2, 5 y 10 años y para el S&P 500 se obtienen desde la metodología Cieslak y Pang (2021). La respuesta del DXY frente a los distintos shocks se obtiene según la IRF del DXY ante esos shocks (al ser no significativa la respuesta del DXY ante un shock de crecimiento, se deja sin restringir).

Fuente: Interpretación: signo (+) indica que shock y variable asociada se mueven en la misma dirección. Esto es que un incremento en la magnitud del shock resultará en un aumento de la magnitud de la variable. Lo contrario ocurre con signo (-) NaN indica que la variable no tiene restricción en su movimiento ante un movimiento del shock.

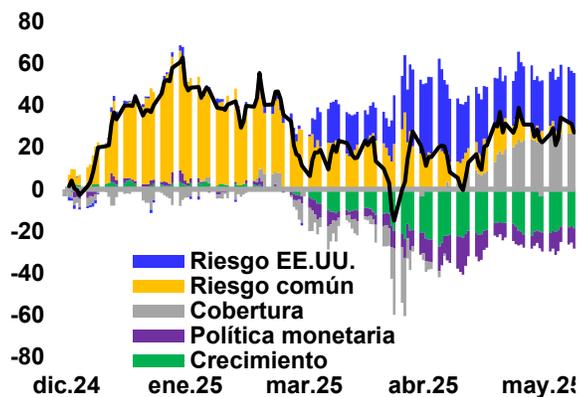
El modelo también incluye restricciones intra-variable. Para la tasa a 2 años, la suma de las magnitudes en impacto de los *shocks* de incertidumbre (cobertura y riesgo común) debe ser menor que la suma de las magnitudes de los shocks de expectativas macroeconómicas de corto plazo (crecimiento y monetario). Lo contrario para el movimiento de la tasa a 10 años. El modelo se estima con datos a frecuencia diaria, sobre una ventana que va desde el 1 de enero de 2007 hasta el 10 de junio de 2025.

Al descomponer la evolución de la tasa a 10 años desde diciembre de 2024 en los cinco *shocks* antes mencionados (**Gráfico 2**), se observa que el aumento que se vio desde diciembre hasta principios de marzo estuvo impulsado casi en su totalidad por un aumento del riesgo común, y desde principios de marzo comienza a aparecer la incidencia del riesgo específico a EE.UU. Esto coincide tanto con la implementación de los aranceles a Canadá y México del 4 de marzo, como con las discusiones presupuestarias enmarcadas en el *Reconciliation Process*<sup>2</sup>. Así, desde diciembre, el riesgo específico a EE.UU. (**barra azul, Gráfico 2**) ha contribuido a elevar la tasa a 10 años en torno a 30 puntos base.

Una interpretación posible sobre la reacción reciente de los mercados financieros estadounidenses es que podría ser consecuencia de cierta pérdida de confianza en los activos de ese país. Esto podría ser resultado de la aparente menor predictibilidad del marco institucional y de política pública en EE.UU., sumado al deterioro de sus alianzas estratégicas históricas.

Otros factores previos a la guerra comercial también podrían haber contribuido a esta pérdida de confianza en EE.UU., como el deterioro de su situación fiscal. Así lo sugiere la reacción de la tasa larga ante eventos que señalizan mayor gasto fiscal, por ejemplo, eventos relacionados a conflictividad bélica ([Recuadro 1.1 del IPoM de diciembre de 2024](#)).

**Gráfico 2: Descomposición tasa 10 años Estados Unidos**  
(acumulado desde 01/12/24, puntos base)



Fuente: elaboración propia. SVAR con restricción de signos y magnitud entre tasa 2, 5 y 10 años, S&P 500 y DXY.

<sup>2</sup> Las instrucciones de la Cámara por el "One, big, beautiful Bill" son de un aumento del déficit de EE.UU. por USD\$ 2.500 billones, donde el recorte de impuestos es por US\$3.800 billones, el aumento del gasto por US\$200 billones y el recorte de gasto por US\$1.500 billones.

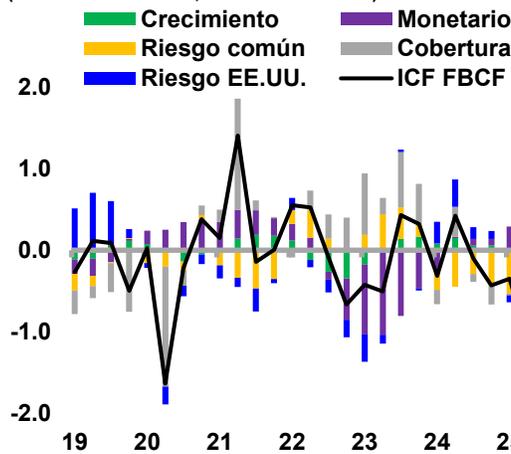
### 3. Indicador de condiciones financieras para EE.UU.

Una consecuencia directa de la menor preferencia por activos estadounidenses es el estrechamiento de las condiciones financieras relevantes para el consumo y la inversión. Seguimos la metodología de Albagli et al. (2025), para construir un índice de condiciones financieras (ICF) que atribuye sus movimientos a sus *drivers* económicos subyacentes.

El ICF se obtiene al agregar los *shocks* mencionados en la sección anterior según un esquema de ponderación dinámico que se deriva a partir de las funciones impulso respuesta de la inversión – formación bruta de capital fijo (FBCF) - frente a estos *shocks*.

El **Gráfico 3**<sup>3</sup> muestra el ICF para la FBCF de EE.UU. Se observa una contracción relevante a partir del segundo trimestre de 2025, explicada principalmente por una mayor percepción de riesgo y una mayor preferencia por activos de corto plazo. De esta manera, el aumento del riesgo en EE.UU. deteriora sus condiciones financieras y anticipa efectos negativos sobre la actividad.

**Gráfico 3: Índice de condiciones financieras EE.UU. - FBCF**  
(desvíos estándar, variación anual)



Fuente: elaboración propia. Índice de condiciones financieras que relaciona shocks estructurales con la variación de la formación bruta de capital fijo, en base a Albagli, Carlomagno, Ledezma y Reszczyński (2025). Estimación fuera de muestra asume shocks efectivos y ceros para completar el 2T.25. En adelante, shocks=0.

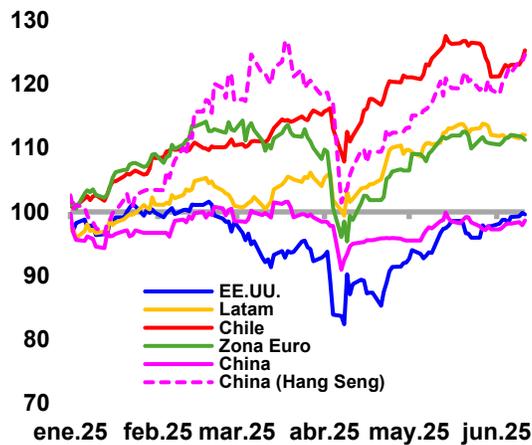
### 4. Condiciones financieras en América Latina

Una situación relevante que se ha observado desde abril es un aparente menor riesgo relativo del resto del mundo frente a EE.UU. Esto se aprecia en la evolución del S&P 500 y de otros índices accionarios. Si bien el S&P 500 ha logrado recuperarse tras las fuertes caídas post-2 de abril, si se compara su valoración con la que tenía a inicios de año, el índice está entre los de peor desempeño a nivel global (**Gráfico 4.a**). Un fenómeno similar se observa con la evolución de distintas canastas de

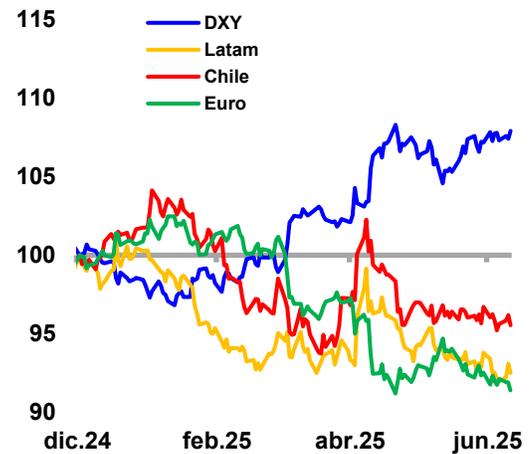
<sup>3</sup> La unidad de medida del gráfico es desvíos estándar para poder entender la magnitud de los movimientos recientes en perspectiva histórica (desde 2010).

monedas frente al DXY, donde se evidencia que las monedas se han apreciado frente a la divisa estadounidense (**Gráfico 4.b**).

**Gráfico 4.a: Índices accionarios**  
(índice 100=01/12/24)



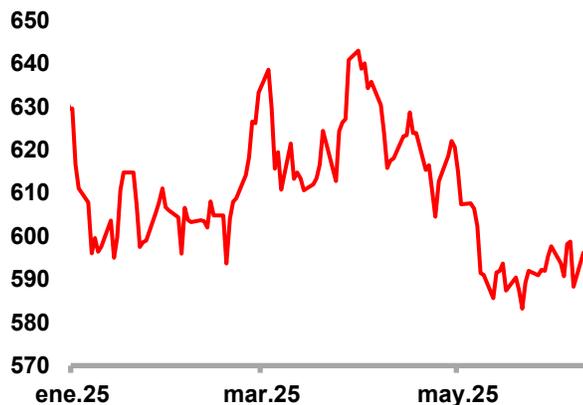
**Gráfico 4.a: Tipos de cambio nominal**  
(índice 100=01/12/24)



Fuente: elaboración propia en base a datos de Bloomberg. Latam corresponde al promedio entre Colombia y Brasil. En los tipos de cambio, aumento indica depreciación.

Al mismo tiempo, el diferencial de tasas a 10 años entre los países de América Latina se ha reducido en torno a 30 puntos base desde principios de año (**Gráfico 5**).

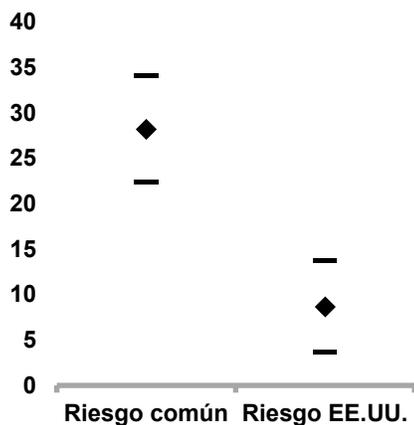
**Gráfico 5: diferencial de tasas 10 años entre Latam y EE.UU.**  
(puntos base)



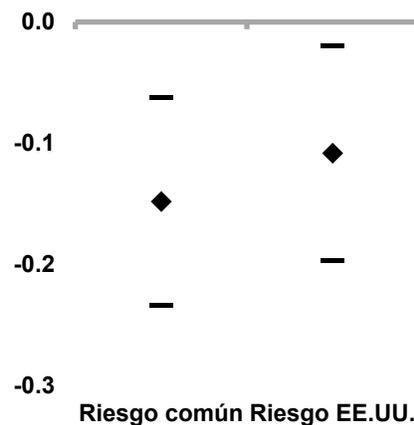
Fuente: elaboración propia en base a datos de Bloomberg. Latam corresponde al promedio entre Chile, México, Colombia y Brasil.

Una posible explicación al comportamiento relativamente favorable de las condiciones financieras de otros países, particularmente de América Latina, radica en la composición del *shock* actual. Si bien los *shocks* de riesgo contraen las condiciones financieras, el *shock* de riesgo específico a EE.UU. presenta una dinámica distinta a la de un *shock* de riesgo común. Este *shock* de riesgo específico a EE.UU., además de apreciar las monedas, tiene un impacto negativo sobre bolsas y tasas que es más moderado que el del *shock* de riesgo típico (**Gráfico 6 a, b y c**). En este contexto, la aparición de este *shock* específico a EE.UU. ha generado una apreciación en los tipos de cambio y, al reducir la incidencia del *shock* de riesgo común, ha limitado el efecto negativo sobre los índices accionarios y las tasas en la región.

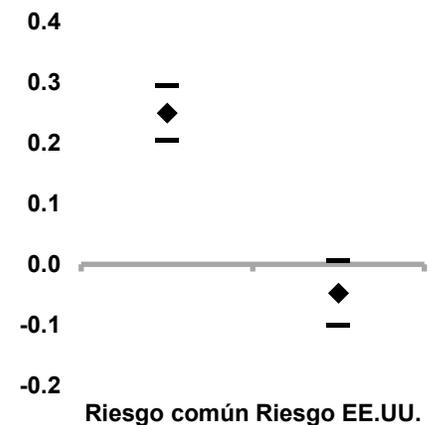
**Gráfico 6.a: IRFs shocks riesgo EE.UU. a tasa 10 años Latam**  
(acumulado al día 1, puntos base)



**Gráfico 6.b: IRFs shocks riesgo EE.UU. a bolsa Latam**  
(acumulado, porcentaje)



**Gráfico 6.c: IRFs shocks riesgo EE.UU. a TCN Latam**  
(acumulado, porcentaje)



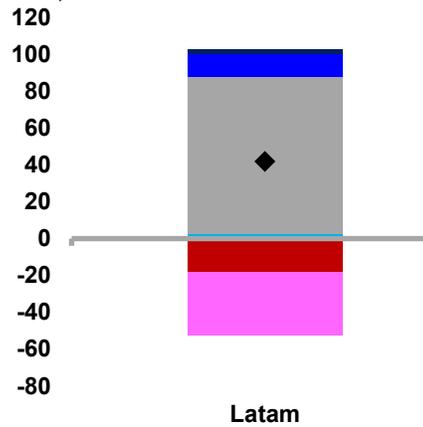
Fuente: elaboración propia. Rombos estimación del coeficiente IRF, líneas intervalos de confianza al 80%. Proyección local entre la variación de las distintas variables y los *shocks* de riesgo de la estimación de la Sección 2. Latam corresponde al promedio de las variables para Chile, Brasil y Colombia. Para las tasas, se hace un promedio simple de las tasas; para las bolsas y tipos de cambio se calcula la variación diaria por país, luego se promedian esas variaciones y se crea un índice Latam a partir de esas variaciones promedio. Para el impacto en la tasa a 10 años, se calibran los *shocks* a un aumento de 30 puntos base en la tasa de EE.UU. (que es el aumento que se ha observado desde principios de diciembre 2024). Para el tipo de cambio, aumento indica depreciación.

El menor riesgo relativo de América Latina también puede analizarse desde una perspectiva estructural. Como se observa en el **Gráfico 7**, desde inicios de diciembre de 2024, los movimientos de los activos financieros de la región han estado influenciados por diversos factores. Uno de ellos es un mayor apetito local por riesgo, el que ha apreciado los tipos de cambio (**barras grises del Gráfico 7.c**).

Además, la menor percepción de riesgo en América Latina ha venido acompañada de una disminución de la preferencia por activos seguros de corto plazo, lo que también ha sido una fuerza apreciativa en los tipos de cambio (**barras rosadas del Gráfico 7.c**). Las descomposiciones de las tasas a 10 años y las bolsas se pueden ver en los **Gráficos 7.a y 7.b**, respectivamente.

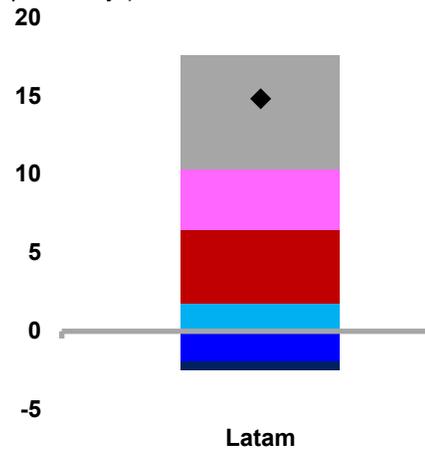
**Gráfico 7.a: Descomposición tasa a 10 años Latam**

(acumulado desde 01/12/24, puntos base)



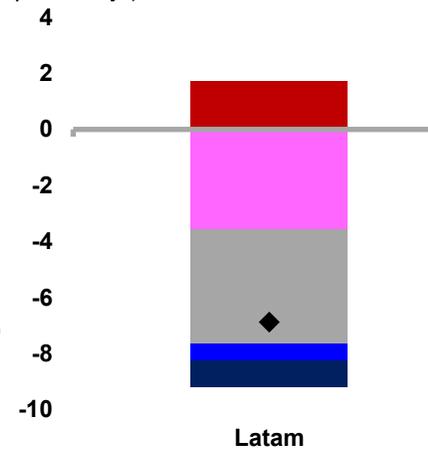
**Gráfico 7.b: Descomposición bolsas Latam**

(acumulado desde 01/12/24, porcentaje)



**Gráfico 7.c: Descomposición TCN Latam**

(acumulado desde 01/12/24, porcentaje)



■ Shocks EE.UU.

■ Riesgo común local

■ Riesgo EE.UU.

■ Política monetaria local

■ Cobertura local

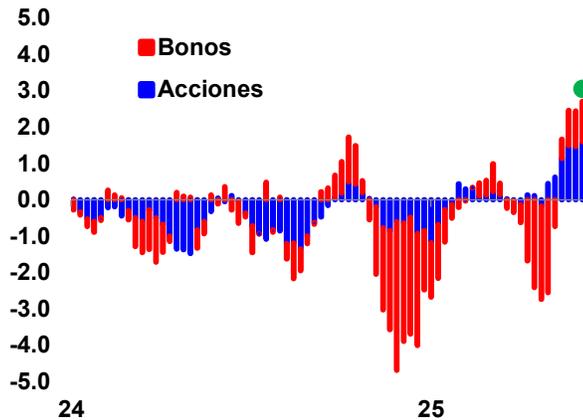
■ Crecimiento local

Fuente: VAR X que sigue una metodología similar a la de la Sección 2, pero utiliza como bloque exógeno los *shocks* de Estados Unidos. Se estima un VAR X para Chile, Brasil y Colombia, y el resultado que se muestra en este gráfico es el promedio de los tres países. *Shocks* EE.UU. corresponde a la suma entre los *shocks* de crecimiento, política monetaria, cobertura y riesgo común.

Esta mayor preferencia por activos de la región es coherente con los flujos de capitales<sup>4</sup>, donde se ha observado una entrada de capitales – tanto hacia bonos como acciones – alcanzando niveles no vistos desde 2024 (Gráfico 8).

**Gráfico 8: Flujos de capitales hacia Latam: EPFR**  
(suma móvil 4 semanas, US\$ miles de millones)

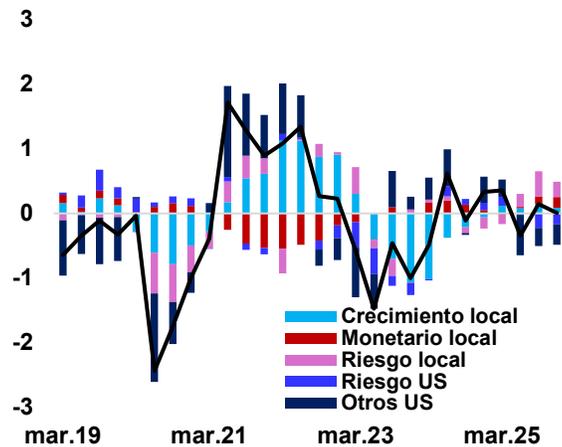
<sup>4</sup> Los flujos de capitales desde EPFR incluye ETFs, fondos mutuos, entre otros.



Fuente: EPFR. Marcador verde representa el último dato semanal proyectado a una magnitud de 4 semanas.

Con todo, el ICF para América Latina muestra condiciones neutrales para la región (**Gráfico 9**), donde si bien los riesgos provenientes desde EE.UU. son una fuerza contractiva en el indicador, la percepción de menor riesgo local es una fuerza en la dirección contraria. Además, perspectivas de política monetaria más laxas también inciden hacia un relajamiento de las condiciones financieras.

**Gráfico 9: Índice condiciones financieras Latam - FBCF**  
(desvíos estándar, variación anual)



Fuente: elaboración propia. índice de condiciones financieras que relaciona shocks estructurales con la variación de la formación bruta de capital fijo, en base a Albagli, Carlomagno, Ledezma y Reszczyński (2025). Estimación fuera de muestra asume shocks efectivos y ceros para completar el 2T.25. En adelante, shocks=0. Latam es el promedio entre Chile, Brasil y Colombia.

## 5. Conclusiones

Los mercados financieros globales están mostrando un comportamiento atípico ante el aumento de la incertidumbre global. Ello ha implicado un deterioro relevante de las condiciones financieras en Estados Unidos, que explica parte de la corrección a la baja del crecimiento de esa economía incluida en el IPOM de marzo y acentuada en el actual. Más aún, frente a nuevos episodios de incertidumbre, el cambio de



correlaciones entre activos de renta fija y renta variable en EE.UU. podría amplificar los efectos riqueza negativos para hogares y empresas, así como amplificar las pérdidas de intermediarios financieros. Esto último podría elevar la volatilidad de mercados, más allá del efecto usual de eventuales nuevos anuncios.

Desde la perspectiva de América Latina, a diferencia de lo que habría cabido esperar ante la mayor incertidumbre global, las condiciones financieras no se han deteriorado de forma relevante. Así, el canal habitual por el que los shocks de incertidumbre global se transmiten más rápidamente a economías emergentes ha estado inactivo. Ello justifica un deterioro acotado de las perspectivas de crecimiento en el escenario central de este IPoM. Sin embargo, dada la elevada volatilidad de los mercados y de los anuncios arancelarios, existe el riesgo de que este canal se active, lo que se recoge en el escenario de sensibilidad que determina el borde inferior del corredor.

## Referencias

Albagli, E., Carlomagno, G., Ledezma, J., Reszczynski, M. (2025). Global and Local Drivers of Financial Conditions. *In progress*.

Carlomagno, G., & Albagli, E. (2022). Trade wars and asset prices. *Journal of International Money and Finance*, 124, 102631.

Cieslak, A. and H. Pang (2021). Common shocks in stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*.

Georgiadis, G., Müller, G. J., & Schumann, B. (2024). Global risk and the dollar. *Journal of Monetary Economics*, 144, 103549.

Jiang, Z., Krishnamurthy, A., & Lustig, H. (2018, May). Foreign safe asset demand for US treasuries and the dollar. In *AEA Papers and Proceedings* (Vol. 108, pp. 537-541). 2014 Broadway, Suite 305, Nashville, TN 37203: American Economic Association.

Jiang, Z., Krishnamurthy, A., & Lustig, H. (2024). Dollar safety and the global financial cycle. *Review of economic studies*, 91(5), 2878-2915.

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

Miranda-Agrippino, S., & Rey, H. (2022). The global financial cycle. In *Handbook of international economics* (Vol. 6, pp. 1-43). Elsevier.



## Minuta citada en el Recuadro I.2:

### Perspectivas de inversión de grandes proyectos

Arturo Claro, Luis Gonzales, Francisca Kegevic y Diego Vivanco<sup>1/</sup>

#### 1. INTRODUCCIÓN

La inversión en grandes proyectos prevista para este y los próximos años ha ido aumentando según el catastro de la Corporación de Bienes de Capital (CBC). Esta alza ha sido impulsada, principalmente, por el sector minero y el energético, donde destacan en este último los proyectos de almacenamiento, transmisión y generación eléctrica. Existe además un elevado potencial de proyectos en tramitación de permisos ambientales según el Sistema de Evaluación de Impacto Ambiental (SEIA), en buena parte, vinculados a la transición energética y la producción de hidrógeno verde (H2V).

Esta minuta analiza las características y las dinámicas históricas de los proyectos en base a las fuentes de información anteriores. Dentro de los hallazgos destaca que existe una alta probabilidad de que los montos de inversión de grandes proyectos previstos en el catastro de la CBC se materialicen en la FBCF durante este y los próximos años. Mientras que, dada la complejidad y los tiempos involucrados, la probabilidad de que los proyectos de H2V se concreten en el horizonte de dos años es menor.

#### 2. FUENTES DE INFORMACIÓN

Una primera fuente de información es el catastro de la CBC. Este corresponde a un levantamiento que considera proyectos con gasto en capital desde US\$5 millones de dólares, usualmente concentrados en sectores como la minería, energía e inmobiliario<sup>2</sup>, y con cronogramas definidos desde la etapa de ingeniería básica a la de construcción<sup>3</sup>.

En su seguimiento, el catastro realiza actualizaciones trimestrales que incorporan revisiones sistemáticas a los proyectos registrados, lo que permite reflejar cambios en las perspectivas de inversión privada en el país. Estas revisiones pueden implicar ajustes en los montos de inversión, cambios en los plazos de ejecución, modificaciones en el estado de avance, así como la incorporación o retiro de iniciativas según su viabilidad. En general, la mayor parte de las revisiones se explican por la incorporación de nuevos proyectos.

El último catastro de la CBC, correspondiente al primer trimestre de 2025, registró una estimación de inversión de US\$63 mil millones para el quinquenio 2024-28. Esto representa un alza de aproximadamente US\$10 mil millones respecto al levantamiento de fines de 2024. En términos porcentuales, este aumento —19%— supera significativamente (en tres desvíos estándar) el promedio histórico de revisiones entre el cuarto trimestre de un año y el primero del siguiente que fue de 2% entre 2002 y 2024. Como ha sucedido desde 2023, las revisiones al alza se explicaron principalmente por los sectores minero y energético (figura 1).

Otra fuente de información es el catastro de proyectos en proceso de calificación ambiental que recoge el SEIA. Esta fuente indica que el total de proyectos en evaluación se encuentra en torno a US\$110 mil millones,

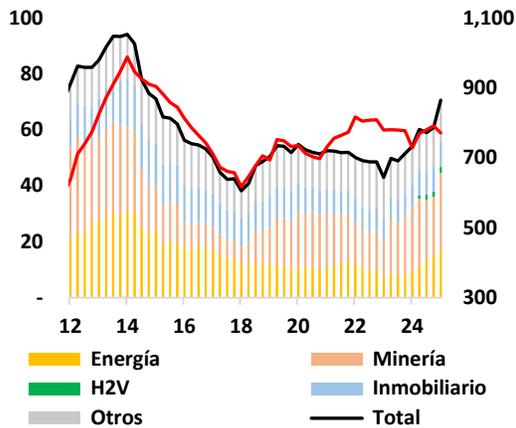
<sup>1/</sup> Se agradecen comentarios y sugerencias de Markus Kirchner, Sofia Bauducco, Lucas Bertinatto y Juan Guerra.

<sup>2</sup> Para el sector inmobiliario se consideran montos de inversión igual o mayor a US\$15 millones.

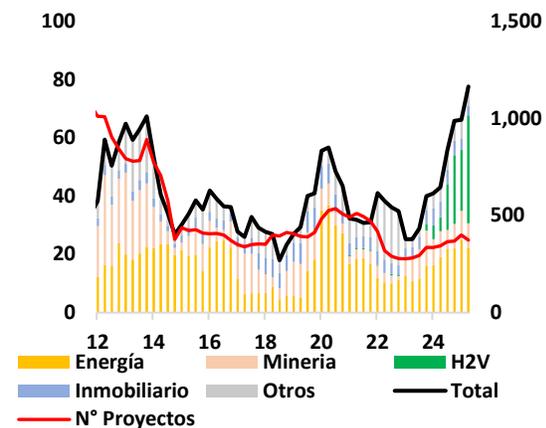
<sup>3</sup> Además, el catastro de la CBC comprende, en general, proyectos con presentación ambiental en el Sistema de Evaluación de Impacto Ambiental (SEIA), la mayoría con aprobación de la Resolución de Calificación Ambiental. En caso de que no tenga presentación ambiental, se registran los proyectos si provienen de información otorgada directamente por empresas, red de contactos CBC, y de una fuente verificable y confiable.

de los cuales alrededor de US\$75 mil millones fueron ingresados y admitidos durante el último año, cifra máxima desde 2012 (figura 2). Cerca de dos tercios del monto total en evaluación corresponden al sector energético, en particular, a proyectos de hidrógeno verde (H2V), cuya participación en el catastro de la CBC es más limitada, aunque creciente.

**FIGURA 1**  
**CBC: EVOLUCIÓN EXPECTATIVAS QUINQUENALES DE INVERSIÓN** (MILES DE MILLONES DE DÓLARES EN EJE IZQUIERDO Y NÚMERO DE PROYECTOS EN EJE DERECHO, SERIE DESESTACIONALIZADA)



**FIGURA 2**  
**SEIA: EVOLUCIÓN DE MONTOS INGRESADOS** (MILES DE MILLONES DE DÓLARES EN EJE IZQUIERDO Y NÚMERO DE PROYECTOS EN EJE DERECHO) (\*)



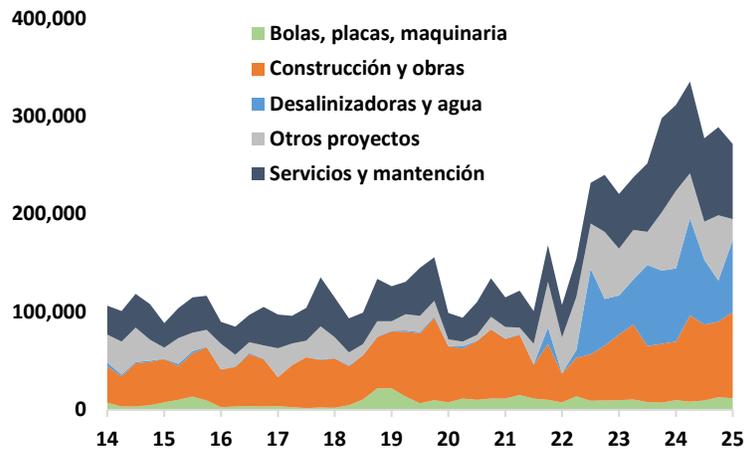
(1) Para el ajuste estacional se utiliza X13-ARIMA. La agrupación Otros incluye los sectores forestal, industrial, obras públicas, puertos y tecnología. (2) Suma móvil anual. Para cada trimestre se consideran los montos admitidos, calificados y a la espera de calificación. La agrupación Otros incluye los sectores agropecuario, equipamiento, forestal, infraestructura de transporte, hidráulico y portuario, pesca y saneamiento ambiental.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de CBC y Servicio de Evaluación Ambiental (SEA).

### 3. TIPO Y COMPOSICIÓN DE PROYECTOS: MINERÍA Y ENERGÍA

Según la información de microdatos de factura electrónica, actualmente la inversión del sector minero —que se ubica en máximos históricos desde 2014 según el catastro de la CBC— se concentraría en la extensión de la vida útil de los yacimientos existentes; en plantas desalinizadoras vinculadas a la escasez hídrica que afecta al norte del país; y en servicios de mantenimiento asociados al funcionamiento de las faenas (figura 3). Así, se estima que la mayor inversión minera contribuirá a reducir costos y mantener la capacidad de producción de la minería, aunque esta última no se incrementaría en forma significativa (Recuadro I.1, IPoM septiembre 2024).

**FIGURA 3. DETALLE DE COMPRAS MINERAS (MILLONES DE PESOS REALES) (\*)**



(\*) Para más detalles sobre la construcción de las series del gráfico ver minuta Díaz *et al.* (2024) asociada al Recuadro I.1 del IPoM septiembre 2024. Fuente: Elaboración propia en base a información de factura electrónica del SII.

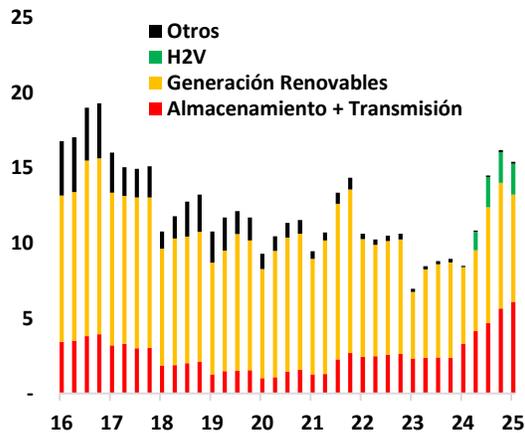
En el sector energético, la evolución de los catastros de la CBC muestra un cambio en la composición de proyectos, con un mayor impulso de iniciativas de almacenamiento y transmisión y una incipiente aparición de proyectos de H2V, lo que contrasta con perspectivas algo menores en la generación (figura 4). Esto tiene relación, en parte, con la existencia de crecientes excedentes de generación de energía renovable en el sistema (figura 5), que aumentan los incentivos para invertir en su almacenamiento, así como en redes de transmisión y distribución<sup>4</sup>.

Por su parte, los proyectos de H2V se enfocan en la producción de hidrógeno mediante electrólisis de agua con energía eólica o solar, así como su conversión a amoníaco para exportación, generalmente con puertos como centros logísticos.

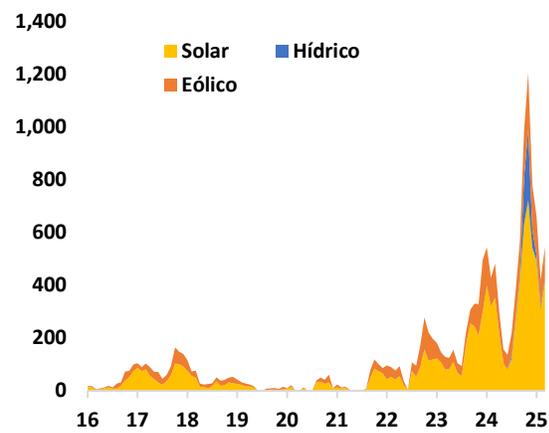
Actualmente existen 13 proyectos de H2V aprobados o en calificación en el SEIA, los que son evaluados en US\$42 mil millones. De ellos, 3 proyectos representan el 90% del monto total. Estos megaproyectos son de alta complejidad, con varias etapas y sujetos a diversos permisos ambientales y sectoriales.

<sup>4</sup> También podría influir cambios recientes en la regulación eléctrica que habrían disminuido incentivos a impulsar proyectos de menor capacidad (hasta 9MW). Ver anexo 1 para mayor detalle.

**FIGURA 4.**  
**CBC: EVOLUCIÓN DE PERSPECTIVAS QUINQUENALES DE INVERSIÓN ENERGÉTICA (MILES DE MILLONES DE US\$)**



**FIGURA 5.**  
**EXCEDENTES DE PRODUCCIÓN RENOVABLE (CLP/KWh)**



(\*) La agrupación Renovables considera proyectos de generación eólica, geotérmica, solar e hidroeléctrica. Otros contienen termoeléctricas, hidrocarburos y OOil.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CBC y Coordinador Eléctrico Nacional.

#### 4. FASES PRE-INVERSIÓN Y PLAZOS ASOCIADOS

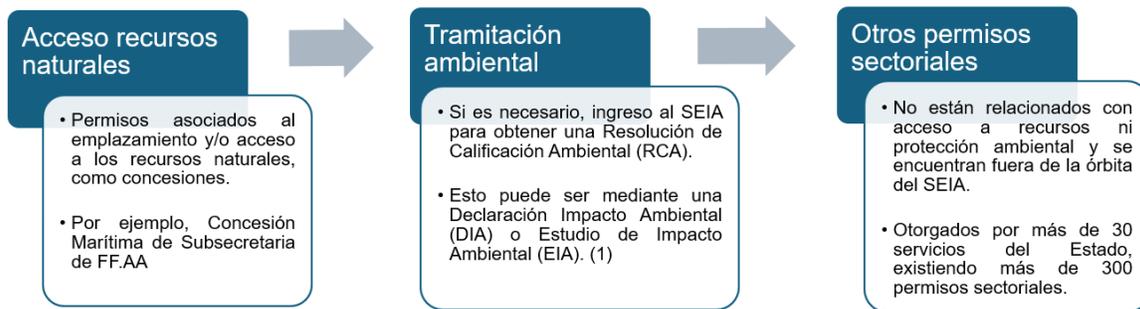
Los grandes proyectos de inversión deben contar con la aprobación de una serie de permisos ambientales y de otros permisos sectoriales.

En general, la fase preinversión de los proyectos se puede dividir en tres etapas (figura 5).

- 1. Acceso a los recursos naturales:** Conseguir los permisos o derechos que se relacionan con el emplazamiento y/o acceso a los recursos naturales necesarios para el desarrollo de la actividad.
- 2. Tramitación ambiental:** Ejecutar estudios para evaluar el ingreso al SEIA para luego, de ser necesario, obtener una Resolución de Calificación Ambiental (RCA) positiva, a través de una Declaración de Impacto Ambiental (DIA) o un Estudio de Impacto Ambiental (EIA).<sup>5</sup>
- 3. Otros permisos sectoriales:** Dependiendo del tipo de proyecto, se deben obtener una serie de permisos que no están relacionados con el acceso a recursos ni con protección ambiental y se encuentran fuera de la órbita del SEIA. Son otorgados por más de 30 servicios del Estado, existiendo más de 300 permisos sectoriales.

<sup>5</sup> Junto a la RCA, en el marco del SEIA también se otorgan Permisos Ambientales Sectoriales (PAS), los cuales permiten el funcionamiento de los proyectos acorde a sus características particulares.

**FIGURA 5. ESQUEMA FASE PRE-INVERSIÓN**



(1) Junto a la RCA, en el marco del SEIA también se otorgan Permisos Ambientales Sectoriales (PAS), los cuales permiten el funcionamiento de los proyectos acorde a sus características particulares.

Fuente: Elaboración propia a partir de información del SEA y Comisión Nacional de Productividad (CNEP).

Respecto a la relación de las etapas de pre-inversión con los catastros, en el SEIA se incluyen todos los proyectos que inician su proceso de tramitación ambiental, mientras que el catastro de la CBC comprende, en general, proyectos admitidos en el SEIA y con una RCA aprobada (tabla 1). Así, por ejemplo, en el último catastro disponible, el 77% de los proyectos recogidos ya contaba con una RCA aprobada, correspondiente al 69% del monto quinquenal.

**TABLA 1. CBC DEL PRIMER TRIMESTRE DE 2025: ESTADO DE PROYECTOS EN EL SEIA**

Situación SEIA (*)	Porcentaje inversión quinquenal	Porcentaje de proyectos
Aprobado + Resuelta	69.3	76.9
No presentado	13.7	19.0
En análisis + calificación	15.8	2.9
No calificado + desistido + no admitido	1.2	1.2
<b>Total</b>	<b>63.994 MM USD</b>	<b>694 proyectos</b>

(\*) Para descripción de la situación SEIA ver Anexo 2. Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CBC y el SEA.

En cuanto a los plazos, en los últimos 10 años los tiempos de tramitación de una RCA para una DIA ha aumentado levemente desde 9 a 13 meses, mientras que para un EIA el aumento ha sido más significativo, pasando de 19 a 35 meses entre 2014 y 2024. En tanto, los proyectos de energía que obtuvieron su RCA en 2024 tardaron en promedio más de 2 años en conseguirlo<sup>6</sup> (figura 6).

Por otro lado, los tiempos de tramitación promedio para los permisos sectoriales varían según la complejidad del tipo de permiso, tardando los de mayor complejidad cerca de 17 meses, con tiempos de tramitación que, en promedio, exceden el establecido por la normativa según un estudio de la Comisión Nacional de Productividad (CNEP) de 2023<sup>7</sup> (Anexo 3).

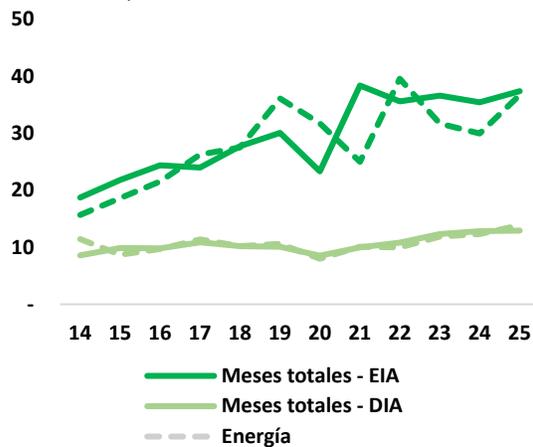
Más allá de lo anterior, la variabilidad de los plazos es altamente heterogénea. Por ejemplo, tras el acceso a los recursos naturales e ingreso al SEIA, un proyecto minero que incluye obras hidráulicas puede tardar cerca

<sup>6</sup> En generación eléctrica se solicitan permisos ambientales en proyectos con capacidad instalada mayor a 3MW de potencia

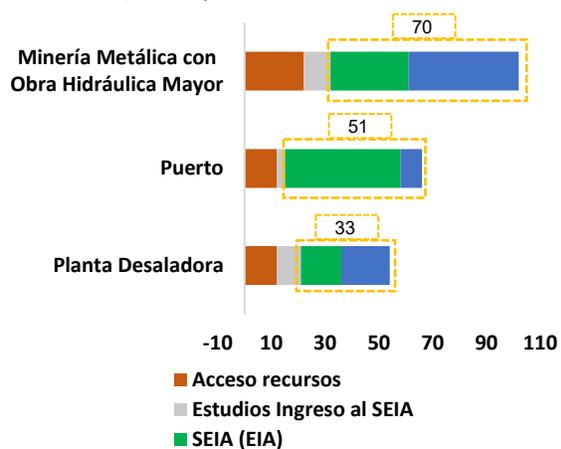
<sup>7</sup> En su estudio "Análisis de los permisos sectoriales prioritarios para la inversión en Chile", publicado en agosto de 2023, la CNEP clasifica los permisos en base al expediente de solicitudes. Los Clase 1 consideran aquellos permisos que deben presentar Formulario + Informe + Planos, los Clase 2 agregan Memorias y los Clase 3 agregan Memorias y Estudios. Los de Clase 3 serían los de mayor complejidad. Más detalle en el Anexo N°3.

de 70 meses en tramitar su EIA y los permisos sectoriales, mientras que un proyecto de construcción de un puerto puede demorar en torno a 50 meses (figura 7).

**FIGURA 6. TIEMPOS DE RESOLUCIÓN CALIFICACIÓN AMBIENTAL (MESES, INCLUYE APROBADOS Y RECHAZADOS)**



**FIGURA 7. DURACIÓN DE LA TRAMITACIÓN DE ALGUNOS PROYECTOS CON EIA (PROYECTOS SELECCIONADOS, LÍNEA BASE, MESES)**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de SEA y CNEP.

En el caso particular de los proyectos de H2V, una revisión de la experiencia internacional<sup>8</sup> muestra que la duración estimada para su desarrollo suele ser mayor a 5 años desde su anuncio. Esto considera 1 a 2 años en las fases de preinversión y tramitación, y 3 a 4 años de construcción. A la fecha, los 3 megaproyectos llevan entre 1 y 10 meses de revisión en el SEIA.

A nivel local, la experiencia con proyectos de esta naturaleza es limitada. En promedio, otros proyectos energéticos que obtuvieron su RCA durante 2024 demoraron 30 meses en dicho trámite. A esto hay que sumar los tiempos para obtener los permisos sectoriales, que alcanzan, en promedio, 17 meses para permisos de alta complejidad. En todo caso, existe alta heterogeneidad en estos plazos, y no es descartable que los tiempos de tramitación sean mayores.

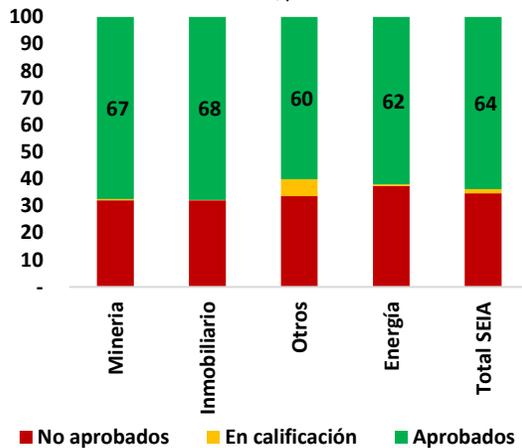
## 5. TASAS DE APROBACIÓN

No todos los proyectos de inversión que ingresan al SEIA logran la aprobación de los tramites ambientales y, en caso de requerirlo, de los permisos sectoriales.

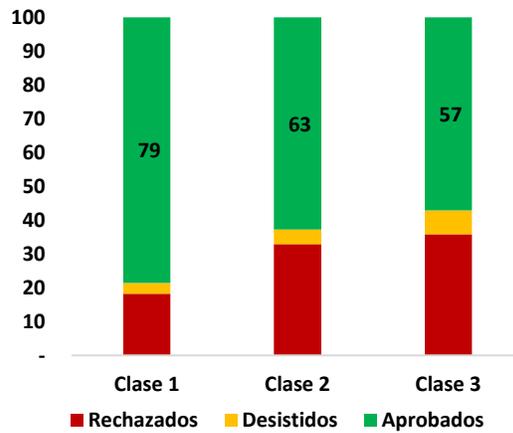
La fracción de proyectos aprobados sobre los flujos ingresados admitidos y calificados en el SEIA entre 2011 y 2020, que definimos como tasa de aprobación de permisos ambientales, fue 67% y 62% para el sector minero y energético, respectivamente (figura 8). Adicionalmente, en la tramitación sectorial de los permisos de mayor complejidad (Clase 3), la tasa de aprobación entre 2018 y 2022 fue en torno a 60% (figura 9).

<sup>8</sup> Las fases del ciclo de inversión están basadas en informes del *Hydrogen Council* (2023) e *International Renewable Energy Agency* (2023).

**FIGURA 8. SEIA: TASA DE APROBACIÓN, 2011-2020 (1) (% DE MILES DE MILLONES DE US\$)**



**FIGURA 9. TASA DE APROBACIÓN SECTORIAL SEGÚN CLASE DE PERMISO 2018-2022 (% TOTAL DE PERMISOS)**

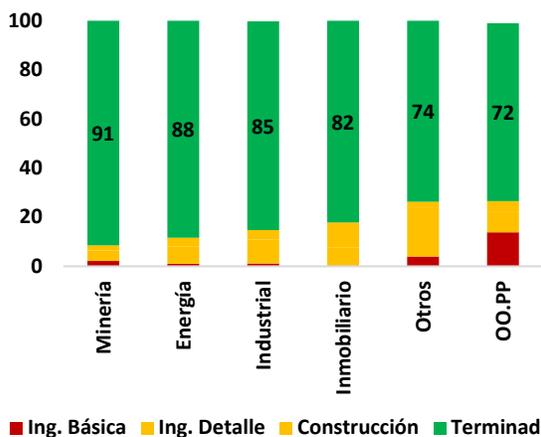


(1) Estimación solo sobre flujos ingresados admitidos y calificados entre 2011 a 2020 (2) Considera solo permisos rechazados, desistidos y aprobados. Los Clase 1 consideran aquellos permisos que deben presentar Formulario + Informe + Planos, los Clase 2 agregan Memorias y los Clase 3 agregan Memorias y Estudios. Los de Clase 3 serían los permisos de mayor complejidad.

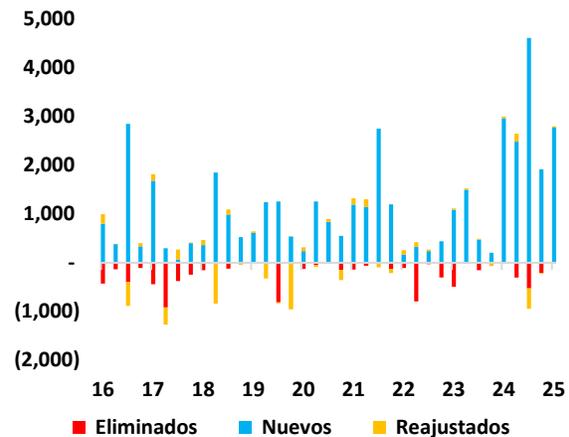
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de SEA y CNEP.

Respecto a la probabilidad de concreción de los proyectos que ingresan al catastro de la CBC, estos suelen alcanzar fases terminales (figura 10). Esto se explica por las características propias de los proyectos considerados en este catastro, en particular, que ya poseen un cronograma temporal definido de inversión anual en el quinquenio, y la mayor probabilidad de contar con la aprobación de los permisos ambientales. En minería y energía, por ejemplo, la proporción de proyectos finalizados alcanzó en torno al 90% de todos los ingresados entre 2015 y 2024. Además, se observa que, en los cambios entre un catastro y otro, el monto de los ajustes y retiros tiende a explicar una fracción pequeña en comparación al de nuevos montos ingresados (figura 11).

**FIGURA 10. CBC: ESTADO DE RETIRO DE LOS PROYECTOS (\*) (PORCENTAJE DE PROYECTOS INGRESADOS)**



**FIGURA 11. CBC: REVISIÓN QUINQUENAL POR CATASTRO DE PROYECTOS ENERGÉTICOS (MILLONES DE US\$)**



(\*) Proyectos van siendo retirados del catastro una vez terminados, pero también pueden ser retirados anticipadamente. Estimación considera etapa en la que estaba el proyecto la última vez que figuró en el catastro. Estimación incluye hasta el primer trimestre de 2025.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CBC y BCCh.

#### 4. CBC VS. FBCF

Históricamente, la inversión contenida en el catastro representa entre un 20 y 25% de la FBCF, y muestra una alta correlación con la evolución anual de esta última (figura 9).

Esta correlación es aún mayor en el caso de la minería, considerando la concentración del sector en un menor número de grandes empresas que, habitualmente, se encuentran en el catastro de la CBC. Respecto al sector no minero, a pesar de que el catastro de la CBC representa un menor porcentaje de la inversión de Cuentas Nacionales, este también es informativo para monitorear las tendencias de la FBCF (Anexo 4).

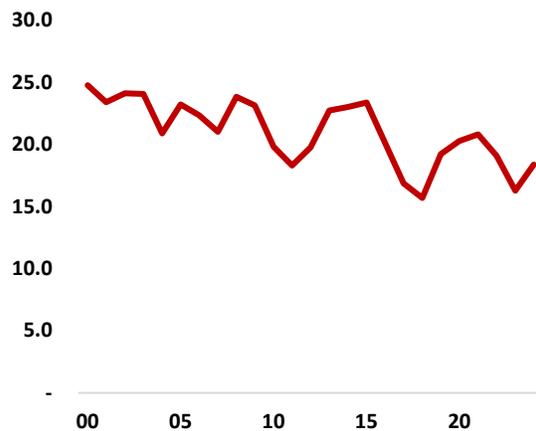
Formalmente, es posible estimar la capacidad predictiva del catastro de la CBC para anticipar el comportamiento de la FBCF, utilizando una especificación lineal de la forma:

$$\Delta \ln(FBCF_t) = \beta_0 + \sum_{i=0}^3 \beta_i * \Delta \ln(CBC_{t-i})$$

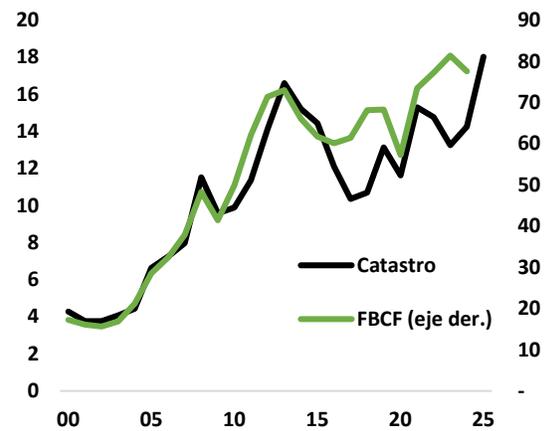
Donde  $\Delta \ln(FBCF_t)$  es la variación anual de la FBCF en el trimestre  $t$  y  $\Delta \ln(CBC_{t-i})$  es la variación anual de las expectativas de inversión del trimestre  $t - i$ .<sup>9</sup> Esta última variable se utiliza rezagada para mitigar problemas de endogeneidad. Todas las variables se miden en términos reales, utilizando el tipo de cambio observado y el índice de precios de la FBCF.

Los resultados muestran que, ante un aumento de 1% en la inversión esperada de la CBC, la FBCF aumentaría, en promedio, en torno a 0,23%. El intervalo de confianza al 95% para este efecto se sitúa entre 0,10% y 0,36%, lo que confirma un impacto positivo y estadísticamente significativo del catastro en la FBCF (Anexo 5).

**FIGURA 12. INVERSIÓN CONTENIDA EN CATASTRO DE LA CBC RESPECTO A LA FBCF (PORCENTAJE)**



**FIGURA 13. INVERSIÓN SEGÚN CBC Y FBCF (\*) (MILES DE MILLONES DE US\$, SERIE ANUAL)**



(\*) El monto de inversión del catastro CBC corresponde al último reporte disponible, que se realiza en el cuarto trimestre del año siguiente. Para 2024 y 2025, se utiliza el catastro del primer trimestre de 2025.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CBC y BCCh.

<sup>9</sup> Para la estimación se considera el monto de inversión del catastro de la CBC correspondiente al último reporte disponible, que se realiza en el cuarto trimestre del año siguiente. Para 2024 y 2025, se utiliza el primer catastro del primer trimestre de 2025.

## 5. COMENTARIOS FINALES

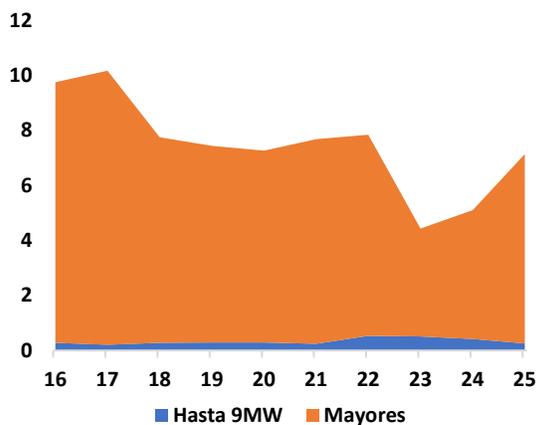
La presente minuta analiza las características de los proyectos de inversión del catastro de la CBC y en el SEIA. Los hallazgos sugieren una alta probabilidad de que los mayores montos de inversión en grandes proyectos previstos en el catastro de la CBC se materialicen en la formación bruta de capital fijo. Adicionalmente, existe un elevado potencial de aumento en la inversión a raíz de proyectos en tramitación, principalmente vinculados a la transición energética y el H2V. Sin embargo, dada la complejidad de esos proyectos y los tiempos involucrados, la probabilidad que se concreten en el horizonte de dos años es menor.

## 6. BIBLIOGRAFÍA

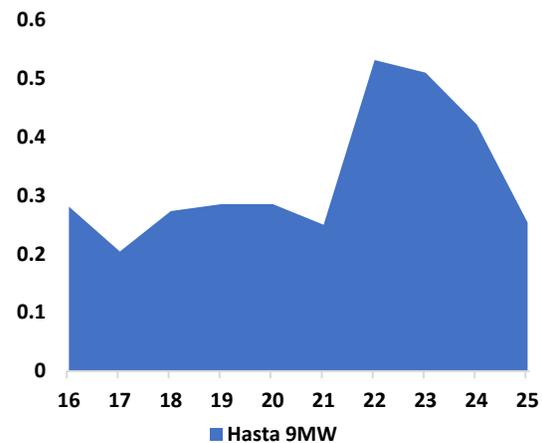
- Banco Central de Chile (2024). Recuadro I.1, IPoM septiembre 2024
- Comisión Nacional de Evaluación y Productividad (2023). Análisis de los permisos sectoriales prioritarios para la inversión en Chile.
- Comisión Nacional de Evaluación y Productividad (2024). Medición Tiempos para Tramitar Permisos de Inversión en Minería.
- International Energy Agency. (2023). *Global Hydrogen Review 2023*. IEA. <https://www.iea.org/reports/global-hydrogen-review-2023>
- International Renewable Energy Agency. (2023). *World Energy Transitions Outlook 2023: 1.5°C Pathway*. IRENA. <https://www.irena.org/Publications/2023/Jun/World-Energy-Transitions-Outlook-2023>

## 7. ANEXOS

**1.1. CBC: EXPECTATIVAS DE INVERSIÓN POR CAPACIDAD (MILES DE MILLONES DE US\$) (\*)**



**1.2. CBC: EXPECTATIVAS DE INVERSIÓN PARA MENORES A 9MW (MILES DE MILLONES DE US\$)**



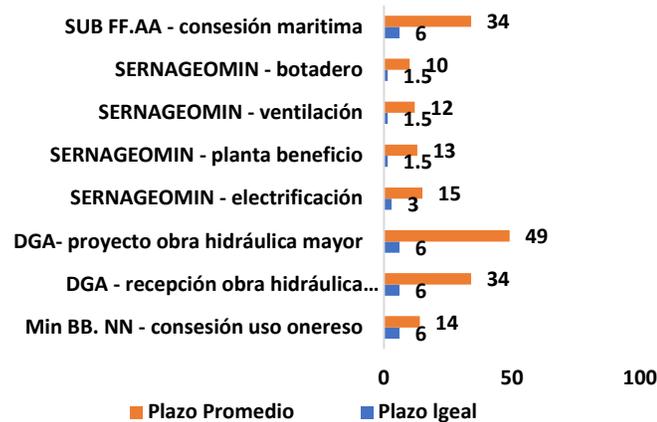
(\*) Desde fines de 2020 hasta finales del 2022 existió un beneficio destinado a Pequeños Medios de Generación Distribuida (PMGD) para centrales de generación eléctrica con una capacidad instalada de hasta 9 megavatios (MW). Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos de CBC.

## 2. DESCRIPCIÓN DE LA SITUACIÓN EN EL SEIA

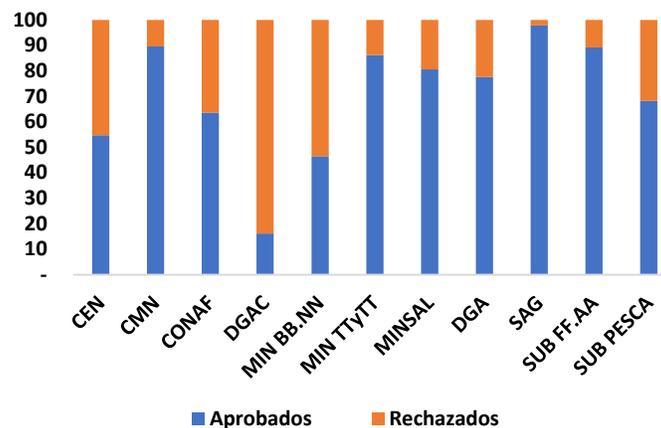
Situación en SEA	Descripción
<b>Aprobado</b>	EIA o DIA aprobado con RCA favorable
<b>Desistido</b>	EIA o DIA retirado del proceso por el mandante.
<b>En Análisis</b>	EIA o DIA siendo analizado por SEA para determinar si lo admite a trámite o no.
<b>En Calificación</b>	EIA o DIA siendo evaluado en el SEA.
<b>No Admitido a Tramitación</b>	EIA o DIA no admitido a trámite por el SEA.
<b>No Calificado</b>	EIA o DIA con término anticipado del proceso por parte del SEA, por las causales señaladas en la Ley (artículo 18 bis, Ley N°19.300 y el Art. 48 del
<b>No Presentado</b>	Aún no ha sido evaluado ambientalmente porque no ha sido presentado o porque no requiere.
<b>Resuelta</b>	Pertinencia evaluada y resuelta por el SEA. El proyecto no requiere ser sometido al

Fuentes: CBC y SEA.

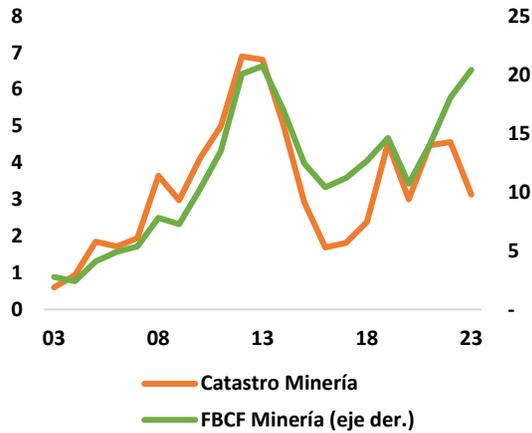
### 3.1. PLAZO DE REVISIÓN LEGAL VERSUS PROMEDIO (MESES, PROMEDIO 18-22)



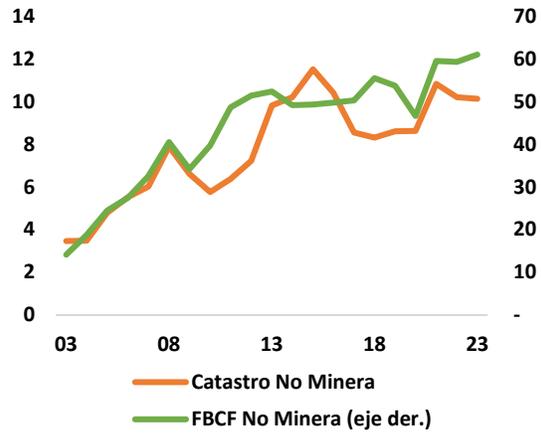
### 3.2. TASA DE APROBACIÓN SEGÚN ORGANISMO (% DEL TOTAL DE PERMISOS)



#### 4.1 INVERSIÓN MINERA SEGÚN CBC Y FBCF (MILES DE MILLONES DE US\$)



#### 4.2 INVERSIÓN NO MINERA SEGÚN CBC Y FBCF (MILES DE MILLONES DE US\$)



Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos de CBC.

### 5. Regresión de FBCF y CBC

Regresión FBCF y CBC (coeficientes y errores estándar)	
	(1) $\Delta \ln(FBCF_t)$
$\Delta \ln(CBC_{t-1})$	0.230*** (0.067)
$\Delta \ln(CBC_{t-2})$	-0.014 (0.085)
$\Delta \ln(CBC_{t-3})$	-0.048 (0.068)
Constant	2.635*** (0.983)
Observations	62
$R^2$	0.250

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos de CBC y BCCh. Utilizando el coeficiente estimado (0,230) y el error estándar (0,067) con un intervalo de confianza al 95% se tiene que  $\hat{\beta} \pm 1,96 * 0.067 = [0,0987 \quad 0,3613]$

## Minuta citada en el Recuadro II.1 del IPoM Junio 2025

### Efecto de aranceles en las exportaciones chilenas

L. Briones, V. Logan, S. Andalaft, L. Bertinatto, J. Fornero, R. Heresi y D. Kohn <sup>1 2</sup>

Esta minuta entrega detalles del análisis de efectos de las políticas arancelarias citado en el Recuadro II.1 del IPoM de junio de 2025.

#### 1. Introducción

Los aranceles impuestos por EE.UU. a sus importaciones podrían tener efectos negativos en la actividad a nivel mundial.<sup>3</sup> Entre estos, destacan los efectos contractivos en actividad asociados al aumento en la incertidumbre y el deterioro de las condiciones financieras, así como el impacto del menor crecimiento mundial sobre las exportaciones de cada país. A lo anterior se suma el impacto directo que el aumento de aranceles podría tener sobre las exportaciones y, a través de estas, sobre la actividad de cada economía.

El principal objetivo de esta minuta es cuantificar el impacto directo que han tenido los cambios en los aranceles aplicados en el pasado a las exportaciones de Chile por parte de los principales socios comerciales del país, lo que incluye los efectos de redireccionamiento de los exportadores hacia otros destinos y al mercado local. Si bien esto ha sido estudiado para otras economías, no existe en la literatura evidencia empírica para Chile. Tener una cuantificación de estos efectos resulta de utilidad dado el contexto actual.

Para esto se construye una base de datos desde 2003 a 2024 con formato de panel con microdatos de exportaciones y aranceles, ambos a nivel de producto - destino. El uso de microdatos entrega ventajas para estimar el impacto de cambios de aranceles en las exportaciones a nivel de firma y producto, como estudian, por ejemplo [Fitzgerald y Haller \(2018\)](#). Estas regresiones permiten cuantificar el impacto directo hacia el país que modifica el arancel, como el redireccionamiento de las exportaciones hacia otros destinos.

---

<sup>1</sup> Esta minuta no necesariamente representa la visión de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Los errores remanentes son responsabilidad de los autores. Se agradecen comentarios de Elías Albagli, Markus Kirchner, Sofia Bauducco y otros colegas del Banco. Pedro Moncarz compartió datos tabulados de aranceles de Argentina. Se agradece la participación en el desarrollo inicial de este trabajo en 2021 a Emiliano Luttini y Bernabé López.

<sup>2</sup> L. Bertinatto (L.P.B.), L. Briones (L.B.) y J.F. desarrollaron las secciones de impacto sobre las exportaciones. Los autores desarrollaron la conceptualización, metodología, revisión y edición del documento. J.F. concibió la idea original, investigó la literatura, y trabajó en los datos macroeconómicos. L.B. construyó la base de datos de aranceles e implementó la metodología. L.P.B. supervisó el proyecto.

S.A., R.H., D.K., y V.L. desarrollaron las secciones del impacto sobre las ventas locales.

Todos los autores discutieron y revisaron los resultados del documento completo.

<sup>3</sup> El 2 de abril de 2025, el presidente Trump firmó una orden ejecutiva que impone un arancel mínimo del 10 por ciento a todas las importaciones estadounidenses, con aranceles más altos a las importaciones de 57 países específicos.

Las regresiones también permiten obtener estimaciones de las elasticidades de las exportaciones respecto al PIB del país de destino y el TCR bilateral, con las cuales podemos estimar el impacto las exportaciones chilenas del menor crecimiento de sus socios comerciales. Este constituye el segundo objetivo de esta minuta.

A su vez, las empresas exportadoras, al ver afectadas sus ventas externas por los aranceles, podrían querer redireccionar ventas hacia el mercado doméstico, lo que atenuaría el impacto de los aranceles sobre la producción doméstica. Para analizar el efecto de los aranceles sobre las ventas locales se utilizan microdatos de ventas domésticas a nivel de firma – producto – año desde 2014 hasta 2024. Este efecto es análogo al redireccionamiento de ventas hacia otros mercados.

Los resultados sugieren que un cambio relativo en los aranceles a las exportaciones de productos chilenos tiene un efecto significativo en las exportaciones hacia el país destino, aunque rezagado en 1 año. En particular, un aumento de los aranceles de 10% en el país de destino generaría, en promedio, una caída de 5.9% de las exportaciones reales del producto afectado hacia ese país, un año después de la imposición de los aranceles. Los resultados también sugieren un efecto de redireccionamiento relevante que mitiga el impacto en la actividad total. Por un lado, se estima que las exportaciones hacia otros destinos aumentarían, mitigando la caída de las exportaciones totales. Por el otro, se encuentra evidencia que ante un aumento en los aranceles promedio de un producto, los exportadores aumentan sus ventas domésticas de dicho producto. Este efecto es relevante tanto el año en que se imponen los aranceles como un año después. En particular, se encuentra que la semi elasticidad acumulada durante dos años para un cambio en los aranceles promedio impuestos a los productos chilenos de 1% es de aproximadamente 0.4% para las firmas exportadoras.<sup>4</sup>

Finalmente, los hallazgos confirman estimaciones previas de elasticidades a TCR y demanda externa (cfr. Tabla 1 [Fornero et al. \(2020\)](#)). Se obtiene que la sensibilidad de las exportaciones chilenas es en promedio de 0.9% para los envíos totales, y 1.1% para los envíos industriales, por cada 1 punto porcentual de cambio en el PIB de los socios comerciales.

La estructura de este trabajo se describe a continuación. La sección 2 entrega una síntesis de la literatura existente. La sección 3 describe los datos utilizados. La sección 4 presenta la metodología. La sección 5 resultados, mientras que la última sección concluye.

## 2. Literatura reciente sobre aranceles

Para analizar el actual episodio es útil referirnos al conflicto comercial que se inició a principios de 2018 cuando EE. UU. incrementó aranceles a productos de China, economía que a su vez aumentó aranceles en represalia. [Fajgelbaum y Khandelwal \(2020\)](#) recopila y sintetiza los hallazgos de estudios previos, y también describe los principales mecanismos, condiciones y canales de transmisión. Según el modelo clásico de comercio, si un país grande como EE. UU. aumenta sus

---

<sup>4</sup> En el ejercicio cuantitativo, asimilamos un aumento de 10pp en los aranceles impuestos por EE.UU. a un cambio en los aranceles promedio de 10pp x (1/19) -cuando consideramos el promedio simple entre 19 países- o de 10pp x 0.16 -ajustando por el porcentaje de exportaciones chilenas enviadas a EE.UU., si consideramos el promedio ponderado-.

aranceles, el modelo predice un traspaso incompleto del arancel a precios porque las decisiones de EE. UU. alteran de manera no despreciable los precios y comercio mundiales. Sin embargo, se cuenta con evidencia mixta pues algunos estudios empíricos recientes sobre la guerra comercial chino-estadounidense han encontrado una transmisión arancelaria completa a los precios - en línea a lo que se esperaría para economías pequeñas y abiertas –, e.g., [Amiti et al. \(2020\)](#), [Cavallo et al. \(2019\)](#), mientras otros estudios han hallado evidencia de transmisión incompleta ([Ma y Ning \(2024\)](#), [Yu et al. \(2024\)](#)). En el episodio más reciente de guerra comercial, [Cavallo et al. \(2025\)](#) estudia la transmisión de aranceles a precios en el muy corto plazo utilizando una base de datos granular y encuentra que es parcial con evidencia de un par de semanas.

En cuanto a las estimaciones de los efectos directos en los volúmenes estadounidenses exportados a China en relación con otros destinos tras los aranceles impuestos por el gobierno chino, la evidencia da cuenta de impactos significativos. En particular, [Fajgelbaum et al. \(2020\)](#) encuentra que un aumento de tarifa de China de 10% reduce las exportaciones de EE. UU. a ese destino en una magnitud casi semejante a nivel de producto. [Amiti et al. \(2020\)](#) encuentra una elasticidad unitaria para el conjunto de los bienes que aún se exportan a pesar del incremento de los aranceles, y la elasticidad estimada presenta un aumento gradual hasta llegar a un valor que se duplica en los siguientes meses, presentando heterogeneidad sectorial. Así, esta evidencia sugiere que los aumentos en aranceles afectan a los envíos bilaterales crecientemente en el tiempo. Lo anterior se explicaría porque en el corto plazo las firmas tienen poca capacidad de ajuste y les resulta costoso redireccionar envíos a terceros países, pero a medida que pasa el tiempo, estas se adaptan para redirigir la producción hacia otros destinos.

### 3. Datos<sup>5</sup>

Chile es una economía pequeña y abierta al comercio internacional, donde las exportaciones de bienes y servicios representan aproximadamente 34.6% del PIB y las importaciones de bienes y servicios el 32% (promedio 2003-2024). Mientras que las exportaciones de bienes representan el 30.3% del PIB, las de servicios en torno a 4.3% del PIB (Tabla 1 panel a). Las exportaciones mineras, destacando minería de cobre, son las más importantes, seguidas por las exportaciones industriales y de los sectores agropecuario, silvícola y pesca. La Tabla 1 panel b ordena los países destino de las exportaciones industriales según su participación.

---

<sup>5</sup> Este estudio se realiza en el ámbito de la agenda de investigación que desarrolla el Banco Central de Chile (BCCh) en materias económicas y financieras de su competencia, en el marco de la cual el BCCh tiene acceso a información innominada de diversas entidades públicas y privadas, en virtud de convenios de colaboración suscritos con esas instituciones. Para garantizar la privacidad de trabajadores y empresas, el BCCh exige que el desarrollo, la extracción y la publicación de los resultados no deben permitir la identificación, directa o indirecta, de personas naturales o jurídicas. Funcionarios del BCCh procesaron los datos desagregados. Todo el análisis fue realizado por los autores y no involucra ni compromete a Aduana, ni al Servicio de Impuestos Internos (SII). La información contenida en las bases del SII es de carácter tributario proveniente de autodeclaraciones de los contribuyentes presentados ante el SII; por lo que la veracidad de dichos datos no es responsabilidad del servicio.

**Tabla 1**

**a. Estructura exportaciones Chile (1)**

Exportaciones de bienes y servicios			
34.6			
Bienes		Servicios	
30.3		4.3	
Agrop-silv-pesca	Minería		Industria
	16.8		
2.2	Minería	Resto minería	11.3
	Cobre		
	13.5	1.6	

**b. Participación en exportaciones industriales (2)**

Ranking	Socios Comerciales	Participación 2003-24 (%)
1	Estados Unidos	17.1
2	Japón	9.5
3	China	8.9
4	Brasil	6.1
5	Perú	5.5
6	Bolivia	4.8
7	México	4.3
8	Países Bajos	3.7
9	Corea del Sur	3.4
10	Argentina	2.8
11	Colombia	2.2
12	España	1.9
13	Paraguay	1.9
14	Reino Unido	1.7
15	Ecuador	1.6
16	Bélgica	1.4
17	Canadá	1.4
18	Italia	1.4
19	Alemania	1.4
20	Venezuela	1.3
21	Rusia	1.3
22	Francia	1.2
23	Taiwán	1.0
24	Australia	0.7
40	Finlandia	0.2
<b>Top 20</b>		<b>83.6</b>
<b>Total considerados</b>		<b>80.1</b>

Notas: (1) En base a cuentas nacionales, ratios nominales en términos de PIB, muestra 2003-2024. (2) En base a datos anuales en millones de USD FOB del Banco Central de Chile. En morado países considerados en la muestra.

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

**3.1. Efectos de mayores aranceles sobre exportaciones**

La variable por explicar es el volumen de exportaciones acumuladas en el año medido a partir de microdatos de envíos de firmas establecidas en Chile hacia cada uno de los diecinueve destinos considerados (Tabla 1 panel b). Los datos de cantidades a nivel de producto (8 dígitos) provienen del Servicio Nacional de Aduanas.

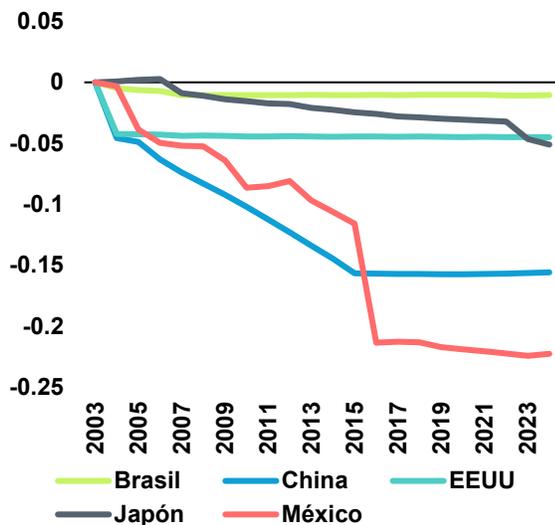
Las variables explicativas que examinamos son las siguientes: (i) **TCR bilateral**, una medida de competitividad de cada país respecto al país destino de las exportaciones; (ii) **PIB de cada socio comercial**, como proxy de demanda externa del país de destino y (iii) los **aranceles** aplicados por el país de destino.

El TCR bilateral se calcula utilizando el tipo de cambio nominal, que se multiplica por el IPP o IPC del país de destino y divide por el IPC de Chile. Estos datos se obtienen de Bloomberg y FMI. El uso de IPP sigue la metodología de construcción del IPE

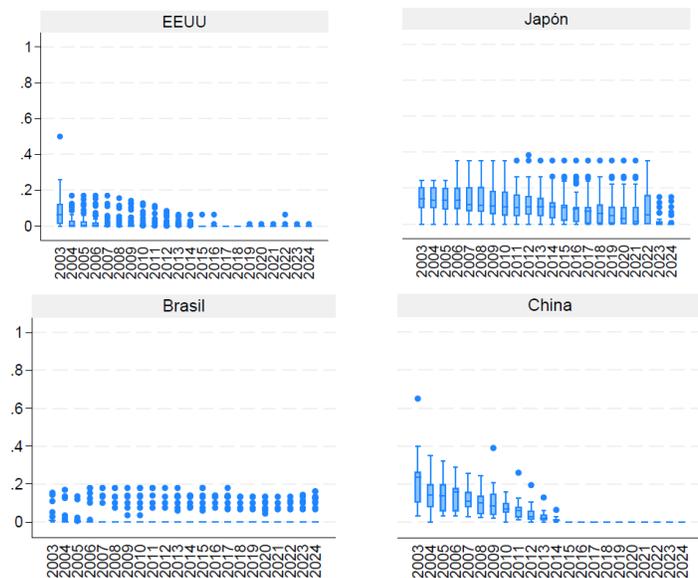
que forma parte del TCR multilateral oficial de Chile. Los datos tienen frecuencia mensual, y se considera el promedio anual (Índice 2020=100). Siguiendo modelos estándar que tienen en cuenta la “intensidad gravitacional” para explicar los flujos comerciales internacionales, se supone que el PIB real del país destino de las exportaciones aproxima la demanda externa. Los datos de PIB real se obtienen de la OECD con excepción a Bolivia y Perú. El apéndice estadístico entrega más detalles. Finalmente, se construye una base de datos anual con detalles de aranceles *ad valorem* por producto (detalle a 6 dígitos<sup>6</sup>) de los diecinueve principales socios comerciales<sup>7</sup> de Chile desde el 2003 al 2024. Los datos son contruidos a partir de información proveniente del World Trade Organization e información de acuerdos de libre comercio bilaterales y regionales<sup>8</sup>. Así, se recopilaron los calendarios de liberación de aranceles disponibles en SUBREI. Para más detalles respecto de la construcción de estos datos, ver el apéndice estadístico.

**Gráfico 1**

**a. Aranceles de países seleccionados (1)**  
(pp., diferencia respecto al nivel de 2003)



**b. Aranceles: Alimentos (2)**  
(pp.)



Notas: (1) Figura entrega coeficientes ( $B$ ) de los aranceles ( $\tau$ ) para cada país siguiendo a Fitzgerald *et al.*, según la siguiente regresión:  $\tau_{jt} = \alpha_0 + B \cdot D + v_j + \varepsilon_{jt}$ , donde  $D$  corresponde a un conjunto de dummies por año desde 2004 al 2024,  $B$  la matriz de coeficientes estimados (respecto a 2003) y  $v_j$  un efecto fijo por producto. (2) Se considera capítulos del 16 al 24 del arancel aduanero 2022. Gráfico box, límite inferior y superior corresponde a percentil 25 y 75, respectivamente. Mediana representada como una línea dentro de la caja. Bigotes indican valores mínimos y máximos dentro de 1.5 veces el rango intercuartílico, el cual representa el 50% del conjunto de datos. Puntos fuera de los bigotes indican valores atípicos.

<sup>6</sup> Se utiliza y se compatibiliza al código aduanero HS 2017.

<sup>7</sup> Argentina, Bolivia, Brasil, China, Colombia, EE. UU., Japón, México, Perú, Rusia y países de la Unión Europea que mantienen un flujo comercial mayor a uno por ciento del valor anual transado: Alemania, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Italia, Países Bajos y Reino Unido.

<sup>8</sup> Se incluye: aranceles efectivos y calendario de preferencias Argentina-Chile de ALADI, tratado internacional de comercio entre USA-Chile y Unión Europea-Chile. Adicionalmente, no contamos con información completa de tratados bilaterales con Bolivia y Brasil y algunos aranceles no están disponibles, en estos casos se supone la tarifa de Most Favored Nation (MFN).

Fuente: Elaboración propia en base a datos WTO, ALADI y Tratados de libre comercio Chile.

El gráfico 1 panel a ilustra la evolución temporal de los aranceles promedio de los principales socios comerciales de Chile donde se aprecia un proceso gradual de reducción coherente con una liberalización comercial de estos países. Además, el gráfico 1b ilustra la heterogeneidad por código arancelario. Cabe destacar que los aranceles entregan una medida imperfecta para aproximar la política comercial, puesto que esta abarca aspectos mucho más amplios, como: cuotas, barreras no arancelarias, reglas de origen y otras medidas facilitadoras o impedimentos al comercio.

Tras las transformaciones mencionadas y el cruce de los microdatos de aranceles y de Aduana a nivel de firmas, productos exportados y país comprador, se obtiene un panel con aproximadamente 200 mil observaciones.

### 3.2. Efectos de mayores aranceles en ventas locales

Para abordar el ejercicio sobre el impacto en las ventas locales, se utilizan principalmente los siguientes registros administrativos del Servicio de Impuestos Internos (SII): (i) los Documentos Tributarios Electrónicos (DTE), (ii) el Formulario 29, y (iii) la Declaración Jurada N°1887. A partir de los anteriores antecedentes, se construyen las siguientes variables:

- i. **Ventas locales.** La factura electrónica permite identificar cada transacción entre una empresa emisora y una empresa receptora<sup>9</sup>, incluyendo el precio acordado, la cantidad comercializada y el monto pagado, entre otras variables. Se registra además un campo de texto no estandarizado al que se le asigna una clasificación de productos estandarizada<sup>10</sup> utilizando técnicas de *machine learning*. Junto con lo anterior, se utiliza la correspondencia de clasificadores de las Naciones Unidas a modo de tener una serie consistente con los códigos aduaneros indicados en la sección 3.1.
- ii. **Variables de exposición.** El Formulario 29 permite distinguir entre las ventas domésticas y las exportaciones de cada empresa y así computar las siguientes variables: (i) una variable binaria que toma el valor de 1 si la empresa exporta más del 10% de sus ventas totales en un año determinado; y (ii) una variable que representa la participación de las exportaciones en las ventas totales. Considerando sólo firmas que exportan, cerca de un 29% de ellas exporta más del 10% de sus ventas en cada año. Estas constituyen aproximadamente 3% del total de las firmas y representan aproximadamente 97% de las exportaciones de cada año. Para estas firmas, la media de exportaciones sobre ventas es 37% y la mediana 26%.
- iii. **Empleo.** Por último, la Declaración Jurada N°1887 se utiliza a modo de considerar sólo a las empresas que, en promedio, tengan al menos cinco empleados.

---

<sup>9</sup> Ambos campos corresponden a identificadores innominados.

<sup>10</sup> Este ejercicio utiliza la “Clasificación Central de Productos” de la División de Estadísticas de las Naciones Unidas.

#### 4. Metodología

Esta sección se organiza en dos partes. La primera presenta la especificación de la relación de exportaciones con sus determinantes. La segunda presenta la estimación del efecto de redireccionamiento al mercado local por parte de las firmas exportadoras.

##### 4.1. Efectos sobre las exportaciones

La especificación de la regresión de panel a estimar sigue a [Fitzgerald y Haller \(2018\)](#), con la siguiente ecuación:<sup>11</sup>

$$\Delta \ln exp_{ijpt} = \alpha \Delta \ln tcr_{pt} + \beta \Delta \ln pib^*_{pt} + \gamma \Delta \tilde{\tau}_{jpt} + v_{ijt} + \delta_{jp} + \varepsilon_{ijpt} \quad (1)$$

donde la variable a explicar es el cambio porcentual en el volumen de las exportaciones anuales ( $\Delta \ln exp$ ) de cada firma  $i$  exportando el producto  $j$  al país  $p$  en el año  $t$ .  $\Delta \ln tcr_{pt}$  corresponde al cambio porcentual en el TCR bilateral en Chile y el país  $p$  en el año  $t$ .  $\Delta \ln pib^*_{pt}$  corresponde al cambio porcentual en el PIB del país  $p$  en el año  $t$ . Respecto al trabajo de [Fitzgerald y Haller \(2018\)](#), se propone una modificación en la variable de aranceles para incluir en la estimación el efecto por el cambio relativo de aranceles entre destinos, lo que permitiría capturar el efecto de desvíos de comercio por este cambio. Así, la variable  $\Delta \tilde{\tau}_{jpt}$  se calcula como:

$$\Delta \tilde{\tau}_{jpt} = \Delta \tau_{jpt} - \Delta \bar{\tau}_{j(-p)t} \quad (2)$$

donde  $\Delta \tau_{jpt}$  mide la variación porcentual en el arancel del producto  $j$  en el año  $t$  y país destino  $p$  y  $\Delta \bar{\tau}_{j(-p)t}$  mide la variación porcentual del arancel promedio en el resto de los países (excluyendo  $p$ ) para el respectivo producto  $j$  y año  $t$ . Lo anterior implica que nuestro regresor mide el *cambio de aranceles hacia un país relativo al cambio promedio de los aranceles hacia el resto de los destinos*, y, por otro lado, no captura el efecto de un cambio de aranceles que sea similar en todos los destinos. Sobre esto último, la estimación original de Fitzgerald y Haller (2018) tampoco captura este efecto, al quedar incluido dentro de los efectos fijos.

La modificación considerada en la variable de aranceles permite incorporar dos conceptos, primero “Bilateral Trade Resistance”, referente a las barreras de comercio entre dos países, y el “Multilateral trade resistance”, que hace referencia a las barreras de comercio que enfrenta cada país con todos sus socios comerciales (Anderson y Wincoop; 2003, 2004). Cuando los aranceles de un país en específico aumentan, si bien las exportaciones a ese país podrían caer por la menor demanda del país importador o los menores incentivos a exportar a este país (lo que dependerá de los cambios en el precio), las exportaciones al resto de los países podrían verse beneficiadas. Por ejemplo, si EE. UU. aumenta los aranceles a Chile, las exportaciones a este destino enfrentan un alza en el componente  $\Delta \tau_{jpt}$ , por lo que  $\Delta \tilde{\tau}_{jpt}$  aumenta, generando posibles

<sup>11</sup> Esta especificación es estándar en la literatura, similar a Fornero et al. (2020) y Carrasco et al. (2015) para Chile, para otras economías ver Ahmed et al., 2015; Raissi y Tulin, 2015; Basarac Sertić et al., 2015, entre otros. La especificación es extendida para permitir utilizar microdatos de exportaciones y aranceles sobre los productos exportados a los distintos destinos.

desincentivos a los envíos a este país. A su vez, las exportaciones al resto de los destinos enfrentan un incremento en el promedio mundial de aranceles del resto del mundo ( $\Delta \bar{\tau}_{j(-p)t}$ ), por lo que  $\Delta \bar{\tau}_{jpt}$  disminuye, lo que podría incentivar los envíos hacia estos países. El gráfico 2 muestra la evolución de la variable de aranceles relativos al resto del mundo, comparable al gráfico 1a que contiene la variable pura. Se observa que, dado los cambios en los aranceles del resto del mundo, los países que tuvieron una mayor disminución relativa corresponden a China y México, y en otros casos, como Brasil, la variable de aranceles relativos al resto del mundo incluso aumenta a través del tiempo, dado que el resto de los destinos tiene disminuciones más relevantes.

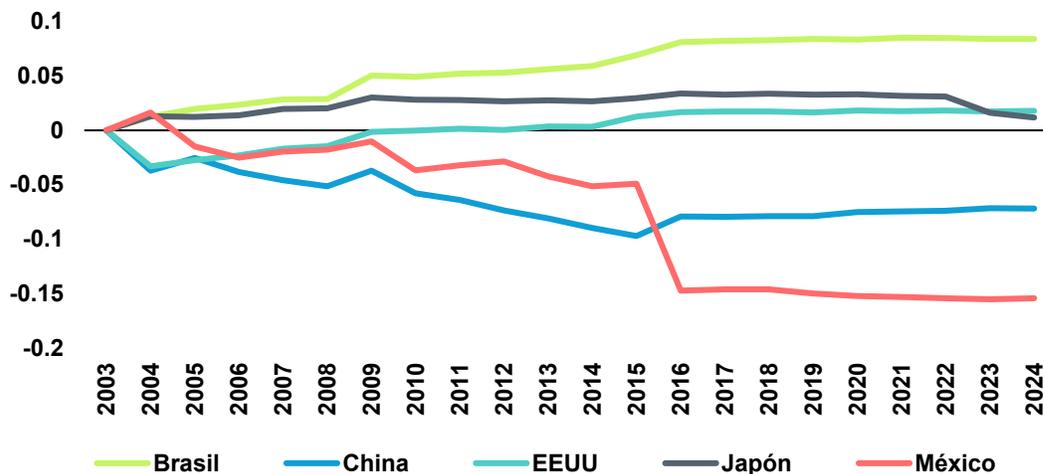
Por tratabilidad, en (1) se introducen *efectos fijos* para controlar por otros factores. En primer lugar, para controlar por efectos de shocks de oferta puntuales que explican cambios en exportaciones de la firma se introduce  $v_{ijt}$  como efecto fijo firma-producto-año. En segundo lugar,  $\delta_{jp}$  denota un efecto fijo producto-destino que permite controlar por factores de demanda o comerciales que afectan al producto enviado a cada mercado, que se asumen constantes en el tiempo.

Finalmente, se incluyen en (1) rezagos de un año en las variables de interés para capturar el hecho que los aranceles pueden afectar con demora los flujos exportados, en línea con la evidencia presentada por Amiti *et al.* (2020).

Respecto de las elasticidades  $\alpha$  y  $\beta$  se espera que resulten positivas, mientras que  $\gamma$  se interpreta como una semi elasticidad y se espera negativa.

### Gráfico 2

**Evolución promedio de los aranceles relativos ( $\bar{\tau}_{jpt}$ ): países seleccionados**  
(diferencia respecto al nivel de 2003)



Notas: Figura entrega coeficientes ( $B$ ) de los aranceles ( $\tau$ ) para cada país. Ver detalle en Nota (1) del Gráfico 1.  
Fuente: Elaboración propia en base a datos WTO, ALADI y Tratados de libre comercio Chile.

#### 4.2. Efectos sobre las ventas locales

La especificación por estimar es la siguiente:

$$\Delta \ln \text{ventas}_{ijt} = \theta \Delta \tilde{\tau}_{jt} + \mu \Delta \tilde{\tau}_{jt} W_{it-2} + v_{it} + \delta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

donde la variable a explicar es el cambio porcentual en las ventas domésticas anuales ( $\Delta \ln \text{ventas}$ ) de cada firma  $i$  que vende domésticamente el producto  $j$  en el año  $t$ .  $W$  es una variable de exposición para cada firma  $i$  en el año  $t-2$  que se puede definir de dos formas: una variable binaria que toma el valor 1 si la firma exporta más del 10% de sus ventas; o la proporción de exportaciones sobre ventas totales.<sup>12</sup>  $\Delta \tilde{\tau}$  es el cambio en los aranceles *ad valorem* a cada producto  $j$  en el año  $t$ . Los aranceles son calculados alternativamente como un promedio simple de los aranceles de todos los países o como un promedio ponderado según las cantidades exportadas el periodo anterior. Además, se incluye un rezago del cambio en los aranceles para controlar por el ajuste gradual en el tiempo del cambio en ventas ante un cambio en aranceles. Finalmente, se incorporan efectos fijos de firma-año y producto.

### 5. Resultados

Esta sección presenta un análisis de los resultados principales. En la primera subsección analizamos los resultados sobre las exportaciones chilenas. En la segunda subsección, se presentan los resultados del redireccionamiento al mercado local y en la tercera se realiza una aplicación considerando las semi elasticidades encontradas y el 10% de arancel impuesto por EE. UU. a las importaciones chilenas.

#### 5.1 Efecto sobre las exportaciones

La Tabla 2 reporta las elasticidades y semi elasticidades estimadas a partir de la ecuación (1). Se encuentra que un cambio relativo en los aranceles a las exportaciones de productos chilenos tiene un efecto relevante, aunque rezagado en 1 año. En particular, las estimaciones sugieren que un aumento de los aranceles de 10% en el país de destino generaría, en promedio, una caída de 5.9% de las exportaciones reales del producto afectado en el segundo año. El efecto es estadísticamente significativo y sugiere una semi elasticidad en torno al 59% después de dos años de un cambio de aranceles. En todo caso, los resultados son sugerentes de un efecto de redireccionamiento de los envíos hacia otros países, por lo que el efecto sobre las exportaciones totales sería menor, cuya cuantificación dependerá de la relevancia en las exportaciones a cada destino. Además, los resultados son similares al restringir la muestra solo a empresas del sector industrial, y hasta 2019, sin incluir la pandemia.

<sup>12</sup> Definimos las variables de exposición en periodo  $t-2$  para que no sean afectadas por el cambio de aranceles aún en el caso que incluimos un rezago en la estimación. Esto condicional a que el cambio en aranceles sea inesperado.

La Tabla 2 también reporta elasticidades para la variación anual del TCR bilateral y el crecimiento del PIB externo. En particular, para el primer año las elasticidades de exportaciones se ubican en torno a 0.2 y 0.9, respectivamente. En comparación, obtenemos elasticidades de exportaciones industriales algo mayores respecto al PIB externo que para las exportaciones totales. Estas estimaciones son menores a las encontradas en Fornero *et al.* (2020) con datos agregados, aunque limitando la muestra hasta 2019 los resultados son similares.

La especificación utilizada incluye varios determinantes relevantes de las exportaciones de Chile, que podrían ajustarse ante el conflicto comercial actual entre EE. UU. y sus socios comerciales. Primero, se encuentra un efecto negativo directo ejercido por un aumento en los aranceles sobre las exportaciones hacia el país destino. Segundo, dado que es esperable que el conflicto comercial afecte negativamente el PIB de los socios comerciales de Chile, las exportaciones chilenas también caerían por este canal. Tercero, las estimaciones sugieren que posibles depreciaciones de la moneda frente a algunos socios comerciales absorberían parte del shock externo adverso, al estimular transitoriamente las exportaciones.

**Tabla 2: Elasticidades sobre el volumen de exportaciones**

	Muestra completa		Hasta 2019	
	Total	Industrial	Total	Industrial
$\Delta \ln TCR$	0.229***	0.212***	0.322***	0.312***
<b>L1.</b>	0.241***	0.304***	0.281***	0.362***
$\Delta \ln PIB$	0.914***	1.106***	1.219***	1.285***
<b>L1.</b>	-0.133	-0.366*	-0.337	-0.476
$\Delta \tilde{\tau}_{jpt}$	-0.042	-0.07	-0.042	-0.12
<b>L1.</b>	-0.591***	-0.605***	-0.579***	-0.613***
<b>N</b>	195,686	112,285	143,939	82,954
<b>R-squared</b>	0.43	0.45	0.44	0.46

Nota: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . L1 denota variable rezagada un periodo (año). Estimación corresponde a ecuación (1).

## 5.2 Efecto sobre las ventas locales

### 5.2.1. Resultados principales

La Tabla 3 presenta la estimación de la ecuación (3) usando el cambio en los aranceles calculadas como un promedio ponderado por las cantidades exportadas en el periodo anterior o como un promedio simple, y la interacción con la razón de exportaciones sobre ventas en cada caso. Los resultados sugieren que existe redireccionamiento hacia ventas domésticas por parte de exportadores ante un cambio en los aranceles promedio.

En particular, la Tabla 4 muestra el efecto marginal de un cambio en aranceles para distintas proporciones de exportaciones sobre ventas, tanto en respuesta al promedio ponderado de aranceles (panel a) como al promedio simple (panel b). De acuerdo con el panel (a), que considera un arancel promedio ponderado por exportaciones, las firmas exportadoras

promedio<sup>13</sup>, aumentan sus ventas de un producto en 0.224% contemporáneamente y 0.179% en el año siguiente, ante un cambio de 1 punto porcentual en los aranceles promedio para dicho producto. Por lo tanto, la semi elasticidad acumulada durante dos años para cambios en aranceles es de 0.4% para estas firmas. Usando los aranceles calculados como un promedio simple (panel b), se obtiene una semi elasticidad acumulada de 0.44% en dos años para estas firmas.

**Tabla 3: Efecto de aranceles en ventas domésticas, estimación**

	Arancel promedio (ponderado)	Arancel promedio (simple)
$\Delta \tilde{\tau}_{jt}$	0.009	0.050**
<b>L1.</b>	0.013	-0.034*
$\Delta \tilde{\tau}_{jt} \frac{Exportaciones_{it-2}}{Ventas_{it-2}}$	0.582**	0.348
<b>L1.</b>	0.450**	0.800***
<b>N</b>	26,670,762	36,301,458
<b>R-squared</b>	0.17	0.17

Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. L1 denota variable  $\Delta \tilde{\tau}$  rezagada un periodo (año). Estimación corresponde a ecuación (3).

**Tabla 4: Efecto de aranceles en ventas domésticas, impacto marginal**

	Derivada parcial supone $\frac{Exportaciones_{it-2}}{Ventas_{it-2}}$		
	=0	=0.37	=1
<b>Panel a: Arancel promedio ponderado</b>			
$\Delta \tilde{\tau}_{jt}$	0.009	0.224**	0.591**
<b>L1.</b>	0.013	0.179*	0.463***
<b>Panel b: Arancel promedio simple</b>			
$\Delta \tilde{\tau}_{jt}$	0.050**	0.179*	0.398
<b>L1.</b>	0.034*	0.261***	0.766***

Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. L1 denota variable  $\Delta \tilde{\tau}$  rezagada un periodo (año). Estimación corresponde a ecuación (3).

### 5.2.2. Robustez

Los resultados mencionados anteriormente son robustos si se considera empresas exportadoras a aquellas que exporta más del 10% del total de sus ventas, y no exportadoras al resto de las firmas, y usamos una variable indicadora (i.e. igual a 1 si la firma es exportadora) como variable de exposición. La Tabla 5 muestra las semi elasticidades para ambos grupos (exportadores y no exportadores) y para ambas maneras de calcular el promedio de los aranceles (promedio ponderado y promedio simple).

<sup>13</sup> Aquellas que exportan 37% de sus ventas, que es el promedio de exportaciones sobre ventas para aquellas firmas que exportan más del 10% de sus ventas totales.

Ante un cambio en el promedio ponderado (simple) de los aranceles de 1 punto porcentual, se encuentra los exportadores aumentan las ventas domésticas en 0.28% (0.34%) en promedio en el mismo periodo y 0.26% (0.31%) en el periodo siguiente. Por lo tanto, la semi elasticidad acumulada en esos dos años es de 0.54% (0.65%) ante un cambio en el arancel calculado como un promedio ponderado (simple). Por otro lado, no se encuentra un efecto relevante para las firmas que no exportan. Es decir, encontramos que los resultados presentados son robustos a esta especificación alternativa.

**Tabla 5: Efecto de aranceles en ventas domésticas, robustez**

	Derivada parcial	
	Promedio Ponderado	Promedio Simple
$\Delta \tilde{\tau}_{jt} \text{ No Exportador}_{it-2}$	0.009	0.047*
<b>L1.</b>	-0.011	-0.034*
$\Delta \tilde{\tau}_{jt} \text{ Exportador}_{it-2}$	0.279**	0.336***
<b>L1.</b>	0.255***	0.313***
<b>N</b>	26,670,762	36,301,458
<b>R-squared</b>	0.17	0.17

Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. L1 denota variable  $\Delta \tilde{\tau}$  rezagada un periodo (año). Estimación corresponde a ecuación (3).

### 5.3 Aplicación: caso 10% arancel EE.UU.

La aplicación de interés consiste en calcular el impacto agregado sobre la actividad económica nacional por el efecto directo de la imposición de un arancel del 10% por parte de EE.UU. sobre una porción de las exportaciones nacionales. Para esto se consideran tres efectos. El primero y principal es una reducción de exportaciones hacia EE.UU. debido al aumento del arancel. El segundo efecto considera el aumento de las exportaciones hacia otros destinos —que resultan relativamente más atractivos luego de que EE.UU. impone el aumento de 10% en los aranceles—, y finalmente, un efecto compensador derivado de un aumento en las ventas locales. Nótese que este es un cálculo simple de equilibrio parcial, por lo que no puede considerarse como el efecto final sobre la actividad producto del alza de los aranceles, pero da una idea de órdenes de magnitud de los impactos que se prevén más relevantes. El cálculo de los primeros dos efectos utilizará las estimaciones de la sección 5.1. mientras que el tercer efecto utiliza las elasticidades presentadas en la sección 5.2.

### 5.3.1. Efecto por menores exportaciones a EE.UU.

Para esto se utiliza la semi elasticidad estimada para  $\gamma$  que acompaña a los aranceles relativos  $\Delta\tilde{\tau}_{jpt}$  en la ecuación (1). El cambio que tendrán las firmas exportadoras a EE.UU. en esta variable para los productos arancelados corresponde a 10%. Así, para los productos arancelados, de acuerdo con la elasticidad  $\gamma$  estimada, las exportaciones hacia Estados Unidos caerían en -6%.

Para representar esto en términos de PIB, debe multiplicarse lo anterior por la importancia de las exportaciones de EE.UU. afectas al arancel total sobre las exportaciones de bienes totales, y lo anterior por el porcentaje de las exportaciones de bienes respecto al PIB. Para todos los cálculos anteriores se utilizan datos de 2024. Las exportaciones hacia EE.UU. afectas ( $X_{EEUU, afectas}$ ) a los aranceles se obtienen del listado inicial y corresponden a un 8.4% de las exportaciones de bienes totales.<sup>14</sup> Así, se calcula que las menores exportaciones a EE.UU. implicarían una caída de 0.15pp en términos de PIB en las exportaciones.

$$\frac{\Delta X_{EEUU}}{PIB} = 10\% \times -60\% \times 8.4\% \times 30\% \approx -0.15 \quad (4)$$

### 5.3.2. Efecto por aumento de exportaciones chilenas a otros destinos

Para medir este efecto se consideran las exportaciones de firmas que exportan a otros destinos y se asume que los aranceles aplicados a las exportaciones de Chile por destinos distintos a Estados Unidos no se modifican. Ocupando nuevamente la ecuación (2), se deduce que  $\Delta\tilde{\tau}_{jpt} = -\frac{10\%}{18}$  para todos los destinos que no corresponden a Estados Unidos dado que  $\Delta\tau_{jpt} = 0$  y la tarifa promedio del resto del mundo aumenta tras el aumento de 10% de los productos arancelados por Estados Unidos. Luego, para calcular este efecto se considera la elasticidad antes estimada  $\gamma$ .

Para representar este efecto en términos de PIB debe multiplicarse lo anterior por la relevancia del resto de destinos (no Estados Unidos) en las exportaciones de productos sujeta a aranceles sobre las exportaciones totales de bienes y estas sobre el PIB. Así, se puede expresar lo anterior con la siguiente ecuación:

$$\frac{\Delta X_{otros\ destinos}}{PIB} = \Delta\tilde{\tau}_{jpt} \times \gamma \times \frac{X_{resto, afectas}}{X_{tot, afectas}} \times \frac{X_{tot, afectas}}{X} \times \frac{X}{PIB} \quad (5)$$

Donde  $X_{resto, afectas}$  corresponde a las exportaciones de productos afectos hacia otros destinos (no Estados Unidos) mientras que  $X_{tot, afectas}$  corresponde a las exportaciones de productos afectos totales (incluye Estados Unidos y otros destinos). Por lo tanto, considerando datos de 2024, el incremento de las exportaciones hacia otros destinos representa 0.04pp en términos de PIB ( $\approx \frac{-10\%}{18} \times -60\% \times 81\% \times 45\% \times 30\%$ ). El efecto sería en torno a una décima si se considera

<sup>14</sup> Quedan exentos de arancel los productos: cobre, litio y productos derivados, y la madera. Basado en [Orden ejecutiva](#) del 2 de abril. Por lo tanto, productos afectos corresponde al resto de productos.

para el cálculo la tarifa promedio ponderando a Estados Unidos por su peso relativo en las exportaciones de Chile afectas al arancel.

### 5.3.3. Efecto por aumento en ventas locales

Para obtener el efecto de un aumento de los aranceles de EE.UU. a 10% en las ventas locales en términos de PIB se utiliza la siguiente fórmula:

$$\frac{\Delta \text{Ventas locales}}{\text{PIB}} = \Delta \text{Arancel promedio} \times \eta_{\text{Ventas locales}, \Delta \bar{\tau}_{jt}} \times \frac{\text{Ventas locales}_{\text{Exportadores}}}{\text{Ventas locales}} \quad (6)$$

donde  $\Delta \text{Arancel promedio}$  es el cambio que tienen los aranceles promedio debido al alza en EE.UU., toma el valor 10%/19 si consideramos el promedio simple<sup>15</sup> o 10% × 16% si consideramos el promedio ponderado<sup>16</sup>. Por su parte,  $\eta_{\text{Ventas locales}, \Delta \bar{\tau}_{jt}}$  denota la semi elasticidad calculada anteriormente.  $\frac{\text{Ventas locales}_{\text{Exportadores}}}{\text{Ventas locales}}$  corresponde a cuánto pesan las ventas locales de los exportadores en el total que se vende domésticamente, este valor se aproxima en 14%.<sup>17</sup> Para este cálculo, suponemos que el cambio porcentual en ventas totales es igual al cambio porcentual en el PIB.

De acuerdo con la fórmula (6) y los efectos marginales estimados en Tabla (4), el efecto de un aumento de los aranceles de EE.UU. en 10 puntos porcentuales sobre las ventas locales es de 0.08% (0.03%), acumulado en el transcurso de dos años, si consideramos el arancel promedio ponderado (simple).

Finalmente, al sumar los tres efectos se encuentra que un alza del 10% de los aranceles de parte de EE.UU. a las exportaciones chilenas<sup>18</sup>, tendría un efecto neto negativo de -0.1% sobre el PIB nacional para 2026.

## 6. Conclusiones

Esta minuta aborda la pregunta ¿Cómo reaccionan las exportaciones a los cambios arancelarios? Siguiendo trabajos previos, construimos una base de datos que utiliza microdatos por firma y producto de las exportaciones chilenas y ventas al mercado local, y los aranceles aplicados por sus socios comerciales a los distintos productos. Combinamos estos datos con tipos de cambio reales bilaterales y medidas de demanda externa siguiendo la tradición de los modelos gravitacionales de comercio internacional. Esto nos permite obtener estimaciones actualizadas de la elasticidad de las exportaciones al crecimiento de socios comerciales, lo que constituye el segundo objetivo de la presente minuta.

Por medio de un análisis de microdatos de aduana entre 2003 y 2024 se encuentra una elasticidad de corto plazo negativa y significativa a la imposición de aranceles sobre las exportaciones de productos chilenos. En particular, las estimaciones sugieren que un aumento de los aranceles de 10% para un producto A en el destino B generan, en promedio, una caída de

<sup>15</sup> Toma dicho valor porque el promedio simple contempla aranceles de 19 países.

<sup>16</sup> 16% corresponde a la proporción de exportaciones chilenas a EE.UU. en 2024.

<sup>17</sup> 14% corresponde a la proporción de ventas locales en ventas totales estimada en los microdatos.

<sup>18</sup> Considerando las exenciones mencionadas previamente.

5.9% de las exportaciones del producto A en el país B en el segundo año. El anterior hallazgo que muestra un rezago en la elasticidad es similar a lo encontrado por Amiti *et al.* (2020). Además, los resultados son sugerentes de un efecto redireccionamiento de los envíos hacia otros destinos, por lo que el efecto sobre las exportaciones totales sería menor.

Para analizar el redireccionamiento hacia el mercado local, se usan registros administrativos del Servicio de Impuestos Internos. Se encuentra una semi elasticidad positiva para exportadores indicando que existe redireccionamiento hacia ventas locales. En particular, se encuentra que ante un aumento de 1% en los aranceles promedio, las ventas domésticas de las firmas exportadoras promedio aumentan en aproximadamente 0.4% acumulado en dos años, siendo parte de este aumento contemporáneo al aumento de aranceles y otra parte durante el año siguiente. Este resultado es robusto a la forma en que se calculan los aranceles promedio.

Como una aplicación relevante hoy en día, se simula el efecto de equilibrio parcial de la imposición de un 10% de aranceles desde EE.UU. a las importaciones chilenas. Para esto se consideran tres efectos en base a las elasticidades calculadas, primero un efecto negativo sobre las exportaciones a EE.UU., y dos efectos parcialmente compensatorios, el primero es un redireccionamiento de las exportaciones hacia otros destinos y el segundo un aumento en las ventas en el mercado local. Utilizando las semi elasticidades y las participaciones de las exportaciones sobre el PIB en 2024, se encuentra un efecto neto negativo de -0,1pp sobre el PIB nacional durante 2026.

Respecto del impacto de la guerra comercial ocasionado por la reducción del crecimiento de los socios comerciales, en el escenario central de este IPoM, respecto al de diciembre, se considera una reducción de 0,8pp del PIB de socios comerciales acumulado en 2025-27. Por lo tanto, dado que la elasticidad encontrada de las exportaciones totales a la demanda externa corresponde a 0.9, el ajuste por el crecimiento mundial implicaría una caída acumulada en las exportaciones equivalente a 0.2pp del PIB nacional en el horizonte proyectado, efecto mayor al impacto directo de los mayores aranceles.

La aplicación de esta metodología al caso actual presenta grados de incertidumbre que dificultan su extrapolación hacia eventos distintos a los acontecidos durante la muestra. En primer lugar, es de esperar las elasticidades aquí estimadas sean heterogéneas por productos y destino, lo cual no es capturado en nuestras estimaciones. En segundo lugar, en la muestra considerada se observa que la mayoría de los aranceles se ajustan a la baja. De existir efectos asimétricos ante aumentos y caídas de aranceles, el efecto sobre las exportaciones podría ser distinto al aquí presentado. Esto también sucedería si el efecto en las exportaciones es no lineal en la magnitud del cambio del arancel. A su vez, las estimaciones se basan en episodios donde el cambio de aranceles se aplica a un solo país, distinto podría ser el caso si el arancel se aplica sobre un conjunto de países al mismo tiempo.

## Referencias

- Ahmed, S., Appendino, M., y Ruta, M. (2015). Global value chains and the exchange rate elasticity of exports (IMF Working Paper No. WP/15/252). Retrieved from IMF website: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2015/wp1>
- Amiti M., S. Redding y D. Weinstein (2020), "Who's Paying for the US Tariffs? A Longer-Term Perspective" AEA Papers and Proceedings, 110: 541–46.
- Anderson, J. y E. van Wincoop (2003), "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle." American Economic Review 93 (1): 170–192.
- Anderson, J. y E. van Wincoop (2004), "Trade Costs." Journal of Economic Literature 42 (3): 691–751.
- Basarac Sertić, M., Vučković, V., y Škrabić Perić, B. (2015). Determinants of manufacturing industry exports in European Union member states: A panel data analysis. Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 28(1), 384–397. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2015.104378>
- Carrasco, S., C. Godoy, y D. Gianelli (2015). Sensibilidad de las exportaciones al TCR: un análisis sectorial y por destino (Central Bank of Chile, Working Paper No. 745). Retrieved from Central Bank of Chile website: <https://www.bcentral.cl/contenido/-/detalle/documento-de-trabajo-n-745>
- Cavallo A., Gopinath G., Neiman B. y Tang J. (2019) "Tariff Pass-through at the Border and at the Store: Evidence from US Trade Policy," AER: Insights 2021, 3(1): 19–34.
- Cavallo A., P. Llamas y F. Vazquez (2025) "Tracking the Short-Run Price Impact of U.S. Tariffs," Mimeo (Versión 20 abril).
- Fajgelbaum y Khandelwal (2020), "The Economic Impacts of the US-China Trade War", NBER Working Paper #29315.
- Fajgelbaum P., P. Goldberg, P. Kennedy y A. Khandelwal (2020), "The Return to Protectionism", The Quarterly Journal of Economics, 135(1): 1–55.
- Fitzgerald, D. y Haller, S. (2018). "Exporters and shocks". Journal of International Economics.
- Fornero, J., Fuentes, M. y Gatty A. (2020). "How do manufacturing exports react to the real exchange rate and foreign demand? The Chilean case". The World Economy 43 (1): 274–300.
- García B., S. Guarda, M. Kirchner y R. Tranamil (2019). "XMAS: An extended model for analysis and simulations," Working Papers Central Bank of Chile 833, Central Bank of Chile.
- Ma H. y J. Ning (2024), "The return of protectionism: Prospects for Sino-US trade relations in the wake of the trade war" China Economic Quarterly International, 4(3): 182-211.
- Raissi, M., y Tulin, V. (2015). Price and income elasticity of indian exports — The role of supply-side bottlenecks (IMF working paper WP/15/161). Retrieved from IMF website: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Price-and-Income-Elasticity-of-Indian-Exports-The-Role-of-Supply-Side-Bottlenecks-43093>
- Yu M., W. Tian, y C. Zheng (2024), "China's Retaliatory Tariffs Against the Us: Firm Import-Export Linkage Along Global Production Line", mimeo. Disponible en: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=4594440](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4594440)

## Apéndice estadístico

Los países considerados en la muestra se describen en la Tabla 1b.

- Producto Bruto Interno (PIB). Índice 2020=100.

Datos de PIB real son obtenidos de [OECD](#) en frecuencia trimestral. La unidad de medición original es moneda local, los índices son encadenados usando el mismo año base para facilitar la comparación entre países. Los datos son desestacionalizados y consideran efectos de días feriados. Los datos anuales son consistentes con los datos trimestrales.

En ausencia de datos, se extiende la muestra hacia atrás considerando el dato de OECD más antiguo y se empalma utilizando las tasas de crecimiento del PIB real publicadas por el Fondo Monetario Internacional (FMI, WEO abril 2025). Para Perú y Bolivia se utilizan datos oficiales desestacionalizados publicados en Banco Central de Reserva de Perú (BCRP) e Instituto Nacional de Estadística de Bolivia, respectivamente.

- TCR bilateral (2020=100)
  - El cálculo de TCR bilateral se hace en frecuencia mensual y utiliza:
    - Paridades cambiarias publicadas en la base de datos de Banco Central de Chile. El tipo de cambio se mide en unidades de pesos requeridas para comprar una unidad de moneda extranjera.
    - Índice de precios externos se utilizan de productor (IPP) o de consumidor (IPC) cuando los primeros no están disponibles. Los índices son consistentes con los utilizados en el cálculo del índice de precios externos (IPE). Adicionamos índices de precios de otros países considerando la relevancia de las exportaciones industriales y totales. El IPE sigue otros criterios para calcular los ponderadores.
    - IPC local, publicado por INE.
  - Los datos mensuales se promedian para obtener la información en frecuencia anual.
  
- Aranceles *ad valorem*. Porcentaje.
  - La información proviene de acuerdos regionales (Regional Trade Agreements, RTA) con sus respectivos calendarios de liberalización de aranceles informados al WTO por cada miembro. Cabe destacar que no se cuenta con un calendario estructurado en base de datos para todos los socios o tratados. En particular falta información del tratado de libre comercio (TLC) de 1991 con México.
  - Respecto a RTA, también se obtiene alguna información extra del “Tariff download facility” del WTO. Estos son el caso de Bolivia y Rusia.
  - Adicionalmente, se obtienen algunos calendarios de liberalización de aranceles directamente de los PDF de los tratados y sus respectivos Anexos. Son el caso de: TLC con EE. UU. del 2004, Acuerdo de Asociación del 2003 con la Unión Europea, Acuerdo de complementación Económica de Chile con Mercosur el anexo para Brasil, y la modernización del TLC con China del 2019.
  - En el caso de Argentina se cuenta con información de aranceles y preferencias con Chile desde 2003 a 2019 facilitadas por Pedro Moncarz.
  - En el caso de Rusia, este país se incorpora al WTO en el 2012 y se cuenta con información desde el 2010.
  - Finalmente, se completa información con data de Most favored nation (promedio) del WTO también informada por cada miembro que corresponde a la tarifa que el país da al resto de los miembros sin considerar RTAs. Se utiliza esta data para los años anteriores al establecimiento de los tratados en cada país, o si no hay información para el producto en los acuerdos establecidos.
  - Cada tratado y calendario corresponde a distintas versiones del sistema armonizado de aranceles. Se utiliza la tabla de correlaciones de las Naciones Unidas para compatibilizar la información en HS22.
  - Como supuesto adicional, para el caso de México y Perú se asume que en la entrada del TPP11 si alguna tarifa ya estaba en cero se mantiene. Esto dado que algunas cambiaban a ser positivas.

Dado lo anterior el arancel en nivel puede ser diferente del arancel efectivo que enfrente la firma en determinado momento dado factores logísticos o enmiendas posteriores, como fechas de implementación, entre otros. Y más bien correspondería al arancel teórico basado en los acuerdos de comercio estipulados.

Nota: Información de cuotas asignadas en algunos tratados no es considerada.



## Minuta citada en el Recuadro II.2 del IPoM Junio 2025:

### Efectos de las tensiones comerciales sobre los precios globales

Brian Pustilnik, M. Teresa Reszczynski, Ignacio Swett, Juan M. Wlasiuk (junio, 2025)

Esta minuta brinda detalles del análisis presentado en el Recuadro II.2 del IPoM de junio 2025. Se explica el modelo, la parametrización, los datos utilizados, los escenarios analizados, y los resultados obtenidos.

## 1. Introducción

Los cambios arancelarios impuestos por Estados Unidos han elevado su arancel promedio al nivel más alto en 80 años. Dada la magnitud y asimetría de estas medidas, es esperable que ocurran efectos significativos y heterogéneos en los flujos de comercio y los precios internacionales de bienes. Esta minuta entrega órdenes de magnitud esperables para estos efectos, incluyendo una estimación para los precios locales en distintas economías, entre ellas Chile.

El análisis se basa en un modelo de comercio internacional multilateral con múltiples países y sectores. Se consideran los canales principales mediante los cuales los aranceles afectan los flujos de comercio y los precios mundiales. En el Recuadro II.2 del IPoM Junio 2025, estos canales se resumen en tres categorías:

- Canal directo: Los aranceles impuestos por Estados Unidos aumentan los precios internos debido a los mayores aranceles en sus importaciones.
- Competencia global: Los países afectados redirigen sus exportaciones a destinos con menores restricciones. Esto reduce los precios locales en esos destinos. En ese entorno de mayor competencia fuera de Estados Unidos, algunos países menos afectados por aranceles podrían enfrentar una mayor demanda por parte de Estados Unidos, compensando el efecto desinflacionario de la mayor oferta.
- Oferta local: Parte de la producción no vendida a Estados Unidos se dirige a los mercados locales, reduciendo sus precios.

La relevancia de cada canal depende de la magnitud de los aranceles, de las elasticidades de oferta y demanda de cada producto en cada país, y de la magnitud de los flujos de comercio bilaterales previo a los aranceles. Se consideran elasticidades estimadas en la literatura académica<sup>1</sup>, distintas estructuras arancelarias por producto —coherentes con los diversos anuncios que ha ido realizando Estados Unidos— y los flujos de comercio implícitos en las tablas de insumo-producto globales de la OCDE<sup>2</sup>. En el escenario central se consideran los aranceles implementados por Estados Unidos hasta el 3 de junio, incluyendo 10 % para todos los países, 30 % para China, 25 % a Canadá y México para los bienes fuera del USMCA, 25 % a los automóviles, y 25 % al aluminio y acero<sup>3</sup>.

<sup>1</sup>Elasticidades de demanda y sustitución tomadas de Fajgelbaum *et al.* (2020) y Fontagné *et al.* (2022). Elasticidades de oferta se obtienen de Fontagné *et al.* (2022).

<sup>2</sup>En línea con Kalemli-Özcan *et al.* (2025) y Rodríguez-Clare *et al.* (2025), se usan las tablas del Inter-Country Input-Output OECD (2023). Si bien hay datos hasta 2020, se usan los de 2019 para evitar distorsiones causadas durante el COVID-19.

<sup>3</sup>Se consideran también dos escenarios alternativos: (i) el *escenario del 2 de abril*, que incorpora los aranceles recíprocos anun-

Esta minuta proporciona mayores detalles sobre el modelo utilizado y sobre los resultados. La sección 2 presenta el modelo, y la sección 3 describe los datos y la parametrización utilizada. La sección 4 presenta los resultados, y la sección 5 concluye.

## 2. Modelo

### 2.1. Estructura

Comenzamos suponiendo, que para cualquier producto en el sector  $s$ , el país  $i$  consume una canasta de bienes  $m_i^s$  conformada por variedades de cada país  $m_{j,i}^s$ :

$$m_i^s = \left( \sum_j A_{ji}^s \frac{1}{\sigma_i^s} (m_{j,i}^s)^{\frac{\sigma_i^s - 1}{\sigma_i^s}} \right)^{\frac{\sigma_i^s}{\sigma_i^s - 1}}, \quad (1)$$

donde la agregación es del tipo de elasticidad de sustitución constante y está caracterizada por la elasticidad  $\sigma_i^s$  y los parámetros de preferencias  $A_{ji}^s$ . La demanda del país  $i$  por el producto del país  $j$  en el sector  $s$  es:

$$m_{j,i}^s = m_i^s A_{ji}^s \left( \frac{p_{j,i}^s}{p_i^s} \right)^{-\sigma_i^s}, \quad (2)$$

donde el precio que paga el país  $i$  por la variedad  $j$  se obtiene al sumar el precio en origen (también conocido como *precios en la frontera*),  $\phi_j$ , y el impuesto conformado con el arancel que enfrenta el producto al ser importado  $\phi_j \tau_{ji}^s$

$$p_{j,i}^s = \phi_j^s (1 + \tau_{ji}^s).$$

El índice de precios  $p_i^s$  se define de forma que el gasto agregado en el sector  $s$  sea la suma de los gastos por variedad  $p_i^s m_i^s = \sum_j p_{j,i}^s m_{j,i}^s$ , obteniendo la expresión

$$p_i^s = \left[ \sum_j A_{ji}^s (p_{j,i}^s)^{1 - \sigma_i^s} \right]^{\frac{1}{1 - \sigma_i^s}}. \quad (3)$$

como es usual al ocupar un agregador con las características mencionadas.

En el Apéndice A mostramos que estas demandas se derivan del problema de optimización de un consumidor cuya función de utilidad presenta una anidación Cobb-Douglas entre sectores y una elasticidad de sustitución constante (CES) entre variedades de distinto origen dentro de cada sector. El consumidor enfrenta una restricción presupuestaria según la cual la suma de sus gastos en los distintos sectores y variedades es igual a su ingreso:  $\sum_s \sum_j p_{j,i}^s m_{j,i}^s = I_i$ . Como resultado de la optimización, el gasto en productos de un sector  $s$  es una fracción  $\mu_{s,i}$  del ingreso:

$$p_i^s m_i^s = I_i \mu_{s,i} \quad (4)$$

ciados ese día y los anunciados con anterioridad; y (ii) el *escenario de pausa*, que refleja la suspensión de 90 días anunciada el 9 de abril, junto con el nuevo arancel adicional del 125% a China (totalizando 145%).



Por el lado de la oferta, cada sector de cada país ofrece una cantidad  $y_i^s$  de acuerdo al precio  $\phi_i^s$  y la elasticidad de oferta  $\eta_i^s$  de manera que genera una curva de oferta isoelástica con pendiente positiva:

$$y_i^s = B_i^s \phi_i^s \eta_i^s \quad (5)$$

donde  $B_i^s$  es un parámetro que captura características como el tamaño relativo del sector y otros factores idiosincráticos que son fijos ante cambios en la política arancelaria.

Finalmente, el vaciamiento de mercado de los productos del sector  $s$  ofrecidos por el país  $i$  implica

$$y_i^s = \sum_j m_{ji}^s \quad (6)$$

donde la diferenciación de productos por origen —capturada en las demandas con elasticidad de sustitución constante— se refleja también en que cada variedad cuenta con su propia ecuación de vaciamiento, en lugar de sumar todas las ofertas de un sector y definir un único precio global para todas las variedades.

La decisión de modelar la oferta en forma reducida responde a que, para cuantificar los efectos de un shock de oferta residual ante la imposición de aranceles, el canal que consideramos más relevante es la capacidad de desviar ventas hacia otros destinos que compensen la menor demanda desde Estados Unidos. Este mecanismo está plenamente capturado por la condición de vaciamiento de mercado, que asegura que la oferta de cada país se distribuye entre distintos destinos. En este enfoque, no resulta necesario modelar explícitamente una función de producción ni los mercados de factores que determinan precios y cantidades de insumos, ya que el ajuste clave se da en la reasignación de las cantidades según la reacción de las demandas entre destinos ante cambios en precios relativos.

Sin embargo, bajo esta decisión de modelado, solo algunos canales de equilibrio parcial ejercen presión sobre los precios. Este ejercicio no contempla los efectos derivados de cambios en el ingreso disponible, ajustes en salarios o márgenes de las empresas, disrupciones en las cadenas globales de valor, ni dificultades logísticas o regulatorias para redirigir exportaciones, así como tampoco pérdidas de eficiencia productiva o en la asignación de recursos.

## 2.2. Implementación

Para cuantificar los efectos de una modificación en los aranceles bilaterales, utilizamos la representación del modelo en cambios proporcionales (conocida como *hat algebra*), que permite comparar dos equilibrios sin necesidad de observar niveles absolutos de variables que no están disponibles. Esta formulación resulta especialmente útil en contextos donde se conoce la estructura inicial del comercio bilateral y los parámetros clave (elasticidades de sustitución y de oferta), y se busca simular el impacto de un shock de política comercial, como la imposición de aranceles.

Para una variable endógena genérica  $x$ , en su nivel previo a la imposición de aranceles, definimos el cambio proporcional como  $\hat{x} = \frac{x'}{x}$ , donde  $x'$  representa el nuevo nivel de equilibrio posterior a la política implementada. De este modo, las ecuaciones de interés se reformulan en términos de cambios proporcionales:

$$\hat{m}_i^s = \left( \sum_j s_{ji}^s (\hat{m}_{j,i}^s)^{\frac{\sigma_i^s - 1}{\sigma_i^s}} \right)^{\frac{\sigma_i^s}{\sigma_i^s - 1}} \quad (7)$$

$$\hat{m}_{j,i}^s = \hat{m}_i^s \left( \frac{\hat{p}_{j,i}^s}{\hat{p}_i^s} \right)^{-\sigma_i^s} \quad (8)$$

$$\hat{p}_i^s \hat{m}_i^s = \sum_j s_{ji}^s \hat{p}_{j,i}^s \hat{m}_{j,i}^s \quad (9)$$

$$\hat{p}_i^s = \left[ \sum_j s_{ji}^s (\hat{p}_{j,i}^s)^{1 - \sigma_i^s} \right]^{\frac{1}{1 - \sigma_i^s}} \quad (10)$$

$$\hat{p}_{j,i}^s = \hat{\phi}_j^s (1 + \tau_{ji}^s) \quad (11)$$

$$\hat{p}_i^s \hat{m}_i^s = \hat{I}_i \quad (12)$$

$$\hat{y}_i^s = \hat{\phi}_i^s \eta_i^s \quad (13)$$

$$\hat{y}_i^s = \sum_k \alpha_{ik}^s \hat{m}_{i,k}^s \quad (14)$$

donde  $s_{ji}^s = \frac{p_{j,i}^s m_{j,i}^s}{p_i^s m_i^s}$  es la participación de la variedad  $j$  en el gasto del país  $i$  en el sector  $s$ , y  $\alpha_{ik}^s = \frac{m_{i,k}^s}{y_i^s} = \frac{\phi_i^s m_{i,k}^s}{\phi_i^s y_i^s} = \frac{p_{i,k}^s m_{i,k}^s}{\phi_i^s y_i^s}$  representa la participación de las ventas al país  $k$  dentro de la oferta total del país  $i$  en el sector  $s$ , donde la última igualdad se basa en que, previo al arancel,  $p_{i,k}^s = \phi_i^s$ .

En concreto, para resolver el modelo en cambios, partimos de los datos correspondientes al equilibrio inicial del comercio bilateral por sector, los cuales se utilizan para calcular dos objetos clave del modelo: las participaciones en el gasto  $s_{ji}^s$  y las participaciones en las ventas  $\alpha_{ik}^s$ . Estos coeficientes, junto con los parámetros estructurales del modelo —las elasticidades de sustitución  $\sigma_i^s$ , las elasticidades de oferta  $\eta_i^s$ , y los aranceles bilaterales  $\tau_{ji}^s$ , que representan el shock de política comercial— permiten resolver el sistema en cambios (*hat algebra*) para obtener el nuevo equilibrio de precios.

Calculamos el cambio proporcional en los precios de frontera  $\hat{\phi}_i^s$  como variable endógena, a partir de la interacción que se produce en el vaciamiento de mercados entre la curva de oferta y los agregadores de precios sectoriales, los cuales determinan la reacción de la demanda ante variaciones en los precios relativos. Reemplazando las ecuaciones (8) a (13) en la condición de vaciamiento (14), se obtiene la expresión que define el equilibrio:

$$\hat{\phi}_i^s n_i^s = \sum_k \alpha_{ik}^s \hat{I}_k \frac{\left(\hat{\phi}_i^s (1 + \tau_i)\right)^{-\sigma_k^s}}{\sum_j \left[s_{jk}^s \left(\hat{\phi}_j^s (1 + \tau_{jk}^s)\right)^{1-\sigma_k^s}\right]}. \quad (15)$$

La ecuación de equilibrio (15) pone de manifiesto una de las principales limitaciones del modelo para una interpretación de equilibrio general: el término  $\hat{I}_k$ , que representa el ingreso en el país  $k$ , debe ser tratado como exógeno o determinado por el cambio en el gasto, de acuerdo con la ecuación (12). Esto refleja de forma directa la ausencia de una estructura de producción que determine endógenamente el ingreso. En este ejercicio, optamos por la última opción y continuamos bajo la advertencia de que los resultados obtenidos ignoran la presión que puedan ejercer sobre los precios los mecanismos que, mediante cambios en las remuneraciones a los factores de producción y en los beneficios de las empresas, modifican el ingreso disponible que los consumidores consideran en su restricción presupuestaria.

Procedemos fijando  $m_i^s$ , la utilidad que el consumidor deriva de su canasta de consumo sectorial, tal que  $\hat{m}_i^s = 1$ . Bajo este supuesto, el cambio en el gasto sectorial queda determinado por  $\hat{p}_i^s$ . Para resolver el modelo bajo este supuesto, reemplazamos  $\hat{I}_k = \hat{p}_k^s$  en (15), permitiendo que el ingreso cambie lo necesario para acomodar el nuevo gasto. Este paso es necesario para cerrar el modelo, ya que, al “liberar” el ingreso —que debiera ser exógeno o determinado por el lado de la oferta— se debe imponer alguna condición exógena sobre otra variable. Los resultados simulados para los precios relativos corresponden a aquellos que se obtendrían en ausencia de efectos ingreso, donde el consumidor recibe una transferencia de suma fija que le permite alcanzar su nivel de utilidad inicial. Esta interpretación es consistente con el concepto de variación compensatoria, que mide cuánto debería ajustarse el ingreso para mantener constante el bienestar ante un cambio en precios.

La principal ventaja de esta elección es computacional: permite resolver el modelo por separado para cada sector utilizando (15), y capturar el shock de oferta global para una variedad particular dentro de un sector (e.g., textiles producidos en China) y las reacciones de la demanda a los precios relativos entre variedades (e.g., textiles de China comparados con los de Vietnam). El costo asociado es que no se puede capturar el efecto de sustituciones de demanda entre distintos sectores (e.g., textiles más baratos impulsan a consumir menos servicios y comprar más ropa).<sup>4 5</sup>

Con estos supuestos, la solución del modelo arroja los valores  $\hat{\phi}_j^s$ , que representan el cambio proporcional en el precio en frontera para cada bien del sector  $s$  ofrecido por el país  $j$ . A partir de los cambios en precios obtenidos, se construyen los precios bilaterales pagados por cada país comprador  $i$  para cada variedad originada en  $j$ , según la ecuación (11).

Estos precios representan el cambio en el costo unitario que enfrenta el país  $i$  por importar una variedad del país  $j$  en el sector  $s$ , incorporando tanto el precio en frontera como el arancel bilateral correspondiente. Para cada país comprador  $i$ , se recolectan todos estos precios bilaterales  $\hat{p}_{j,i}^s$  en los distintos sectores, los

<sup>4</sup>Una forma de poner este costo en perspectiva es notar que la sustitución entre sectores es, en términos prácticos, de segundo orden frente a la sustitución entre variedades de distinto origen dentro de un mismo sector, que es donde se concentra el efecto directo de los cambios arancelarios. Además, este tipo de sustitución intersectorial suele estar más estrechamente vinculada al nivel de ingreso —por ejemplo, a través de relaciones tipo curva de Engel—, el cual ya ha sido dejado fuera del análisis en este ejercicio.

<sup>5</sup>Alternativamente, se podría considerar dicha sustitución si, en lugar de fijar  $m_i^s$ , se fijara la utilidad derivada de la canasta  $U_i = \prod_s (m_i^s)^{\mu_{s,i}}$ , a costa de eficiencia computacional. Finalmente, descartamos esta opción debido a la necesidad de simular pruebas de sensibilidad ante: (i) distintas configuraciones de parámetros y (ii) escenarios alternativos de aranceles.

cuales se utilizan como insumo para calcular los índices de precios relevantes.

Los precios  $\hat{p}_{j,i}^s$ , se ponderan utilizando los flujos de comercio bilateral observados en el equilibrio inicial, es decir, por el valor transado  $m_{j,i}^s \cdot p_{j,i}^s$  entre cada par de países y sectores. En la práctica, esto implica construir, para cada país y sector, un promedio ponderado de los precios bilaterales:

$$\hat{p}_{i,import}^s = \frac{\sum_{j \neq i} \hat{p}_{j,i}^s \cdot \text{valor}_{j,i}^s}{\sum_{j \neq i} \text{valor}_{j,i}^s}$$

y, de forma análoga, para el caso doméstico (cuando  $j = i$ ):

$$\hat{p}_{i,dom}^s = \frac{\hat{p}_{i,i}^s \cdot \text{valor}_{i,i}^s}{\text{valor}_{i,i}^s} = \hat{p}_{i,i}^s$$

Con estos precios sectoriales se construyen los siguientes índices agregados:

- El **índice de precios de importación** por país, calculado como un promedio ponderado de los precios sectoriales de importación, utilizando como ponderadores la participación de cada sector en las importaciones totales del país.
- El **índice de precios doméstico**, construido de manera análoga, pero considerando únicamente las variedades producidas localmente.
- El **índice de precios para el consumo de los hogares**, calculado como una media ponderada de los precios de importación y los precios domésticos por sector. Los ponderadores corresponden a la participación de cada tipo de bien (importado o doméstico) en el consumo final de los hogares, de acuerdo con la matriz de insumo-producto local. Esta metodología permite capturar tanto las importaciones directas para consumo final como las importaciones indirectas incorporadas en bienes locales a través de insumos importados, bajo el supuesto de traspaso completo.

### 2.3. Descomposición de los mecanismos en distintos canales

A continuación, se presenta una explicación detallada de los mecanismos que inciden en el cambio de los precios globales. Si bien en el recuadro se distinguen tres canales que afectan las asignaciones (a saber: Directo, Oferta Local, y Competencia Global), en esta sección se explicitan cuatro mecanismos, agrupando dos de ellos dentro del canal de Competencia Global:

- **Canal Directo**
- **Redirección hacia el mercado doméstico sin sustitución entre variedades** (Oferta Local)
- **Redirección de oferta hacia otros destinos internacionales, sin sustitución entre variedades** (Competencia Global)
- **Redirección de oferta global con sustitución de demanda por precios relativos** (Competencia Global)

## Canal directo

Este canal captura el ajuste de precios y cantidades ante la imposición de un arancel, sin considerar ni sustitución entre variedades ni redirección de exportaciones.

Para su simulación, se resuelve nuevamente el sistema de equilibrio, modificando la ecuación de vaciamiento de mercado. En particular, se fija el denominador de la ecuación (15) en uno, e impone que solo Estados Unidos ajusta su demanda en respuesta a los cambios de precios. El sistema se especifica de la siguiente forma:

$$\hat{\phi}_i^{\eta_i} = \alpha_{i,USA} \cdot \left( \hat{\phi}_i (1 + \tau_{i,USA}) \right)^{-\sigma_{USA}} + \sum_{k \neq USA} \alpha_{i,k} \cdot 1 \quad (16)$$

En esta expresión:

- El primer término representa la demanda de Estados Unidos por la variedad originada en el país  $i$ , la cual responde al precio absoluto de dicha variedad, incluyendo el arancel bilateral.
- El segundo término fija la demanda del resto de los países en su nivel inicial, es decir, como si no percibieran cambios en los precios relativos ni absolutos.
- El denominador del término de demanda, que en la versión general depende del índice de precios del país importador, se reemplaza por 1, eliminando así toda sustitución entre variedades.

Este ejercicio se basa en dos supuestos clave:

1. **Sin redirección de exportaciones:** los únicos ajustes en la demanda provienen de Estados Unidos. El resto del mundo mantiene una demanda completamente inelástica, de modo que el exportador afectado no puede reasignar su oferta hacia otros destinos.
2. **Sin sustitución entre variedades:** Estados Unidos no compara precios relativos entre distintas fuentes de origen. La demanda responde únicamente al cambio en el precio absoluto de la variedad proveniente del país afectado.

Este canal representa la presión más directa de los aranceles sobre los precios: Estados Unidos enfrenta precios más altos debido al arancel y reduce su demanda, sin posibilidad de sustituir entre proveedores. Del lado del oferente, al no existir demanda alternativa en otros mercados, el país exportador enfrenta dos opciones: reducir su precio de frontera para compensar el arancel o aceptar una caída en las cantidades exportadas.

En el caso extremo en que la elasticidad de oferta es  $\eta = 0$ , el país exportador debe absorber completamente el arancel reduciendo su precio de frontera en la misma proporción, de modo que el precio final pagado por Estados Unidos no cambie y las cantidades demandadas se mantengan constantes. Este ejercicio permite aislar el componente más mecánico del impacto arancelario, sin incorporar los márgenes de ajuste que, en un entorno de competencia entre variedades y múltiples destinos, moderan el efecto inicial.

## Redirección hacia el mercado doméstico sin sustitución entre variedades

Continuando con la descomposición de los efectos arancelarios, introducimos de forma secuencial un nuevo margen de ajuste: la posibilidad de que el país exportador redirija parte de su oferta hacia su propio mercado doméstico. Este canal permite que, ante la pérdida de demanda externa, el vendedor compense parcialmente la caída de exportaciones aumentando sus ventas internas. Sin embargo, se mantiene el supuesto de que no existe sustitución entre variedades; es decir, los países compradores no ajustan sus demandas relativas entre oferentes.

Para capturar este canal, se modifica la ecuación de equilibrio anterior permitiendo que los países ajusten su demanda únicamente si son Estados Unidos (afectado por el arancel) o el mismo país que actúa como oferente (mercado doméstico). Formalmente, el sistema se representa mediante:

$$\hat{\phi}_i^{\eta_i} = \alpha_{i,USA} \cdot \left( \hat{\phi}_i (1 + \tau_{i,USA}) \right)^{-\sigma_{USA}} + \alpha_{i,i} \cdot \left( \hat{\phi}_i \right)^{-\sigma_i} + \sum_{k \neq USA, k \neq i} \alpha_{i,k} \cdot 1 \quad (17)$$

- El primer término representa la demanda de Estados Unidos, afectada por el arancel bilateral, como en el canal directo.
- El segundo término incorpora la demanda interna del país  $i$ , que ahora también responde al precio de su propia variedad. Esto permite al oferente redirigir parte de su producción hacia el consumo doméstico.
- El tercer término mantiene constante la demanda del resto del mundo, al fijarla en sus niveles iniciales, sin ajuste frente a los precios.
- Como en el canal anterior, el denominador que refleja los precios relativos se mantiene fijo en 1, por lo tanto, no existe competencia entre oferentes por sustitución de variedades.

Este canal permite observar cómo la posibilidad de redirigir exportaciones al mercado doméstico mitiga parcialmente los efectos contractivos de los aranceles. Sin embargo, al no considerar la sustitución entre variedades, aún no se incorpora la competencia en precios con otros países exportadores. De este modo, este segundo paso en la descomposición aísla el efecto puro de la redirección interna, manteniendo excluidos otros márgenes de ajuste.

## Redirecciones de oferta con ajuste al precio absoluto, sin sustitución entre variedades

En este tercer paso de la descomposición, la redirección de oferta se extiende a nivel global, dado que todos los países compradores responden al precio absoluto de las variedades que consumen. Sin embargo, al igual que en los canales anteriores, no existe sustitución entre oferentes. Esto implica que cada variedad continúa siendo evaluada de manera independiente por los consumidores, sin comparación con otras fuentes de origen.

La ecuación de equilibrio adaptada queda expresada como:

$$\hat{\phi}_i^{\eta_i} = \sum_k \alpha_{ik} \cdot \left( \hat{\phi}_i (1 + \tau_{ik}) \right)^{-\sigma_k} \quad (18)$$

- A diferencia de los casos anteriores, todos los países  $k$  responden al nuevo precio pagado por la variedad del país  $i$ , afectado por el arancel bilateral  $\tau_{ik}$ .
- Sin embargo, al mantener el denominador del sistema igual a 1, no existe sustitución entre variedades: los consumidores no comparan precios entre oferentes del mismo sector.
- Cada país ajusta su demanda por la variedad  $i$  en función de su propio arancel y del precio FOB del oferente, pero no reordena su canasta de consumo entre alternativas disponibles.

Este canal representa una situación intermedia: permite capturar el ajuste de la demanda global en respuesta a precios más altos, pero aún ignora el margen competitivo entre países exportadores.

### Redirección de oferta global y sustitución de demanda por precios relativos

El último eslabón de la descomposición corresponde al modelo base. En este caso, todos los márgenes de ajuste están activos:

- Todos los países compradores ajustan su demanda en respuesta a los cambios en los precios de las variedades que consumen.
- Los exportadores pueden redirigir su oferta hacia otros destinos, incluido su propio mercado doméstico.
- Los consumidores comparan precios relativos entre variedades, lo que introduce competencia entre oferentes dentro de cada sector.

## 3. Datos y parametrización

### 3.1. Comercio

Obtenemos los flujos de comercio bilaterales de la tabla de Insumo-Producto Internacional (ICIO) de OECD (2023). En su última versión, esta base cuenta con datos hasta 2020, pero utilizamos el año 2019 para evitar posibles distorsiones asociadas al COVID-19. El uso de estos datos permite capturar no solo las transacciones entre países, sino también el valor bruto de producción doméstica. Esta elección está en línea con algunos de los estudios más recientes sobre los efectos de los aranceles anunciados el 2 de abril de 2025—ver Kalemli-Özcan *et al.* (2025) y Rodríguez-Clare *et al.* (2025). Además, en la Tabla 1 se presenta una comparación entre 2019 y 2023 de las participaciones de flujos bilaterales en el comercio total, en base a datos del Observatorio de Complejidad Económica (Simoes & Hidalgo, 2011). La correlación entre ambos años es de 0,993 para la estructura de las importaciones de Chile, 0,986 para las importaciones de Estados

Tabla 1: Estructura global de comercio para 2019 y 2023 (en %)

Socio comercial	Importaciones Chile		Importaciones EE.UU.		Exportaciones China	
	2019	2023	2019	2023	2019	2023
Argentina	4,97	6,57	0,19	0,21	0,35	0,43
Australia	0,32	0,69	0,42	0,44	2,09	2,11
Brasil	8,19	10,25	1,24	1,23	1,42	1,68
Brunéi	0,00	0,04	0,00	0,01	0,03	0,02
Canadá	1,08	0,98	12,56	13,65	1,95	1,75
Suiza	0,44	0,37	1,57	1,50	0,50	0,57
Chile	—	—	0,43	0,52	0,60	0,58
China	23,41	23,38	18,59	14,53	—	—
Colombia	1,70	1,37	0,52	0,49	0,40	0,40
Costa Rica	0,05	0,06	0,21	0,32	0,08	0,10
Unión Europea	16,49	14,41	17,16	17,71	16,10	16,75
Reino Unido	1,26	0,69	2,36	1,99	2,47	2,88
Hong Kong	0,12	0,07	0,12	0,10	9,96	7,59
Indonesia	0,29	0,41	0,87	0,93	1,67	1,83
India	1,49	1,60	2,38	2,85	2,64	3,65
Israel	0,23	0,12	0,76	0,68	0,38	0,40
Japón	3,32	2,89	5,69	4,77	5,81	4,95
Corea del sur	2,03	1,76	3,19	3,93	4,09	4,30
Marruecos	0,03	0,07	0,07	0,05	0,19	0,23
México	2,89	1,98	14,76	15,21	2,91	3,04
Malasia	0,36	0,21	1,64	1,50	1,72	1,91
Noruega	0,20	0,30	0,26	0,21	0,34	0,31
Nueva Zelanda	0,16	0,16	0,16	0,18	0,31	0,30
Perú	1,92	2,26	0,25	0,31	0,39	0,40
Filipinas	0,10	0,07	0,54	0,44	1,09	1,01
Rusia	0,18	0,06	0,90	0,16	2,00	3,22
Arabia Saudita	0,02	0,42	0,56	0,55	1,00	1,26
Tailandia	0,99	0,70	1,48	1,95	1,88	2,17
Turquía	0,62	0,44	0,44	0,53	0,71	1,30
Taiwán	0,40	0,31	2,17	2,85	2,10	1,98
Estados Unidos	19,62	20,26	—	—	16,94	12,76
Vietnám	1,16	1,35	2,76	3,92	3,07	3,94
Sudáfrica	0,11	0,10	0,32	0,43	0,61	0,65

Fuente: En base a datos del Observatorio de Complejidad Económica (Simoes & Hidalgo, 2011).

Unidos y 0,977 para las exportaciones de China, lo que sugiere que la estructura global de comercio se ha mantenido relativamente estable para los propósitos de este ejercicio.

La base ICIO incluye transacciones internacionales y domésticas para los sectores definidos según la Clasificación Internacional de Industrias (CIIU, o ISIC en inglés). En este ejercicio, consideramos las ventas de un país-sector hacia un país de destino. La matriz insumo-producto permite identificar quién es el sector comprador en el país de destino, o si se trata de consumo final de los hogares. En esta ocasión, agregamos todos los posibles compradores a nivel de país de destino, ya que nuestro modelo no distingue entre importaciones por parte de industrias como insumos intermedios o como consumo final. Sin embargo, al calcular el efecto en el índice de precios de la canasta de consumo de los hogares, se utilizan ponderaciones que contemplan tanto importaciones directas como indirectas, a través de compras domésticas que contienen insumos importados, en base a la matriz inversa de Leontief calculada con los mismos datos de la ICIO.

### 3.2. Aranceles que cobra Estados Unidos al resto del mundo

Los aranceles utilizados en este ejercicio corresponden a los implementados por Estados Unidos hasta el 3 de junio de 2025, e incluyen: un 10 % para todos los países, 30 % para China, 25 % para Canadá y México en los bienes fuera del USMCA, 25 % a los automóviles, y 25 % al aluminio y acero. El nivel de aranceles previo a 2025 se normalizó a cero, por lo que los aranceles del ejercicio representan el cambio respecto al nivel inicial; es decir, sólo se consideran los nuevos aranceles implementados durante la actual administración del gobierno de Estados Unidos.

Los datos de aranceles se obtienen para cada país y para cada producto a nivel de desagregación HS10. Luego, dado que el ejercicio se realiza con las matrices insumo-producto de la OCDE —que clasifican los productos según la ISIC Rev. 4— y los aranceles están disponibles a nivel HS10, para cada país calculamos el promedio de los aranceles de productos HS10 asociados a cada código ISIC. Finalmente, se obtiene el arancel promedio de cada sector ponderando por el valor transado de cada país con Estados Unidos. El arancel promedio por sector puede consultarse en la Tabla 2.

Tabla 2: Aranceles promedio por sector

Sector	Nombre sector	Arancel Prom. EC <sup>6</sup>	Arancel Prom. E1 <sup>7</sup>	Arancel Prom. E2 <sup>8</sup>
01T03	Agricultura, caza, silvicultura, pesca y acuicultura	12,1 %	15,97 %	16,96 %
05T06	Explotación de minas y canteras, productos generadores de energía	12,61 %	12,8 %	12,62 %
07T08	Explotación de minas y canteras, productos no generadores de energía	12,1 %	13,56 %	14,48 %
10T12	Productos alimenticios, bebida y tabaco	12,62 %	21,64 %	22,25 %
13T15	Textiles, productos textiles, cuero y calzado	20,72 %	39,56 %	81,66 %
16	Madera y productos de madera y corcho	14,19 %	15,94 %	21,16 %
17T18	Productos de papel e impresión	15,89 %	25,55 %	41,19 %
19	Coque de petróleo y productos de petróleo refinado	11,42 %	15,11 %	13,2 %
20T21	Químicos y productos químicos, productos farmacéuticos, medicinales y botánicos	9,31 %	16,16 %	16,97 %
22	Productos de caucho y plástico	12,74 %	16,1 %	21,38 %
23	Otros productos minerales no metálicos	19,35 %	33,43 %	70,22 %
24	Metales básicos	13,31 %	19,17 %	24,56 %
25	Productos metálicos fabricados	23,2 %	32,24 %	47,92 %
26	Equipos informáticos, electrónicos y ópticos	20,45 %	33,87 %	68,28 %
27	Equipos eléctricos	24,79 %	36,55 %	66,97 %
28	Maquinaria y equipos, no clasificada en otra parte	17,12 %	29,57 %	47,56 %
29	Vehículos de motor, remolques y semirremolques	20,61 %	25,23 %	25,03 %
30	Otros equipos de transporte	12,63 %	21,67 %	23,28 %
31T33	Manufactura no clasificada en otra parte, reparación e instalación de maquinaria y equipo	18,93 %	33,38 %	60,86 %
35T39	Suministro de electricidad, gas, vapor y aire acondicionado; suministro de agua; gestión de aguas residuales, residuos y actividades de remediación	15,27 %	20,19 %	30,5 %
58T60	Actividades editoriales, audiovisuales y de radio	11,77 %	18,39 %	19,38 %
69T82	Actividades profesionales, científicas y técnicas; servicios administrativos y de apoyo	10,81 %	18,76 %	12,15 %

<sup>1</sup> EC corresponde al escenario central de este IPoM

<sup>2</sup> E1 corresponde al escenario del 2 de abril

<sup>3</sup> E2 corresponde al escenario de pausa de aranceles recíprocos y 145 % de arancel a China.

*Fuente:* En base a datos de ICIO (OECD, 2023) y anuncios oficiales de la Casa Blanca.

No se incluyen en la Tabla 2 los sectores de servicios, cuyo arancel es 0 %.

A partir de la Tabla 2 se puede calcular el aumento efectivo en el nivel de aranceles para 2025 a nivel mundial, promediando los aranceles por sector. Así, al ponderar por el valor transado en cada sector, el

aumento del arancel efectivo a nivel global —cobrado por EE.UU.— es de 14,06 %.

### 3.3. Elasticidades de demanda

Para obtener las elasticidades de demanda, se utilizaron las elasticidades empíricas estimadas en la literatura de comercio internacional y política comercial. Tomamos como referencia la elasticidad de sustitución entre variedades estimada en Fajgelbaum *et al.* (2020), con un valor de 2,53. A su vez, para capturar la heterogeneidad entre sectores, se consideraron las elasticidades estimadas en Fontagné *et al.* (2022), definidas por producto (códigos de 6 dígitos del Sistema Armonizado de Aranceles, o HS).

Para obtener los valores, se calculó el desvío de cada producto respecto de la elasticidad promedio en Fontagné *et al.* (2022) (esto es, la razón entre el valor de cada elasticidad y el promedio). Luego, se aplicó esa razón al valor promedio de 2,53 obtenido en Fajgelbaum *et al.* (2020). De esta manera, se obtiene una elasticidad que permite diferenciar por producto, pero calibrada a una elasticidad de demanda CES. Para los productos que no tenían estimación en Fontagné *et al.* (2022), se asumió un valor de 2,53.

Por último, se agregaron las elasticidades a nivel de sector según la clasificación ISIC Rev. 4, que corresponde a la utilizada en la tabla de insumo-producto de la OCDE. Las elasticidades por sector se presentan en la Tabla 3.

Tabla 3: Elasticidades de demanda promedio por sector

Sector	Nombre sector	Elasticidad de demanda Prom.
01T03	Agricultura, caza, silvicultura, pesca y acuicultura	2,63
05T06	Explotación de minas y canteras, productos generadores de energía	7,59
07T08	Explotación de minas y canteras, productos no generadores de energía	4,75
09	Actividades de apoyo a la minería	2,53
10T12	Productos alimenticios, bebida y tabaco	2,04
13T15	Textiles, productos textiles, cuero y calzado	2,00
16	Madera y productos de madera y corcho	2,35
17T18	Productos de papel e impresión	2,61
19	Coque de petróleo y productos de petróleo refinado	5,65
20T21	Químicos y productos químicos, productos farmacéuticos, medicinales y botánicos	3,41
22	Productos de caucho y plástico	1,76
23	Otros productos minerales no metálicos	2,25
24	Metales básicos	3,95
25	Productos metálicos fabricados	1,93
26	Equipos informáticos, electrónicos y ópticos	2,06
27	Equipos eléctricos	1,68
28	Maquinaria y equipos, no clasificada en otra parte	2,19
29	Vehículos de motor, remolques y semirremolques	2,30
30	Otros equipos de transporte	3,24
31T33	Manufactura no clasificada en otra parte, reparación e instalación de maquinaria y equipo	1,94
35T39	Suministro de electricidad, gas, vapor y aire acondicionado; suministro de agua; gestión de aguas residuales, residuos y actividades de remediación	2,68
58T60	Actividades editoriales, audiovisuales y de radio	2,46
69T82	Actividades profesionales, científicas y técnicas; servicios administrativos y de apoyo	2,53

Fuente: Elaboración propia en base a Fajgelbaum *et al.* (2020), Fontagné *et al.* (2022) y OECD (2023) utilizando la correspondencia entre códigos CIIU y HS.

### 3.4. Elasticidades de oferta

Las elasticidades de oferta se calculan en base a Romalis (2007), fijando un valor de  $\eta_{i \neq \text{CN}}^s = 2$  para todos los países, excepto China, para la cual se impone  $\eta_{\text{CN}}^s = 0$ .

La elección de este parámetro para China refleja la hipótesis de que, en el muy corto plazo, las manufacturas afectadas ya han sido producidas, y por ende la oferta es completamente inelástica.<sup>9</sup> Este valor implica que el país exportador debe reubicar toda su oferta o, en su defecto, reducir sus precios de frontera para vaciar el mercado. En este caso extremo, el oferente no puede ajustar las cantidades ofrecidas ante un cambio en la demanda y, por tanto, enfrenta la presión completa del arancel en sus precios. Esta situación se corresponde con la ecuación (16), en la cual el vendedor absorbe totalmente el shock si desea mantener el volumen exportado.

En la literatura se han estimado distintos valores para la elasticidad inversa de oferta. Por ejemplo, Romalis (2007) y Fajgelbaum *et al.* (2020) la estiman a partir de enfoques de forma reducida. Romalis obtiene un valor cercano a 0,5, mientras que Fajgelbaum y coautores no pueden rechazar que esta elasticidad sea nula, lo que equivale a suponer una elasticidad de oferta muy alta o incluso infinita. En nuestro análisis, utilizamos la estimación de Romalis (2007) como base para los países distintos de China. Para China, en cambio, asumimos una elasticidad de oferta especialmente baja, lo cual podría parecer en tensión con los resultados de Fajgelbaum *et al.* (2020).

Sin embargo, esta diferencia puede reconciliarse al considerar que el traspaso de aranceles observado en Estados Unidos depende en gran medida de la capacidad de los países exportadores de redirigir su oferta. Esta interpretación es consistente con la narrativa de Fajgelbaum *et al.* (2020), quienes no modelan explícitamente dicha redirección en sus regresiones. En nuestra descomposición de canales, incluso cuando se asume  $\eta_{\text{CN}} = 0$ , el traspaso percibido por Estados Unidos aumenta significativamente al pasar de un escenario donde los exportadores no redirigen su oferta (ecuación 16) a otro donde sí lo hacen hacia su mercado doméstico (ecuación 17): de un 43 % a un 83%.<sup>10</sup> A medida que se incorporan más canales de ajuste, los valores del traspaso se acercan a los estimados en estudios recientes sobre la guerra comercial de 2018, que encuentran una transmisión casi completa de los aranceles a los precios de importación<sup>11</sup>.

### 3.5. Participación de cada país en la oferta y demanda global

En esta sección se analiza la distribución de la oferta y la demanda global entre países.

Como se observa en la Figura 1, China es el país con mayor participación, alcanzando el 15,5 % de la oferta global. Dada esta elevada participación, es esperable que el shock de oferta generado por la imposición de aranceles desde Estados Unidos a China tenga un impacto relevante.

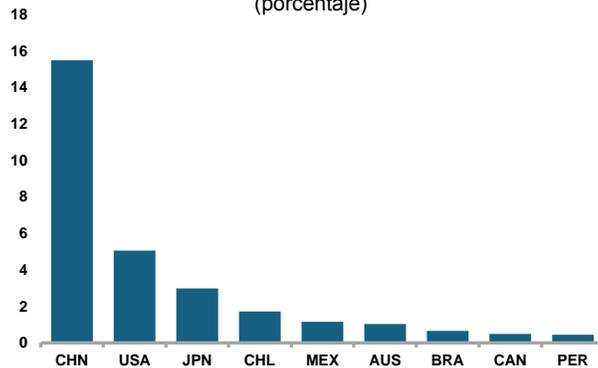
Adicionalmente, al observar la participación de China en la demanda por país (ver Figura 2), se aprecia que Chile se encuentra entre los más expuestos: del total de su demanda de importaciones, un 23 % proviene de China.

<sup>9</sup>Las consideraciones de muy corto, corto, mediano y largo plazo para la flexibilidad de la oferta son consistentes con la literatura reciente sobre los efectos dinámicos de los aranceles; ver Rodríguez-Clare *et al.* (2025).

<sup>10</sup>El traspaso se estima a partir de un aumento promedio de aranceles de 14 puntos porcentuales y los respectivos incrementos en el índice de precios de importación de EE.UU. bajo cada especificación: 6,15 puntos con la ecuación (16) y 11,7 puntos con (17).

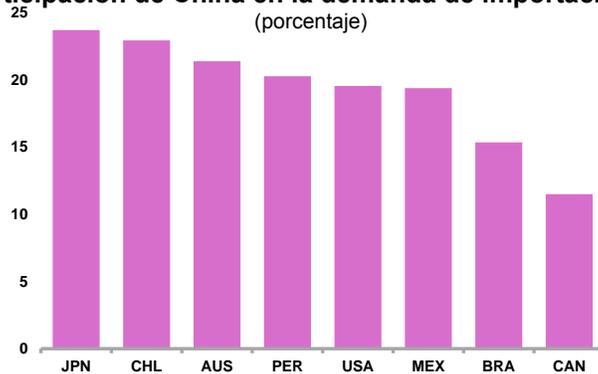
<sup>11</sup>Ver, por ejemplo, Amity *et al.* (2019), Fajgelbaum *et al.* (2020), Flaen *et al.* (2020), Cavallo *et al.* (2021).

**Figura 1: Participación en la oferta global**  
(porcentaje)



*Notas:* Promedio ponderado de la fracción que representan las exportaciones de cada país en las importaciones de sus compradores. Se pondera por los pesos del comprador y del sector. Fuente: elaboración propia en base a ICIO OECD (2023).

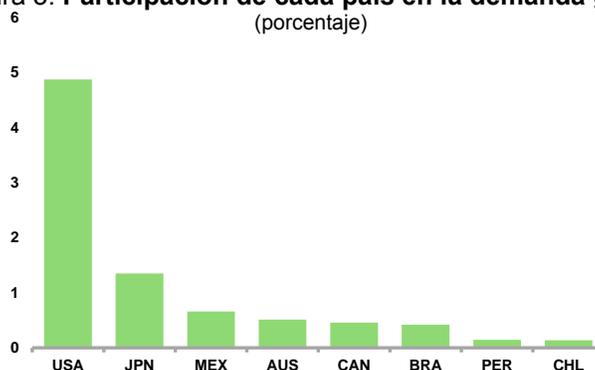
**Figura 2: Participación de China en la demanda de importaciones por país**  
(porcentaje)



*Notas:* Fracción que representan las importaciones provenientes de China en las importaciones totales de cada país. Fuente: elaboración propia en base a ICIO OECD (2023).

Por último, en la Figura 3 se muestra la participación de los países dentro de la demanda global total. Es decir, de todo lo que se ofrece a nivel global, qué porcentaje representa la demanda de cada país. Dentro de esta muestra, Estados Unidos es el país con mayor participación, con un 4,9% del total, mientras que Chile representa el 0,2%.

Figura 3: Participación de cada país en la demanda global  
(porcentaje)



Notas: Promedio ponderado de la fracción que representan las importaciones de cada país en las exportaciones de sus proveedores. Se pondera por los pesos del proveedor y del sector. Fuente: elaboración propia en base a ICIO OECD (2023).

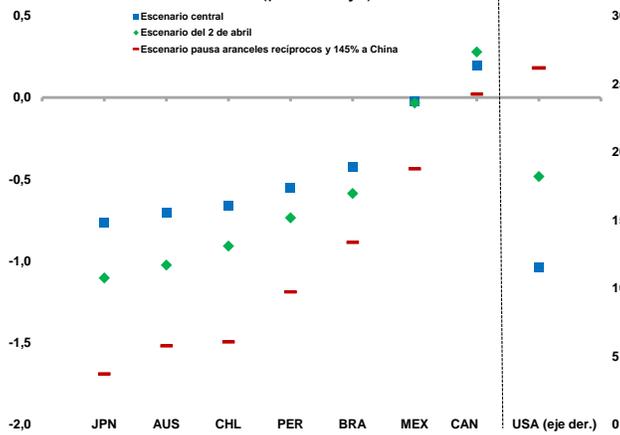
## 4. Resultados

Las estimaciones muestran que los aranceles elevan los precios de importación (después de aranceles) en Estados Unidos, mientras que generan caídas en el resto de las economías, en línea con la mayor oferta global de bienes. Considerando el escenario actual de aranceles, Chile destaca entre los países con mayor impacto esperado en sus precios de importación, con una reducción del precio promedio de alrededor de 0,7 % (Figura 4). Esto se explica en buena medida por la elevada participación de China en la canasta de importaciones chilena. El impacto en los precios locales opera principalmente a través de la participación de las importaciones en insumos y bienes finales, con caídas estimadas en el nivel de precios locales del orden de 0,3 % (Figura 5). Para efectos del escenario central, esto se traduce, todo lo demás constante, en una inflación del IPC 0,3 puntos porcentuales menor en el acumulado del horizonte de proyección. Dado que el modelo no tiene una estructura dinámica, los efectos estimados corresponden al nuevo equilibrio posterior a la aplicación de los aranceles.

Mientras que en Chile el impacto en los precios ocurre principalmente por la mayor oferta global (canal de competencia global), en otros países con impactos totales similares, como México y Canadá, el principal efecto proviene de la redirección de sus exportaciones hacia el mercado local (canal de oferta local) (Figura 6).

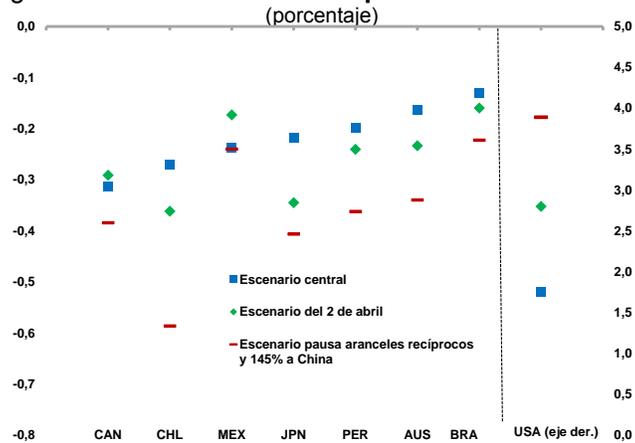
Cabe destacar que estas cifras deben interpretarse como una presión inicial sobre los precios y no como una estimación completa del impacto de los aranceles sobre la inflación de los distintos países. Los efectos finales en la inflación dependerán de mecanismos de equilibrio general, tales como cambios en la demanda agregada, movimientos del tipo de cambio, modificaciones en los márgenes de las empresas y reacciones de política monetaria, que no están considerados en estas estimaciones. Otros efectos no considerados que podrían moderar los resultados son las posibles disrupciones en las cadenas globales de valor, dificultades para redirigir exportaciones y pérdidas de eficiencia en la producción y en la asignación de recursos. En efecto, en la medida en que los conflictos comerciales se extiendan a relaciones bilaterales más allá de EE.UU. con sus socios comerciales —por ejemplo, mediante aranceles entre China y sus socios comerciales asiáticos—, las cadenas de producción de bienes transables podrían verse afectadas, disminuyendo la eficiencia productiva y ejerciendo una presión al alza sobre los precios a plazos más largos.

**Figura 4: Cambio en índice de precios de importación (porcentaje)**



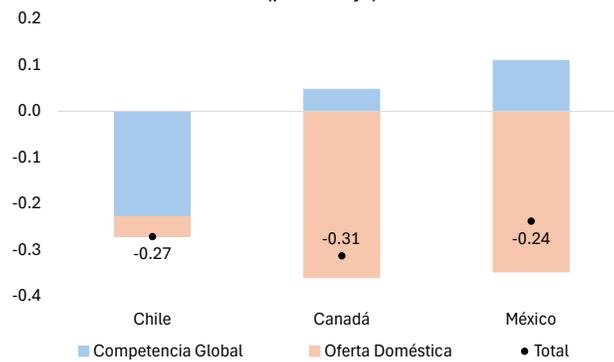
*Notas:* Cambio promedio en el precio de la canasta de importaciones, según los escenarios considerados. El escenario central considera los aranceles implementados por Estados Unidos hasta el 3 de junio de 2025, incluyendo 10 % para todos los países, 30 % para China, 25 % a Canadá y México para los bienes fuera del USMCA, 25 % a los automóviles, y 25 % al aluminio y acero. El escenario del 2 de abril incorpora todos los aranceles recíprocos anunciados ese día y los anunciados con anterioridad, y el escenario de pausa refleja la suspensión de 90 días anunciada el 9 de abril, junto con el nuevo arancel adicional del 125 % a China (totalizando 145 %).

**Figura 5: Cambio en índice de precios de consumidor (porcentaje)**



*Notas:* Cambio promedio del IPC en los escenarios considerados.

Figura 6: **Descomposición de efectos de aranceles sobre IPC**  
(porcentaje)



*Notas:* Descomposición del impacto esperado en el IPC bajo el escenario central. La descomposición se obtiene apagando secuencialmente los distintos canales en el modelo. *Oferta Doméstica* refleja la redirección de exportaciones hacia el mercado interno de los países afectados por aranceles. *Competencia Global* corresponde al impacto adicional cuando estos países redirigen su oferta y demanda hacia terceros mercados. La suma de los componentes corresponde al efecto total.



## 5. Conclusiones

Una consecuencia probable de las tensiones comerciales en curso es que, en el corto plazo, genere presiones de precios al alza en Estados Unidos y a la baja en el resto del mundo. Para Chile, en el escenario central de este IPoM esas presiones se cuantifican en una caída de 0,3 puntos porcentuales del IPC acumulados en el horizonte de proyección. Sin embargo, la incertidumbre asociada a estas estimaciones es elevada, por lo que se consideran escenarios de sensibilidad donde los efectos son mayores y menores. Ambos escenarios describen trayectorias de tasas al interior de corredor de TPM.



## Referencias

- Amiti, Mary, Redding, Stephen J, & Weinstein, David E. 2019. The impact of the 2018 tariffs on prices and welfare. *Journal of Economic Perspectives*, **33**(4), 187–210.
- Cavallo, Alberto, Gopinath, Gita, Neiman, Brent, & Tang, Jenny. 2021. Tariff pass-through at the border and at the store: Evidence from us trade policy. *American Economic Review: Insights*, **3**(1), 19–34.
- Fajgelbaum, Pablo D, Goldberg, Pinelopi K, Kennedy, Patrick J, & Khandelwal, Amit K. 2020. The return to protectionism. *The Quarterly Journal of Economics*, **135**(1), 1–55.
- Flaaen, Aaron, Hortaçsu, Ali, & Tintelnot, Felix. 2020. The production relocation and price effects of US trade policy: the case of washing machines. *American Economic Review*, **110**(7), 2103–2127.
- Fontagné, Lionel, Guimbard, Houssein, & Orefice, Gianluca. 2022. Tariff-based product-level trade elasticities. *Journal of International Economics*, **137**, 103593.
- Kalemli-Özcan, Şebnem, Soylu, Can, & Yildirim, Muhammed A. 2025. Global Networks, Monetary Policy and Trade. April.
- OECD. 2023. *OECD Inter-Country Input-Output Database*.
- Rodríguez-Clare, Andrés, Ulate, Mauricio, & Vasquez., Jose P. 2025. The 2025 Trade War: Dynamic Impacts Across U.S. States and the Global Economy. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper*.
- Romalis, John. 2007. NAFTA's and CUSFTA's Impact on International Trade. *The review of Economics and Statistics*, **89**(3), 416–435.
- Simoes, AJG, & Hidalgo, CA. 2011. The Economic Complexity Observatory: An Analytical Tool for Understanding the Dynamics of Economic Development. *Workshops at the Twenty-Fifth AAAI Conference on Artificial Intelligence*.

## A. Sistema de demanda con anidación Cobb-Douglas y CES

### A.1. Problema de optimización

El consumidor en el país  $i$  elige las cantidades  $\{m_{j,i}^s\}$  de cada variedad  $j$  en cada sector  $s$ , resolviendo:

$$\begin{aligned} \max_{\{m_{j,i}^s\}} U_i &= \prod_s (m_i^s)^{\mu_{s,i}} \\ \text{con } m_i^s &= \left( \sum_j A_{ji}^s \frac{1}{\sigma_i^s} (m_{j,i}^s)^{\frac{\sigma_i^s - 1}{\sigma_i^s}} \right)^{\frac{\sigma_i^s}{\sigma_i^s - 1}} \end{aligned}$$

$$\text{y sujeto a la restricción presupuestaria: } \sum_s \sum_j p_{j,i}^s m_{j,i}^s = I_i.$$

### A.2. Condiciones de primer orden y derivación de resultados

El Lagrangiano es:

$$\mathcal{L} = \prod_s (m_i^s)^{\mu_{s,i}} - \lambda \left( \sum_s \sum_j p_{j,i}^s m_{j,i}^s - I_i \right).$$

La derivada con respecto a  $m_{j,i}^s$  es:

$$\left( \prod_r (m_i^r)^{\mu_{r,i}} \right) \frac{\mu_{s,i}}{m_i^s} A_{ji}^s \frac{1}{\sigma_i^s} (m_{j,i}^s)^{-\frac{1}{\sigma_i^s}} (m_i^s)^{\frac{1}{\sigma_i^s}} = \lambda p_{j,i}^s. \quad (\text{A.1})$$

Multiplicando ambos lados por  $m_{j,i}^s$  y sumando sobre  $j$ :

$$\left( \prod_r (m_i^r)^{\mu_{r,i}} \right) \mu_{s,i} (m_i^s)^{\frac{1}{\sigma_i^s} - 1} \sum_j A_{ji}^s \frac{1}{\sigma_i^s} (m_{j,i}^s)^{\frac{\sigma_i^s - 1}{\sigma_i^s}} = \lambda \sum_j p_{j,i}^s m_{j,i}^s.$$

usando la definición de la canasta  $\sum_j A_{ji}^s \frac{1}{\sigma_i^s} (m_{j,i}^s)^{\frac{\sigma_i^s - 1}{\sigma_i^s}} = (m_i^s)^{\frac{\sigma_i^s - 1}{\sigma_i^s}}$  para obtener

$$\left( \prod_r (m_i^r)^{\mu_{r,i}} \right) \mu_{s,i} = \lambda \sum_j p_{j,i}^s m_{j,i}^s. \quad (\text{A.2})$$

Sumando sobre  $s$  y dado que  $\sum_s \mu_{s,i} = 1$  y  $\sum_s \sum_j p_{j,i}^s m_{j,i}^s = I_i$ :

$$\lambda = \frac{\left( \prod_r (m_i^r)^{\mu_{r,i}} \right)}{I_i}. \quad (\text{A.3})$$

### A.3. Expresión para el gasto sectorial

Reemplazando  $\lambda$  de la ecuación (A.3) en la relación de gasto sectorial (A.2), se obtiene:

$$\sum_j p_{j,i}^s m_{j,i}^s = \mu_{s,i} I_i. \quad (\text{A.4})$$

Esto muestra que el gasto en el sector  $s$  es una fracción  $\mu_{s,i}$  del ingreso total  $I_i$ .

### A.4. Expresiones para la demanda por sector y por variedad

Usamos la expresión de la demanda, obtenida de (A.1) y (A.3):

$$m_{j,i}^s = \left( \frac{I_i \mu_{s,i}}{p_{j,i}^s} \right)^{\sigma_i^s} A_{ji}^s (m_i^s)^{1-\sigma_i^s}.$$

Al reemplazar en (A.4):

$$I_i \mu_{s,i} = \sum_j p_{j,i}^s m_{j,i}^s = (I_i \mu_{s,i})^{\sigma_i^s} (m_i^s)^{1-\sigma_i^s} \sum_j A_{ji}^s (p_{j,i}^s)^{1-\sigma_i^s}.$$

Definimos:

$$p_i^s = \left( \sum_j A_{ji}^s (p_{j,i}^s)^{1-\sigma_i^s} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_i^s}}.$$

Entonces:

$$\sum_j A_{ji}^s (p_{j,i}^s)^{1-\sigma_i^s} = (p_i^s)^{1-\sigma_i^s}.$$

Sustituyendo:

$$I_i \mu_{s,i} = (I_i \mu_{s,i})^{\sigma_i^s} (m_i^s)^{1-\sigma_i^s} (p_i^s)^{1-\sigma_i^s}.$$

Dividimos por  $(I_i \mu_{s,i})^{\sigma_i^s}$ :

$$(I_i \mu_{s,i})^{1-\sigma_i^s} = (m_i^s)^{1-\sigma_i^s} (p_i^s)^{1-\sigma_i^s}.$$

Por lo tanto, se obtiene el gasto sectorial expresado como la demanda sectorial multiplicada por su índice de precios.

$$p_i^s m_i^s = I_i \mu_{s,i}. \quad (\text{A.5})$$

con lo que la demanda puede ser expresada como la típica demanda Cobb-Douglas

$$m_i^s = \frac{I_i \mu_{s,i}}{p_i^s}. \quad (\text{A.6})$$

y sustituyendo (A.5) en la expresión del comienzo, obtenemos la demanda por la variedad de origen  $j$  en función de la demanda sectorial y del precio relativo de la variedad ante todas las demás variedades comprendidas en el índice de la canasta.

$$m_{j,i}^s = m_i^s A_{ji}^s \left( \frac{p_{j,i}^s}{p_i^s} \right)^{-\sigma_i^s}.$$



## Minuta citada en el Recuadro II.3

### Incertidumbre global y su impacto en la inversión

Sebastián Andalaft, Sofía Bauducco, Isidora Díaz, Mario Giarda, Rodrigo Heresi,  
David Kohn, Ignacio Rojas, Diego Vivanco<sup>1</sup>

Junio, 2025

#### 1. Introducción

Tras los anuncios arancelarios realizados por Estados Unidos a inicios de abril, la incertidumbre acerca de las perspectivas para la economía mundial aumentó considerablemente. Estos eventos de alta incertidumbre suelen afectar negativamente la inversión (Bloom, 2009; Basu y Bundick, 2017), con impactos que pueden ser especialmente pronunciados en economías emergentes como la chilena (Carriere-Swallow y Céspedes, 2013), especialmente cuando son acompañados por disrupciones financieras mayores en los mercados de crédito y cambiario.

Esta Minuta describe en detalle los ejercicios reportados en el Recuadro II.3 enfocados en cuantificar el impacto negativo que, en el pasado reciente, han tenido shocks de incertidumbre económica global sobre la inversión agregada<sup>2</sup> y de distintos tipos de empresas. Esto, como forma de evaluar el efecto de potenciales escenarios alternativos en que el aumento de la incertidumbre afecte la inversión.

Para estudiar el efecto de la incertidumbre global sobre la economía chilena, usamos el índice VIX. Este índice mide la volatilidad de los precios de los activos financieros y es ampliamente utilizado como medida de incertidumbre financiera y económica global. Durante abril, el VIX aumentó en

---

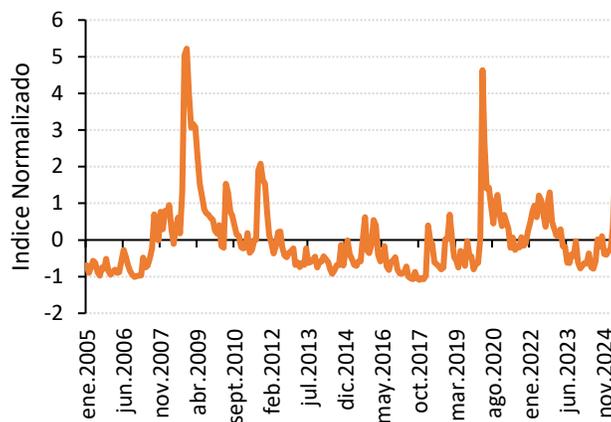
<sup>1</sup> Este estudio se realiza en el ámbito de la agenda de investigación que desarrolla el Banco Central de Chile (BCCh) en materias económicas y financieras de su competencia, en el marco de la cual el BCCh tiene acceso a información innominada de diversas entidades públicas y privadas, en virtud de convenios de colaboración suscritos con esas instituciones. Para garantizar la privacidad de trabajadores y empresas, el BCCh exige que el desarrollo, la extracción y la publicación de los resultados no deben permitir la identificación, directa o indirecta, de personas naturales o jurídicas. Funcionarios del BCCh procesaron los datos desagregados. Todo el análisis fue realizado por los autores y no involucra ni compromete al Servicio de Impuestos Internos (SII). La información contenida en las bases del SII es de carácter tributario proveniente de autodeclaraciones de los contribuyentes presentados ante el SII. La veracidad de dichos datos no es responsabilidad del Servicio.

<sup>2</sup> Utilizamos indicadores de inversión contruidos con microdatos de factura electrónica provistos por el SII como proxy de inversión.

aproximadamente dos desviaciones estándar por encima de su promedio histórico, observándose una rápida reversión en mayo<sup>3</sup> (Gráfico 1).

La nota se organiza de la siguiente manera. En la sección 2, describimos los datos que usamos para cada uno de los ejercicios. En la sección 3, mostramos los efectos de aumentos de incertidumbre en la inversión agregada, el ejercicio de cuantificación anual y la respuesta de la inversión condicional en las condiciones internas. En la sección 4, describimos los ejercicios en los que estudiamos la respuesta de la inversión condicional en el tipo de empresa. Finalmente, en la sección 5 discutimos las principales conclusiones.

Gráfico 1: Índice VIX



**Nota:** El gráfico ilustra el índice VIX normalizado. El eje vertical muestra cuantas desviaciones estándar respecto de la media está el índice en un mes dado. Fuente: CBOE y BDE Banco Central de Chile.

## 2. Datos

### 2.1. Inversión

Para construir una aproximación a las compras de bienes de capital de las empresas, se utilizan principalmente dos registros administrativos: (i) los Documentos Tributarios Electrónicos (DTE) del Servicio de Impuestos Internos, en particular la factura electrónica, y (ii) las Declaraciones de Ingreso Nacional (DIN) del Servicio Nacional de Aduanas.

<sup>3</sup>Otras medidas de incertidumbre económica global también mostraron un aumento, como el índice de incertidumbre de política económica —EPU— o el índice de incertidumbre de política comercial —TPU. Estas, si bien cayeron en mayo desde los niveles alcanzados en abril, siguen elevadas.



Para la estimación del componente de Maquinaria y Equipos (M&E), se incluyen los montos asociados a compras de bienes de capital<sup>4</sup> tanto en importaciones como en compras domésticas, excluyendo las compras que realizan algunos sectores de comercio debido a su naturaleza de intermediarios (revendedores). El componente de Construcción y Obras (CC&OO), por su parte, se computa considerando las transacciones entre las empresas del sector construcción y el resto de la economía.

## 2.2. Agrupación de empresas

En el ejercicio de heterogeneidad de esta minuta, se agrupan a las empresas en las siguientes tres categorías:

- a. **Exportadora.** Se define a una empresa como exportadora si el monto promedio de sus exportaciones es mayor al 10% de sus ventas totales, donde ambas variables se obtienen del Formulario 29 del Servicio de Impuestos Internos.
- b. **Grande.** Se define a una empresa como grande si sus ventas anuales reportadas en el Formulario 29 son mayores a 100 mil UF.
- c. **Riesgosa.** Se define a una empresa como riesgosa si su promedio de morosidad bancaria es de al menos 5 días y si además pertenece a la mediana superior de la distribución del apalancamiento de su sector, construido como la participación de la deuda bancaria local sobre las ventas totales de la empresa. Tanto la morosidad como el nivel de deuda se obtienen desde el formulario C11 de la Comisión para el Mercado Financiero (CMF).

## 2.3 Datos macroeconómicos

En algunos de los ejercicios presentados en la siguiente sección, usamos como controles variables macroeconómicas. Estas son la inflación medida por el IPC, el IMACEC No Minero, el EMBI de Chile, la tasa de 10 años de los bonos de EEUU, el tipo de cambio nominal y la tasa de política monetaria de Chile. Obtenemos estas series de la base de datos estadísticos del Banco Central. Para las variables que se encuentran en frecuencia diaria, utilizamos el promedio mensual.

## 3. Resultados agregados

### 3.1. Efectos del índice VIX sobre la inversión

---

<sup>4</sup> Debido a que las transacciones registradas en la factura electrónica contienen una glosa de texto no estandarizada, se utilizan técnicas de *machine learning* para asignar las clasificaciones de bienes y servicios utilizadas en las Cuentas Nacionales.

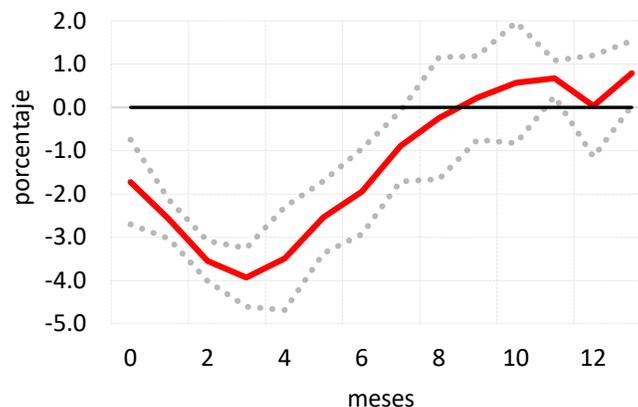
Realizamos el análisis del efecto de aumentos de incertidumbre sobre la inversión utilizando frecuencia mensual para el período entre enero de 2017 a marzo de 2025. El análisis lo realizamos utilizando la siguiente especificación para  $h = 1, \dots, 12$ :

$$\Delta I_{t+h} = c_h + \beta_h \cdot VIX_t + \Gamma_h \cdot X_{t-1, \dots, t-6} + \Omega_h \cdot D_t + \delta_h \alpha_t + \varepsilon_{ht}$$

donde  $\Delta I_{t+h}$  corresponde al crecimiento de la inversión entre  $t - 1$  y  $t + h$ , donde para este ejercicio usamos una versión de la inversión suavizada en que  $I_t$  es el promedio móvil trimestral centrado en el período  $t$ .  $X_{t-1, \dots, t-6}$  es un vector de controles rezagados, entre  $t - 1$  y  $t - 6$ , que incluye al crecimiento mensual de la inversión, la inflación, el IMACEC No Minero, el EMBI de Chile, la tasa de 10 años de los bonos de EEUU, tipo de cambio nominal y la tasa de política monetaria de Chile.  $D_t$  es un vector de variables dicotómicas para controlar por las respuestas durante la pandemia, el estallido social y un control por de movilidad durante la pandemia del COVID-19.  $c_h$  es una constante y  $\alpha_t$  es una tendencia temporal.

El gráfico 1 muestra los resultados de la regresión anterior. Encontramos que un aumento de una desviación estándar<sup>5</sup> en el VIX genera una caída significativa de la inversión de aproximadamente 1,9% en el momento del shock y llega a cerca de un 4% tres meses después del aumento del VIX, para recuperarse en los periodos siguientes y volver a los niveles promedio nueve meses después del shock. Estos resultados son similares a los encontrados por la literatura para Estados Unidos (Basu y Bundick, 2017) y para Chile (Carrière-Swallow y Céspedes) con datos trimestrales.

Gráfico 2: Respuesta de la inversión mensual a un aumento de una desv. est. del VIX.



<sup>5</sup> La desviación estándar del VIX en el período enero 2015 a febrero 2025 es de 6.6 puntos. El aumento del VIX entre marzo y abril de 2025 fue de 11.4.

**Nota:** El gráfico ilustra el efecto diferencial de un shock de incertidumbre (aumento de una desviación estándar en el VIX) sobre un indicador de inversión corporativa con microdatos. Las bandas de confianza están construidas al 95%.

A continuación, calculamos el efecto en la inversión anual. Para ello, tomamos el efecto acumulado de un shock en un año (la suma de la inversión doce meses adelante) con respecto a la inversión anualizada doce meses atrás (la suma de la inversión doce meses atrás). Entonces, definimos la siguiente variable como variable a explicar,

$$Dy_t^{12} \equiv \sum_{h=0}^{11} y_{t+h} - \sum_{h=1}^{12} y_{t-h},$$

y corremos la siguiente regresión,

$$Dy_t^{12} = c + \beta \cdot VIX_t + \gamma \cdot \frac{\sum_{h=2}^{n+2} y_{t-h}}{n+1} + \Gamma \cdot X_{t-1, \dots, t-10} + \Omega \cdot D_t + \delta \alpha_t + \varepsilon_{ht},$$

donde los controles contenidos en  $X_{t-1, \dots, t-10}$  son el cambio mensual del tipo de cambio nominal y el cambio mensual de la tasa de política monetaria.  $D_t$ ,  $\alpha_t$  y  $c_h$  son idénticos a la especificación principal.

Encontramos que  $\beta = -0.012$ , lo que significa que un aumento de una desviación estándar del VIX reduce la inversión anual en 1.2%.

### 3.2. Efectos del VIX sobre la inversión según condiciones locales

Los efectos de la incertidumbre global sobre la economía chilena pueden variar de acuerdo a factores idiosincráticos. En particular, la incertidumbre local puede o no estar afectada por incertidumbre global y ésta primera puede actuar como atenuadora de los efectos de la segunda. La descomposición de una variable de incertidumbre para Chile en estos factores permite calibrar de mejor manera el origen de los shocks que afectan el entorno económico nacional y nos permite entender sobre las condiciones necesarias para que los efectos sean significativos.

Entonces, distinguir entre factores locales y externos nos permite evaluar episodios de aumento de incertidumbre de distinta naturaleza. Por ejemplo, el reciente conflicto comercial internacional y la imposición de aranceles generaron un alza significativa de variables de incertidumbre como el VIX o EPU global, afectando simultáneamente a múltiples economías, incluyendo Chile. Al separar el componente local, se puede identificar si la incertidumbre interna respondió de manera amplificada o moderada (considerando la reacción promedio histórica), y si hubo factores domésticos que exacerbaron (o atenuaron) el shock externo.

En esta sección se describen las especificaciones utilizadas para descomponer la incertidumbre local —medida por el Índice de Incertidumbre Económica (IEC; Cerda *et al.*, 2016)— en un componente



global, en base al Índice de Incertidumbre de la Política Económica Global (EPUG; Baker *et al.*, 2016), y en un componente local.<sup>6</sup>

#### a) Modelo en diferencias

Una primera aproximación corresponde a una regresión a partir de la siguiente especificación, que considera que el EPU global es exógeno para el IEC:

$$\Delta \log(IEC_t) = \alpha + \beta_1 \Delta \log(IEC_{t-1}) + \beta_2 \Delta \log(EPUG_t) + \varepsilon_t$$

Todas las variables se expresan como logaritmos en primeras diferencias, donde  $\Delta \log(IEC_t)$  representa la variación porcentual del IEC respecto al período anterior,  $\Delta \log(EPUG_t)$  corresponde al cambio porcentual del EPUG,  $\alpha$  es una constante, y  $\varepsilon_t$  es el residuo (que puede asociarse a la incertidumbre idiosincrática local).

Para analizar los efectos acumulados a lo largo del tiempo, se sigue la especificación general:

$$\Delta \log(IEC_t) = \sum_{j=0}^t \beta_1^j \alpha + \sum_{j=0}^t \beta_1^j \varepsilon_{t-j} + \sum_{j=0}^t \beta_1^j \beta_2 \Delta \log(EPUG_{t-j})$$

donde las contribuciones al cambio acumulado en  $\Delta \log(IEC)_t$  están definidas por:

$\sum_{j=0}^t \beta_1^j \alpha = C_t$  : contribución de la constante (que puede ser interpretado como una tendencia lineal);

$\sum_{j=0}^t \beta_1^j \varepsilon_{t-j} = L_t$  : contribución del componente local;

$\sum_{j=0}^t \beta_1^j \beta_2 \Delta \log(EPUG_{t-j}) = G_t$  : contribución del componente externo

#### b) SVAR bivariado en diferencias

Para evaluar la robustez de los resultados anteriores y, a su vez, mejorar la identificación y medición de los componentes locales y globales de la incertidumbre económica en Chile, se estimó también un modelo VAR estructural (SVAR). Si bien el modelo en diferencias permite una descomposición inicial entre shocks globales (determinados por la dinámica del EPU) y locales (residuos del IEC), presenta algunas limitaciones, en particular, no modela la retroalimentación dinámica entre las variables. El SVAR permite modelar conjuntamente las dinámicas de incertidumbre global y local, e identificar los shocks estructurales a ambas variables. Para ello se utiliza una descomposición de Cholesky. Este enfoque resulta más robusto para cuantificar contribuciones históricas.

<sup>6</sup> Usamos el índice EPU Global como variable de incertidumbre global, para que en el ejercicio de efectos condicionales tener una medida distinta a nuestra medida principal, el VIX, para el cual estamos evaluando su efecto.



Así, se modela la relación a partir de un SVAR bivariado con un rezago —selección en base a criterios de información estándar—, bajo el supuesto de que el índice de incertidumbre global (EPUG) es exógeno al índice de incertidumbre local (IEC).

Formalmente:

$$\begin{bmatrix} \Delta \log(EPUG_t) \\ \Delta \log(IEC_t) \end{bmatrix} = \mu + B \begin{bmatrix} \Delta \log(EPUG_{t-1}) \\ \Delta \log(IEC_{t-1}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^{EPUG} \\ u_t^{IEC} \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$$

donde  $[u^{EPUG} \quad u^{IEC}]'$  es un vector de shocks estructurales con media cero y matriz de varianza-covarianza diagonal,  $B$  es una matriz de parámetros con dimensión  $2 \times 2$ , y  $\mu$  es un vector constante con dimensión  $2 \times 1$ . La identificación estructural del SVAR se realiza mediante una descomposición de Cholesky, que asume que los shocks globales de incertidumbre afectan contemporáneamente al IEC local, pero no viceversa en el mismo período, permitiendo así separar los componentes externos y locales.

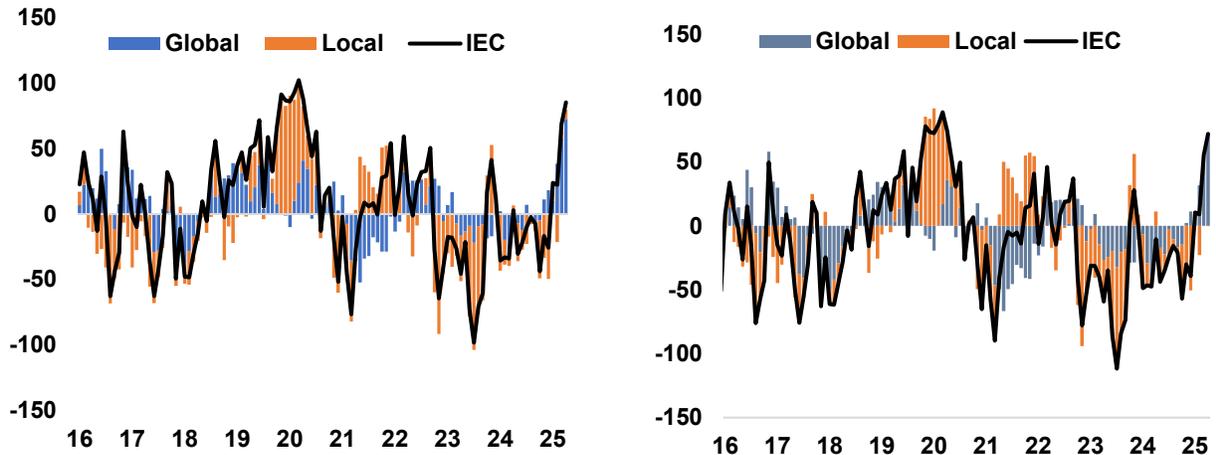
### c) Resultados

Los resultados de ambas especificaciones muestran que, en el margen, los shocks de incertidumbre global han contribuido al aumento del IEC. Lo anterior ha sido parcialmente contrarrestado por el componente local, que ha mostrado una caída en los últimos meses (gráfico 3). En general, el índice IEC está determinado por ambos componentes, sin embargo, en varios episodios los componentes tienen signos opuestos, como en 2017 o finales del 2021. A los episodios en los que los componentes tienen el mismo signo, le llamamos *sincronización*.

Gráfico 3: Descomposición de shocks sobre IEC (\*)  
(incidencias en la variación anual, puntos porcentuales)

Modelo en diferencias

VAR estructural



(\*) Se excluye la contribución de la constante. Fuente: Elaboración propia en base a datos de EPUG e IEC hasta abril de 2025.

Para evaluar si la sincronización entre incertidumbre local y externa es relevante para los resultados anteriores, creamos una variable dicotómica, que denotamos  $Sync_t$  que toma un valor de 0 en los momentos en que los componentes de incertidumbre global y local no están sincronizados para formar el índice IEC. De forma análoga, en momentos en los que los componentes locales y externos se sincronizan y contribuyen en el mismo sentido al índice IEC, la variable dicotómica  $Sync_t$  toma un valor de 1. Así, corremos la siguiente regresión:

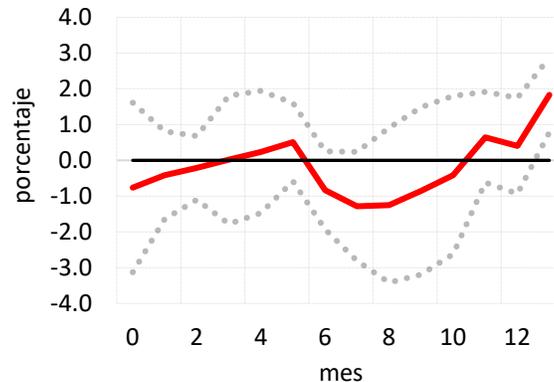
$$\Delta y_{t+h} = c_h + \beta_h \cdot VIX_t + \delta_h \cdot VIX_t \cdot Sync_t + \Gamma_h \cdot X_{t-1, \dots, t-6} + \Omega_h \cdot D_t + \delta_h \alpha_t + \varepsilon_{ht}$$

En este caso  $\beta_h$  corresponde a nuestro parámetro de interés, en el que dada la definición de  $Sync_t$  realizada anteriormente, el caso base corresponde a un episodio en el que los componentes de incertidumbre local y externo no están sincronizados, una característica del episodio actual.

Presentamos los resultados de ese ejercicio en el gráfico 2, donde se puede ver que no podemos rechazar que en períodos en los que la incertidumbre local y externa no están sincronizados, el efecto de un shock de VIX es cero en todo el horizonte. Esto significa que las condiciones locales importan para la transmisión de los shocks de incertidumbre global y que en un episodio como el actual, donde la incertidumbre local y externa no están sincronizadas, el efecto del aumento del VIX que observamos tendría efectos negativos acotados o nulos mientras estas condiciones no se reviertan.

Gráfico 4: Respuesta de la inversión mensual a un aumento de una

desv. est. del VIX, condicional en no sincronización.



**Nota:** El gráfico ilustra el efecto diferencial de un shock de incertidumbre (aumento de una desviación estándar en el VIX) sobre un indicador de inversión corporativa con microdatos condicional en que la incertidumbre externa no está sincronizada con la local. Las bandas de confianza están construidas al 95%.

#### 4. Heterogeneidad por tipo de empresa

La sección previa ilustra cómo shocks de incertidumbre global pueden deprimir significativamente la inversión corporativa, en particular cuando son acompañados de un aumento de la incertidumbre local. En esta sección, estudiamos cuán heterogéneos son estos resultados por tipo de empresas.

##### 4.1. Metodología Empírica

Para cada horizonte  $h = 1, \dots, H$ , corremos la siguiente especificación de panel para firmas  $i$  en el período  $t$ :

$$\Delta y_{i,t+h} = \alpha_i + \alpha_{s,t} + \beta_h \cdot Firma_i \cdot VIX_t + \gamma' \cdot X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

donde  $\Delta y_{i,t+h}$  es la tasa de crecimiento del promedio móvil trimestral de la inversión de la firma  $i$ , entre  $t$  y  $t + h$ <sup>7</sup>;  $Firma_i$  corresponde a alguna característica de la empresa, tales como tamaño en ventas, importador, exportador, riesgosa;  $X_{i,t-1}$  agrupa distintos controles a nivel firma, tales como ventas, compras de insumos intermedios, gasto en remuneraciones, nivel de morosidad en deuda bancaria local. Finalmente,  $\alpha_i$  y  $\alpha_{s,t}$  representan efectos fijos de firma y tiempo-sector, respectivamente, mientras que  $\varepsilon_{i,t}$  es el error aleatorio.

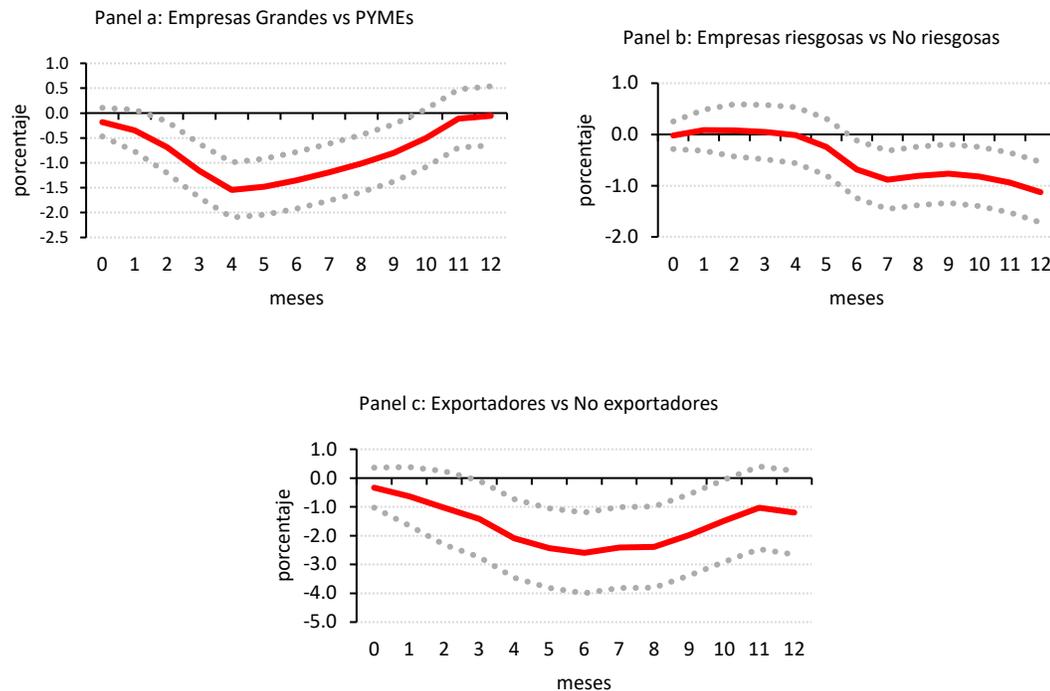
##### 4.2. Resultados

Los resultados de la metodología de *Local Projections* aplicada al panel de firmas confirman que existe un alto grado de heterogeneidad en las respuestas de la inversión ante shocks de incertidumbre. En particular, en episodios anteriores de incertidumbre global se observa que las firmas de mayor tamaño reducen su inversión proporcionalmente más que las PyMEs, con un efecto

<sup>7</sup> Se eliminan los valores bajo y sobre los percentiles 1 y 99, respectivamente.

diferencial máximo de 1.5% alrededor de 4 meses después de ocurrido el shock (panel (a) de la figura 3).

Gráfico 5: Heterogeneidad en la respuesta de la inversión ante shocks del VIX



**Nota:** Las figuras ilustran el efecto diferencial de un shock de incertidumbre (aumento de una desviación estándar en el VIX) sobre un indicador de inversión corporativa con microdatos de empresas grandes respecto a pequeñas y medianas (Panel a), de empresas endeudadas y en mora respecto al resto (Panel b), y empresas exportadoras versus no exportadoras (Panel c). Empresas grandes son aquellas con ventas mayores a 1 millón de UF anual. Empresas endeudadas y en mora son las que presentan un nivel de deuda por encima de la mediana de su sector y con al menos cinco días de morosidad en el sistema bancario local. Empresas exportadoras son las que exportan en promedio al menos un 10% de sus ventas. Las bandas de confianza están construidas al 95%.

## 5. Conclusiones

Pese al aumento en la incertidumbre global documentada en esta minuta, el escenario central supone una mejora en las perspectivas de inversión en el horizonte de proyección. Dos factores fundamentales respaldan este supuesto. Por un lado, la inversión comprometida en los catastros ha aumentado de forma importante, en especial en el sector minero y energético, lo cual responde a necesidades de más largo plazo, y por lo tanto, menos afectadas por alzas coyunturales en la volatilidad global (Recuadro I.3). Por otro lado, el aumento significativo de la volatilidad financiera fue más bien pasajero y, de hecho, durante abril las condiciones financieras locales han tenido un comportamiento benigno respecto a lo que se esperaría en un episodio de aversión al riesgo como



el actual, con una caída en las tasas de largo plazo, una apreciación del peso y un alza de la bolsa. (Recuadro I.1).

Sin embargo, los resultados de la presente minuta sugieren que existen escenarios de sensibilidad donde el alza de las tensiones comerciales globales puede resultar en un deterioro de las condiciones financieras para las economías emergentes, incluido Chile. En un escenario como ese la inversión local podría verse afectada, especialmente para empresas grandes y endeudadas.

## Referencias

Acosta-Henao, M., Bajraj, G., San Millán, M. (2025). Efectos de la regulación de capital en la banca sobre su oferta de crédito. Notas de Discusión N°8.

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636.

Basu, S. y Bundick, B. (2017), Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand. *Econometrica*, 85: 937-958. <https://doi.org/10.3982/ECTA13960>

Bloom, N. (2009), The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, 77: 623-685. <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>

Carriere-Swallow, Y. y Céspedes, L. (2013). The impact of uncertainty shocks in emerging economies. *Journal of International Economics*. Volume 90, Issue 2, Pages 316-325, ISSN 0022-1996, <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2013.03.003>.

Cerda, R., Silva, A., & Valente, J. T. (2018). Impact of economic uncertainty in a small open economy: the case of Chile. *Applied Economics*, 50(26), 2894-2908.