

Lo frágil de la abundancia

Shocks de precios externos, apreciación y restricción interna.
Argentina, 1910–2024

Ezequiel Monteforte¹

Documento de Trabajo

2026

¹Lic. en Economía. Investigador del Instituto Interdisciplinario de Economía Política, Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Económicas (UBA-FCE-IIEP). Contacto: ezequielmonteforte@economicas.uba.ar

Resumen

La economía argentina ha exhibido durante el último siglo una paradoja recurrente: los ciclos de precios externos favorables —agropecuarios, petroleros, de *commodities*— culminan sistemáticamente en escasez de divisas y crisis cambiaria pocos años después del pico. Este trabajo documenta el mecanismo causal que genera esa secuencia.

Ante un ciclo al alza de precios externos, ingresa al país una mayor cantidad de divisas por la misma unidad de producción. Esto impulsa la apreciación del tipo de cambio, abaratando importaciones y reorganizando el vector de precios internos —salarios reales, márgenes empresariales, jubilaciones, recaudación tributaria— en torno a un dólar artificialmente bajo. Cuando el ciclo alcista de precios se revierte, el tipo de cambio tiende a la depreciación real, generando una carga de compresión simultánea sobre todas las variables del ingreso. La corrección se vuelve rígida, costosa y políticamente conflictiva. La economía pospone el ajuste mediante endeudamiento externo y profundiza así la fragilidad futura: cuanto más duró el período favorable, mayor el costo de corregirlo.

Si bien la dinámica es conocida para el caso argentino, los ciclos posteriores a 1970 muestran diferencias de magnitud sustanciales: son sistemáticamente más prolongados e intensos que los anteriores. En el ciclo históricamente más grande —2001–2012— ingresaron a la Argentina cerca de 200 mil millones de dólares sin contrapartida productiva. La economía todavía registra huellas de ese ciclo a 25 años de su inicio. El mecanismo que estos ciclos desatan opera como el reverso de la restricción externa de la tradición estructuralista: no por falta de divisas sino por exceso. Lo denominamos *restricción interna*.

La hipótesis se contrasta con series anuales de comercio exterior argentino para 1910–2024 mediante una estrategia empírica que combina cointegración, modelos de corrección de errores, especificaciones ARDL y ejercicios de robustez en ventanas móviles. La evidencia respalda los tres eslabones de la cadena: las exportaciones anteceden y son exógenas (en un sentido débil) respecto de las importaciones; el tipo de cambio real es el vehículo del ajuste; y los ciclos identificados desde 1970 generan una bonanza acumulada 3,1 veces superior a la de los ciclos previos.

Palabras clave: restricción interna, tipo de cambio real, *shocks* de precios externos, efecto precio, ciclos de *commodities*, cointegración, Argentina.

Clasificación JEL: E32, F14, F31, F41, N16, O54.

The Fragility of Abundance

External Price *Shocks*, Real Appreciation, and the Internal Constraint. Argentina,
1910–2024

Abstract

The Argentine economy has exhibited a recurrent paradox over the past century: favourable external price cycles—in agriculture, oil, and *commodities*—systematically culminate in foreign-currency scarcity and exchange-rate crisis a few years after the peak. This paper documents the causal mechanism that generates this sequence.

During an upward cycle of external prices, the country receives a greater volume of foreign currency per unit of production. This drives a real appreciation of the exchange rate, cheapens imports and reorganises the domestic price vector—real wages, profit margins, pensions, tax revenues—around an artificially low dollar. When the cycle reverses, the exchange rate moves toward real depreciation, generating a simultaneous compression on all income variables. The correction becomes rigid, costly and politically conflictive. The economy postpones adjustment through external borrowing, deepening future fragility.

Although this dynamic is familiar in the Argentine case, the cycles after 1970 display substantial differences in magnitude: they are systematically longer and more intense than the previous ones. In the largest historical cycle—2001–2012—close to 200 billion dollars entered Argentina without productive counterpart, and the economy still bears traces of that cycle 25 years after its onset. The mechanism these cycles trigger operates as the inverse of the external constraint of the structuralist tradition: not through scarcity of foreign currency but through its excess. We denote it the *internal constraint*.

The hypothesis is tested with annual foreign-trade series for Argentina, 1910–2024, combining cointegration, error correction models, ARDL specifications and rolling-window robustness exercises. Exports precede imports and are weakly exogenous to them; the real exchange rate is the vehicle of adjustment; and post-1970 cycles generate accumulated windfalls 3.1 times larger than those of previous cycles.

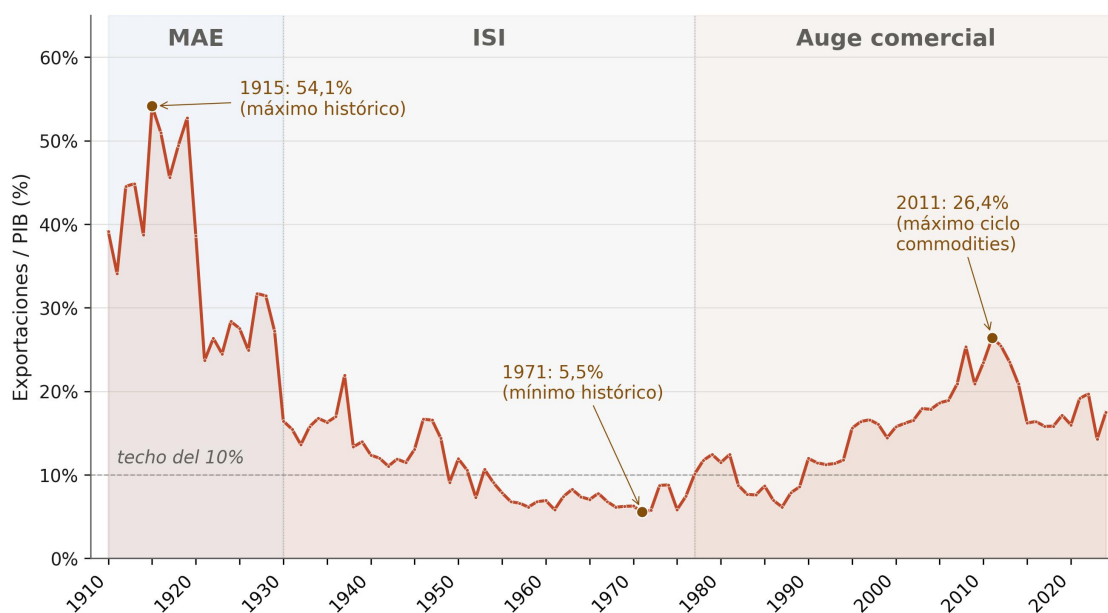
Keywords: internal constraint, real exchange rate, external price *shocks*, price effect, commodity cycles, cointegration, Argentina.

JEL Classification: E32, F14, F31, F41, N16, O54.

1. Introducción*

El Gráfico 1 presenta una perspectiva de la historia entre el sector externo y la economía argentina: la participación de las exportaciones en el Producto Bruto Interno (PIB), denotada X/PIB , describe una caída sostenida que toca su mínimo histórico en 1971, con apenas el 5,5% del producto —una décima parte del máximo histórico de 1915 (54,1%). La caída es continua y se desarrolla en fases. Las exportaciones representaban en promedio el 45,4% del PIB en la década de 1910 y el 28,4% en la de 1920; cayeron al 16,0% en los años treinta, al 12,8% en los cuarenta y al 8,4% en los cincuenta; y entre 1960 y 1976 se estancan por debajo del 7%. Ese piso es el resultado lógico de la consolidación del modelo de Industrialización por Sustitución de Importaciones: mientras la industria para consumo interno ganaba peso en el producto, las exportaciones lo perdían.

**Gráfico 1. Participación de las exportaciones en el PIB.
Argentina, 1910–2024.**



Nota: MAE: modelo agroexportador clásico. ISI: industrialización por sustitución de importaciones

Fuente: elaboración propia en base a INDEC, CEPED, Fundación Norte y Sur, BCRA y FRED.

Lo que ocurre desde principios de la década de 1970 es cualitativamente distinto. El techo del 10% que había marcado el régimen ISI durante un cuarto de siglo se rompe en 1977 y la trayectoria nunca lo recupera de manera duradera. Entre

*El autor agradece los comentarios de Clara Hayes, Franco Impávido, Facundo Malvicino, Miguel Romero, Martín Trombetta y Joaquín Waldman a versiones previas de este trabajo. Cualquier error u omisión es de exclusiva responsabilidad del autor.

1990 y 2001 el ratio X/PIB promedió el 14,1%; durante el ciclo de precios externos favorables 2002–2011, el 20,7%, con un máximo de 26,4% en 2011 —casi cinco veces el piso histórico—; y aun en el período post-boom 2012–2024 se sostiene en torno al 18,3%. Los últimos cincuenta años representan la época de mayor expansión del comercio exterior argentino —y, paradójicamente, también la de mayor inestabilidad macroeconómica interna.

Esa paradoja es la pregunta central de este trabajo: cómo procesa la economía interna *shocks* externos de esa magnitud, y por qué un flujo extraordinario de divisas —el ciclo de precios favorables 2001–2012 acumuló alrededor de 200 mil millones de dólares de ingreso por bonanza, aproximadamente 4,5 veces el monto efectivamente desembolsado por el Fondo Monetario Internacional (FMI) a Argentina en 2018–2019— deriva en escasez de reservas pocos años después. La respuesta que se propone aquí es que los *shocks* de precios externos, a diferencia de los *shocks* de cantidades, generan una dinámica de apreciación cambiaria real que reorganiza los equilibrios internos y acumula fragilidad estructural de cara a la corrección. A este mecanismo lo denominamos *restricción interna*: la condición que se activa cuando el ciclo de precios favorables aprecia el tipo de cambio por debajo de su nivel de largo plazo durante períodos suficientemente prolongados como para que el vector de precios domésticos —salarios, márgenes, ingresos tributarios— se reorganice en torno a ese nivel insostenible.

La respuesta propuesta distingue dos mecanismos cualitativamente diferentes según el origen del *shock*. Un *shock* de cantidades —más producto exportado a precios constantes— genera divisas como contraparte monetaria de un proceso productivo previamente realizado en moneda nacional: la producción adicional formó salarios, márgenes e ingresos fiscales en pesos antes de exteriorizarse en dólares, de modo que el ingreso cambiario tiene respaldo en la dotación de factores. Un *shock* de precios —el mismo volumen exportado a un precio internacional mayor— invierte esa secuencia. Las divisas adicionales no provienen de producción adicional sino de una revaluación de la producción existente, sin que ningún factor doméstico haya sido remunerado en pesos contra ese ingreso. La dirección causal se invierte: no es la producción interna la que se exterioriza en divisas, sino las divisas externas las que buscan precio en moneda nacional sin contrapartida en la oferta agregada.

Esta distinción tiene consecuencias monetarias precisas. El *shock* de precios modifica los stocks monetarios internos: hay más divisas por cada peso en circulación. Esa

relación alterada abarata el precio relativo del dólar por oferta y demanda genuina. A diferencia de un *shock* de cantidades, no cambia la dotación de factores de la economía ni existe argumento para que el producto crezca: el ingreso de divisas por efecto precio es un cambio de precios relativos sin justificación en las dotaciones factoriales. El Banco Central puede intervenir para evitar la caída nominal del tipo de cambio, pero la emisión contra esas divisas no tiene sustento en producción interna y genera presiones inflacionarias. El resultado es el mismo por dos caminos distintos: ya sea vía depreciación nominal contenida o vía inflación que erosiona el tipo de cambio real (TCR), el *shock* de precios produce apreciación cambiaria real. No como decisión de política sino como reacción de mercado.

Lo que vuelve al caso argentino especialmente relevante es la escala y duración creciente de estos *shocks* desde los años setenta. Mientras entre 1950 y 1970 los efectos precio y cantidad se mantuvieron dentro de una banda relativamente estable —rara vez superando los mil millones de dólares anuales en términos reales de 2018— desde 1970 en adelante los pulsos se hicieron progresivamente más intensos y prolongados. El ciclo 2001–2012 representa el *shock* de mayor envergadura de toda la serie: solo entre 2003 y 2008 —la fase de mayor intensidad del ciclo— los efectos precio anuales acumularon más de 43 mil millones de dólares,¹ a lo que se sumaron más de 13 mil millones por efecto cantidad. Pero esa cifra captura apenas el 27% de la bonanza efectiva del ciclo: medida como ganancia de nivel —la diferencia entre lo que Argentina exportó y lo que habría exportado a los precios del año 2000— el ciclo 2001–2012 acumuló 198.021 millones de dólares de ingreso extraordinario, 4,4 veces el máximo histórico previo.

Shocks de esa duración y magnitud no solo aprecian el tipo de cambio: alteran los niveles de equilibrio interno. Los precios relativos se reorganizan en torno al tipo de cambio apreciado. Los salarios reales suben. Los márgenes se sostienen o expanden. Las importaciones se abaratan y crecen. En una economía donde la industria provee mayoritariamente al mercado interno —a diferencia del modelo de enfermedad holandesa (EH, en adelante), donde la industria compite en divisas— este proceso genera expansión del producto y los ingresos, no contracción. La fase favorable presenta los signos macroeconómicos de un auge sostenido.

¹Los datos de efecto precio son positivos desde 2003, aunque el ciclo alcista, definido por el cruce de la media móvil trianual del efecto precio, arranca en 2001 y se extiende hasta 2012. La referencia 2003–2008 corresponde al subperíodo de mayor acumulación anual de efectos precio favorables; el período 2001–2012 es la fase de mayor intensidad del ciclo; el saldo de EP acumulado sigue activo al cierre de la serie (véase Gráfico 5).

Cuando el *shock* se revierte, el vector de precios internos ya ha incorporado la apreciación como referencia operacional, y su corrección requiere comprimir simultáneamente salarios reales, márgenes empresariales, jubilaciones e ingresos tributarios. El conflicto distributivo que esto genera explica la rigidez en la corrección: la economía tiende a posponer el ajuste, sostener el tipo de cambio apreciado mediante endeudamiento externo y profundizar así la fragilidad futura. Cuanto más duró el *shock*, mayor la brecha de apreciación y mayor el costo de corregirlo. Esta asimetría dinámica entre expansión y corrección es uno de los rasgos estructurales más consistentes de la economía argentina en el último medio siglo.

El mecanismo se formaliza en la Sección 5 bajo el concepto de *restricción interna*: a diferencia de la restricción externa de la tradición estructuralista —que se activa cuando el crecimiento interno supera la capacidad de generar divisas— la restricción interna opera en sentido inverso: no por falta de divisas sino por exceso. Son los *shocks* externos favorables los que, vía apreciación sostenida, alteran los equilibrios internos y generan fragilidad estructural una vez que el ciclo se revierte. Operacionalmente, la restricción interna está activa mientras el tipo de cambio real permanece por debajo de su nivel histórico de referencia: cada período adicional de apreciación incrementa la brecha acumulada y el costo de la corrección futura (Proposición 1).

Una implicancia inmediata de esta lectura es que los *shocks* de precios externos no constituyen distorsiones evitables sino fenómenos recurrentes con los que la política económica debe convivir, dada la regularidad histórica con que el mercado internacional los produce. La pregunta de política es qué andamiaje institucional puede mediar entre esa fuerza externa y el aparato productivo interno.

El trabajo se organiza del siguiente modo. En primer lugar se analiza la dinámica del saldo comercial en el largo plazo, donde se evidencia una tendencia a la nivelación que sugiere la existencia de fuerzas de mercado que tienden a cerrarlo, examinando la relación exportaciones-importaciones y el mecanismo de corrección que las vincula. En segundo lugar se estudia el tipo de cambio real como vehículo de ajuste: estacionario en niveles, funciona como ancla estructural y resorte dinámico, y su interacción con exportaciones, importaciones y el efecto precio de las exportaciones aporta la evidencia empírica central del trabajo. Sobre esa base se propone y desarrolla el concepto de restricción interna como

síntesis del mecanismo documentado y como complemento a la restricción externa de la tradición estructuralista. La sección de formalización incluye un marco transables/no transables que establece la condición empíricamente discriminante entre la restricción interna y la enfermedad holandesa, y tres proposiciones que relacionan la duración del ciclo con la amplificación del ingreso de bonanza y la persistencia de la restricción. El trabajo cierra con las conclusiones y una agenda de investigación abierta.

2. Estado del Arte

La pregunta que organiza este trabajo —cómo un *shock* externo de precios puede generar fragilidad estructural interna— tiene interlocutores en varias tradiciones teóricas y empíricas, cada una de las cuales ilumina un eslabón del fenómeno. La tradición estructuralista latinoamericana ofrece la lectura endógena del problema; la literatura internacional de *commodity currencies* establece el vínculo precio-tipo de cambio; los estudios de elasticidades cuantifican las restricciones que la estructura productiva impone al crecimiento; la literatura de *pass-through* cambiario analiza la transmisión interna de los movimientos cambiarios. Cada uno de esos cuerpos teóricos provee un componente que este trabajo retoma e integra. La contribución específica que proponemos —el concepto de *restricción interna*— emerge de articular esos aportes en una cadena causal completa: *shock* de precio externo, apreciación real sostenida, expansión de importaciones, fragilidad estructural cuando el ciclo se revierte.

2.1. Las explicaciones latinoamericanas y regionales

La tradición estructuralista latinoamericana fue la primera en situar al sector externo como variable decisiva del crecimiento. Olivera (1962) distinguió entre equilibrio cambiario y equilibrio de balance de pagos, y más tarde entre equilibrio de mercado y equilibrio social, advirtiendo que ambos pueden coexistir en estados divergentes (Olivera, 1991). Esta distinción es central para comprender que las apreciaciones reales, aun cuando sean respuestas eficientes a *shocks* externos desde la perspectiva del mercado de divisas, pueden implicar costos estructurales de largo plazo: sustitución de producción doméstica por importaciones, pérdida de capacidades productivas, dependencia del ingreso de divisas e insolvencia en moneda extranjera. La noción de equilibrios diferenciados —externo e interno, de

mercado y social— anticipa el problema central de este trabajo: que un balance externo puede ser técnicamente sostenible y productivamente insostenible al mismo tiempo.

Diamand (1972) aportó con el concepto de Estructura Productiva Desequilibrada (EPD): la coexistencia de un sector primario competitivo y una industria con menor productividad genera tensiones estructurales en el tipo de cambio. Diamand y Crovetto (1988) extendieron este marco hacia la dinámica del crecimiento restringido, vinculando explícitamente la restricción externa con el ciclo de endeudamiento. La dinámica de *stop-and-go* que ese marco tematizó tiene un antecedente seminal en Braun y Joy (1968), quienes modelaron para Argentina la alternancia cíclica entre expansión y estrangulamiento externo: el crecimiento interno genera demanda de divisas que el sector agropecuario no puede sostener de manera continua, lo que fuerza el ajuste vía caída de importaciones y contracción del producto. El mecanismo que este trabajo examina opera en sentido contrario pero desemboca en el mismo resultado: el flujo externo de divisas, lejos de resolver esta tensión estructural, la tensiona y la profundiza. La Ley de Thirlwall (1979) ofrece la formalización más influyente del crecimiento restringido por la balanza de pagos: la tasa de crecimiento de largo plazo depende de las exportaciones y de la elasticidad-ingreso de las importaciones, relegando al TCR a un rol de ajuste de corto plazo.

En la literatura argentina contemporánea, esta tradición tiene continuadores prolíficos. Schorr y Wainer (2013) analizan los determinantes estructurales de la restricción externa. Wainer (2011) examina la inserción argentina en el comercio mundial en términos de cómo el patrón de especialización limita la posibilidad de transitar de la restricción externa al desarrollo. Bianco, Porta y Vismara (2007) analizan el desplazamiento de la restricción externa durante el ciclo exportador de posconvertibilidad. El enfoque es también central en Wainer (2019), Schorr y Wainer (2023), y el volumen compilado por Wainer (2022), *¿Por qué siempre faltan dólares?* Goldstein et al. (2017) aportan evidencia desagregada para el período 2003–2012: más del 51% de las ramas industriales mostraron comportamiento no sustitutivo durante la fase de mayor bonanza exportadora, y el saldo de divisas del sector manufacturero se volvió deficitario a partir de 2010.

El trabajo que más directamente anticipa la arquitectura analítica de este estudio, dentro de la tradición argentina, es Gerchunoff y Rapetti (2016). Usando un modelo de tres sectores —transable primario (R), transable manufacturero (M) y

no transable (N)— definen dos niveles de equilibrio del TCR para Argentina: el de equilibrio macroeconómico, que permite el pleno empleo con sostenibilidad del balance de pagos, y el de equilibrio social, que emerge cuando los trabajadores plenamente empleados alcanzan el salario real al que aspiran. Su tesis central es que la economía argentina padece un conflicto distributivo estructural porque ambos niveles de equilibrio tienden a divergir: el salario real que satisface las aspiraciones sociales requiere un TCR más apreciado del que el equilibrio externo toleraría. Este trabajo comparte con Gerchunoff y Rapetti el marco de tres sectores y la noción de que la apreciación del TCR opera sobre esa tensión distributiva. La diferencia de foco es la que define la contribución específica de este estudio: mientras ellos formalizan el conflicto distributivo como estado estructural de la economía argentina, este trabajo indaga el mecanismo externo que desencadena y amplía la apreciación —el *shock* de precios de exportación— y documenta cómo esa apreciación reorganiza el vector de precios internos, consolidando aspiraciones distributivas que luego resultan incompatibles con la sostenibilidad cambiaria. Rapetti (2026) formaliza algebraicamente esa arquitectura de tres sectores y deriva con precisión los determinantes de cada nivel del TCR. Un resultado de ese modelo es particularmente relevante para este trabajo: una mejora en los términos del intercambio reduce el TCR de equilibrio macroeconómico ($dq^*/dp^* < 0$), lo que implica que el boom de precios permite sostener un tipo de cambio más apreciado sin que la restricción externa se active de inmediato. Este trabajo toma ese resultado como punto de partida analítico y añade la dimensión temporal: documenta cómo la apreciación sostenida amplía la brecha entre ambos equilibrios y cuantifica el costo cuando el ciclo se revierte.

Esta tradición ilumina con precisión las dimensiones endógenas del problema: el crecimiento interno presiona sobre la capacidad de generar divisas. En el mismo registro endógeno se inscriben Rapetti (2026), que deriva los determinantes de los niveles de equilibrio del TCR desde las condiciones productivas domésticas, y la literatura de elasticidades —analizada en la siguiente subsección—, que cuantifica las restricciones que la estructura interna impone al crecimiento vía balanza de pagos. Lo que este trabajo se propone aportar es una dimensión simétrica y complementaria: cómo un *shock* externo favorable puede, por su propia dinámica, desencadenar el mismo desenlace en términos de escasez de divisas. Una mirada exógena al ciclo,

donde la restricción no emerge del crecimiento sino del flujo de divisas que el mercado internacional impone sobre los precios relativos domésticos.

2.2. La literatura internacional de *commodity currencies*

La literatura internacional ha establecido con solidez que los *shocks* positivos de términos del intercambio tienden a generar apreciación real en países exportadores de *commodities*. Chen y Rogoff (2003) y Cashin et al. (2004) documentaron el fenómeno de las *commodity currencies*: el ingreso de divisas abarata el tipo de cambio y encarece los no transables. Sahay et al. (2002), al construir índices de precios de exportación para 58 países, encontraron cointegración con causalidad de largo plazo desde los precios hacia el TCR. Estudios posteriores para América Latina confirman esta regularidad (Aizenman et al., 2011, 2012). Para Argentina, Ahumada y Cornejo (2015) confirman la sensibilidad del TCR a los precios de exportación en el largo plazo.

Esta literatura establece el primer eslabón del mecanismo con evidencia comparada y sólida. Sobre esa base, queda espacio para integrar la dinámica posterior a la apreciación: cómo se expande la absorción importadora, con qué velocidad se corrige el TCR cuando el *shock* termina, y qué consecuencias estructurales deja cuando el ciclo se prolonga. Esa integración es uno de los aportes que este trabajo propone.

2.3. Restricción externa y elasticidades del comercio

Un conjunto importante de trabajos empíricos analiza la restricción externa a través de las elasticidades del comercio exterior, operacionalizando la Ley de Thirlwall. Para Argentina, Fares y Zack (2018) estiman elasticidades agregadas y sectoriales y muestran cómo la estructura productiva condiciona la relación entre crecimiento e importaciones. Zack y Valle (2016) desagregan por socio comercial. Catelén (2025), en el estudio más reciente y metodológicamente riguroso disponible, analiza las implicaciones cíclicas de la restricción de balanza de pagos en Argentina entre 1930 y 2018 usando un VAR estructural, y encuentra que los *shocks* de términos del intercambio tienen efectos significativos y persistentes sobre el PIB, la balanza comercial y los salarios reales.

Esta literatura documenta con rigor estadístico las regularidades que la teoría predice y constituye un piso empírico sólido para el análisis del comercio exterior argentino. Una extensión natural sobre ese piso —que este trabajo desarrolla— es considerar

que las elasticidades pueden tener un componente endógeno: los ciclos de apreciación cambiaria pueden modificar el patrón de absorción importadora durante el propio ciclo. Esa endogeneidad es uno de los rasgos que la noción de restricción interna busca capturar.

2.4. *Pass-through* cambiario e implicancias para la estructura de precios

La literatura sobre *exchange rate pass-through* (ERPT) provee las claves sobre la transmisión interna de los *shocks* cambiarios. Tres regularidades son robustas: el *pass-through* a precios de importación es alto pero incompleto; el traslado a inflación del consumidor es menor y más lento; y un menor nivel inflacionario de base reduce el *pass-through* (Taylor, 2000; Campa y Goldberg, 2005). Para Argentina, Barberis (2021) encuentra que la transmisión es no lineal y asimétrica, con mayor intensidad en episodios de depreciación que de apreciación. Hernández (2023) confirma un traspaso parcial y rezagado, mediado por salarios y brecha de producto. Montes-Rojas (2019) refina esa evidencia empleando funciones impulso-respuesta de cuantiles multivariados sobre el período 2004–2018: muestra que la respuesta media estimada con un VAR convencional resulta inadecuada para producto e inflación porque suaviza una heterogeneidad sustantiva, en la que los efectos relevantes se concentran en los cuantiles extremos y dependen del estado de la economía. La asimetría del *pass-through* argentino no es solo de signo —depreciación vs. apreciación— sino también de régimen.

Este conjunto de evidencia tiene una implicancia que vale la pena desarrollar explícitamente: si la apreciación transmite abaratamiento de manera incompleta y gradual, el vector de precios internos absorbe parcialmente cada período de tipo de cambio barato, acumulando tensiones que dificultan la corrección posterior. Un refuerzo adicional proviene de la literatura de *invoice currency*: Gopinath et al. (2020) documentan que los bienes transables se cotizan predominantemente en dólares con independencia del país de producción —el denominado “Dominant Currency Paradigm”— lo que implica que las variaciones en los precios internacionales de exportación se transmiten al TCR de manera directa, sin la intermediación de precios en moneda local que atenuaría el canal. Este resultado refuerza el mecanismo de *pass-through inverso* propuesto en este trabajo: la ausencia de fijación de precios en moneda doméstica hace que el exceso de oferta de divisas generado por $EP_t > 0$ —donde EP_t denota el efecto precio

de las exportaciones, definido formalmente en la Sección 5— opere con mayor inmediatez sobre el precio relativo del dólar.

2.5. El espacio que ocupa este trabajo

Lo que este trabajo busca articular es la cadena completa: *shock* de precio externo → apreciación real sostenida → expansión de importaciones → fragilidad estructural cuando el ciclo se revierte. Ese es el mecanismo que proponemos documentar bajo el concepto de restricción interna. La contribución no se opone a la restricción externa —que la literatura argentina ha documentado con rigor— sino que muestra un camino simétrico e inverso por el que la economía argentina llega al mismo resultado: escasez de divisas, endeudamiento externo e inestabilidad. Un camino que, paradójicamente, comienza en la bonanza y no en el déficit.

La restricción interna es conceptualmente distinta de tres mecanismos con los que podría confundirse. En primer lugar, la *enfermedad holandesa* en su formulación moderna (Corden y Neary, 1982) predice que la bonanza de recursos aprecia el tipo de cambio real y genera recesión industrial por pérdida de competitividad de los sectores transables no primarios. El mecanismo opera en economías donde la industria manufactura bienes exportables que compiten en divisas. En el caso argentino, la industria provee mayoritariamente al mercado interno: la apreciación no genera recesión en el corto plazo sino auge, precisamente porque abarata los insumos importados y expande el poder de compra real. El problema no es la desindustrialización durante el auge sino la fragilidad que se acumula cuando el vector de precios internos se reorganiza en torno a un tipo de cambio que no es sostenible. La restricción interna no es *Dutch disease*: es, en todo caso, su opuesto dinámico —el costo que se paga *después* de la bonanza, no durante.²

La distinción no es solo conceptual: tiene contenido empíricamente discriminable. El modelo de enfermedad holandesa predice que durante la fase de apreciación la actividad industrial se contrae, porque la pérdida de competitividad en divisas erosiona la rentabilidad del sector transable no primario. La restricción interna predice lo contrario: en una economía donde la industria provee mayoritariamente

²La distinción analítica entre economías primario-exportadoras con sector manufacturero orientado al mercado interno y economías con industria exportadora está formalizada en Razmi, Rapetti y Skott (2012), quienes muestran que en las primeras el tipo de cambio real no ejerce el mismo efecto negativo sobre el empleo industrial que predice la enfermedad holandesa, precisamente porque el canal de competitividad en divisas es marginal. Esta condición estructural es la que habilita el mecanismo de restricción interna propuesto en este trabajo.

al mercado doméstico, la apreciación abarata insumos importados, expande el poder de compra real y genera auge, no recesión. El período 2003–2011 es la evidencia discriminante: Argentina combinó apreciación cambiaria sostenida con crecimiento del producto, expansión del empleo industrial y suba del salario real. Esa trayectoria es incompatible con la predicción de enfermedad holandesa y es exactamente lo que la restricción interna anticiparía: la economía no sufrió durante la bonanza, sino después, cuando el vector de precios internos formado durante el auge se volvió insostenible. La evidencia empírica disponible confirma esta lectura. Puyana y Constantino (2013) analizan el período 2003–2012 y concluyen que el sector manufacturero argentino no exhibió la contracción de empleo ni de producción que la teoría de EH predice para la fase alcista: la absorción de mano de obra industrial creció de manera sostenida durante todo el ciclo del boom sojero. Ferraro y O’Connor (2022) confirman ese resultado para un período más amplio (2003–2019) y concluyen que el boom de soja y sus derivados no causó enfermedad holandesa en Argentina. En igual sentido, Muñoz et al. (2023) estiman un VAR para Argentina y Chile (2003–2019) y encuentran que no existe evidencia suficiente para afirmar que Argentina sufrió enfermedad holandesa durante el ciclo de altos precios de *commodities*. Que la apreciación cambiaria haya ocurrido de forma contemporánea al auge exportador —como documenta este trabajo— sin generar la contracción industrial que EH predice, es evidencia directa de que el mecanismo relevante no es el de Corden-Neary, siendo un eje principal de este trabajo encontrar una explicación alternativa.

En segundo lugar, la literatura de *sudden stops* (Calvo, 1998; Calvo et al., 2004) documenta reversiones abruptas en los flujos de capital que precipitan crisis externas en economías emergentes. Los *sudden stops* son fenómenos del lado financiero: la restricción interna es un mecanismo del lado real. El ciclo de restricción interna comienza antes del *sudden stop* —en el período de abundancia de divisas comerciales— y lo que el *sudden stop* precipita es la etapa de fractura de un proceso de apreciación que ya estaba en marcha. Ambos mecanismos pueden coexistir y amplificarse mutuamente, pero son analíticamente independientes.

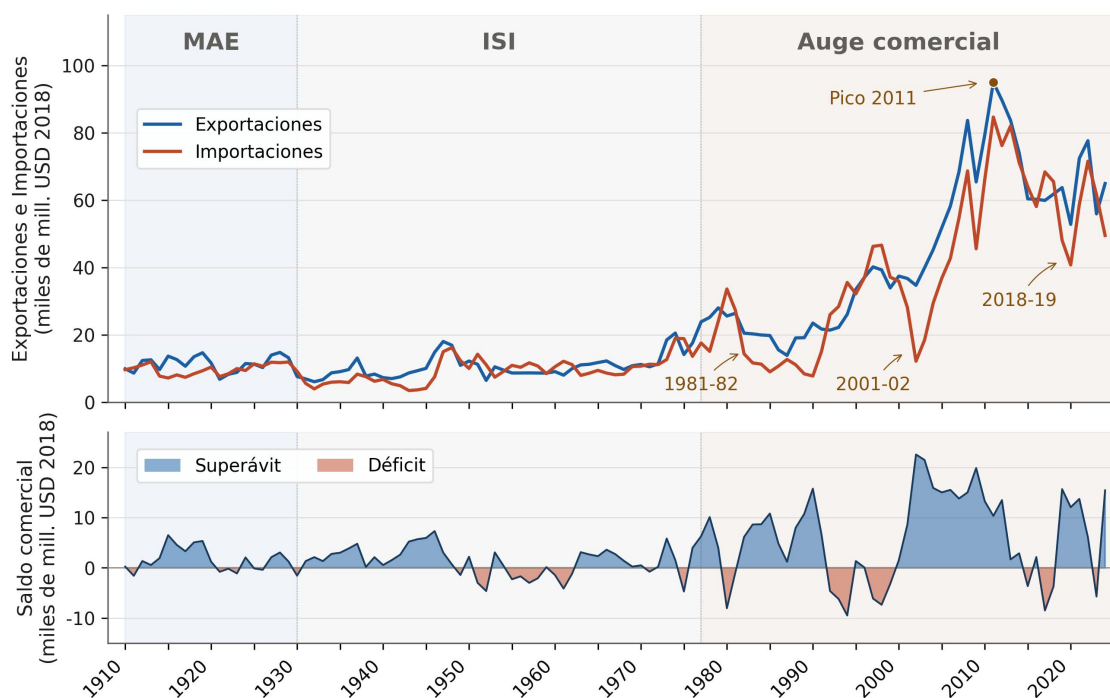
En tercer lugar, los modelos de *boom-bust cycles* (Tornell y Lane, 1999; Kaminsky, 2010) describen la dinámica de expansión-contracción asociada a ciclos de crédito y flujos de capital. La restricción interna comparte la asimetría dinámica de los boom-bust pero su origen es distinto: no son los flujos de capital sino los flujos

de divisas comerciales vinculados al precio internacional de los exportables. Esa distinción tiene consecuencias empíricas: el mecanismo de restricción interna es verificable con datos de comercio exterior y tipo de cambio real sin necesidad de datos de flujos financieros, y su persistencia —documentada aquí para 21 años consecutivos tras el ciclo 2001–2012— excede la duración típica de los ciclos de crédito.

3. El saldo comercial en el largo plazo

El Gráfico 2 presenta la evolución del comercio exterior argentino desde 1910 hasta 2024: exportaciones, importaciones y saldo comercial, todos en miles de millones de dólares reales de 2018. Lo primero que salta a la vista es la ruptura estructural que ocurre hacia principios de la década de 1970. Hasta ese momento, las dos curvas —exportaciones e importaciones— se mueven en niveles bajos y relativamente estables, en un rango que raramente supera los 20 mil millones de dólares anuales. Esa primera mitad de la serie corresponde al cierre del modelo agroexportador clásico (MAE) y a toda la etapa de Industrialización por Sustitución de Importaciones (1930–principios de 1970): un período de comercio exterior modesto en términos absolutos, pero de notable estabilidad relativa.

Gráfico 2. Exportaciones, importaciones y saldo comercial. 1910–2024.
En miles de millones de dólares reales de 2018.



Fuente: elaboración propia en base a INDEC, CEPED, Fundación Norte y Sur, BCRA y FRED.

Lo que ocurre después de 1970 es de otra naturaleza. El salto es evidente a simple vista: los niveles se multiplican y la volatilidad se dispara. La media del comercio exterior entre 1973 y 1985 rondaba los 20 mil millones de dólares reales; en los noventa creció más de un 55% hasta los 30 mil millones; en los años 2000 alcanzó picos de 90 mil millones con una media de 55 mil millones. No es solo que el comercio creció: es que Argentina entró en un régimen cualitativamente distinto, con *shocks* de mayor amplitud, mayor frecuencia y mayor duración.

Mirando con más detenimiento la dinámica de las importaciones, aparece un rasgo visual que el gráfico expone con claridad: las importaciones suben gradualmente durante las fases de bonanza y caen abruptamente en los ajustes. Esa asimetría no es casual. Es la huella visual del ciclo plástico-fractura que se analiza más adelante: durante el auge, el tipo de cambio apreciado abarata los bienes importados y la absorción crece de forma suave y sostenida; cuando el ajuste llega —1981–82, 2001–02, 2018–19— la caída es brusca, contractiva, y se lleva por delante producción, empleo e ingresos.

El segundo rasgo notable es la dinámica del saldo comercial. Aunque se compone de dos variables de alta volatilidad, la brecha entre exportaciones e importaciones es llamativamente estable en términos proporcionales a lo largo del siglo. El saldo oscila, se amplía durante los *booms* de *commodities* y tiende a cerrarse en los períodos de corrección. Desde Hume (1752) sabemos que los sistemas monetarios abiertos tienen mecanismos de ajuste que tienden a equilibrar el balance externo: cuando ingresan divisas, los precios relativos se modifican, las importaciones suben y el superávit se erosiona; cuando las divisas escasean, el proceso se invierte.

Los tests de estacionariedad formalizan esta intuición visual. Las pruebas ADF y KPSS muestran que el saldo comercial no es estacionario en niveles: arrastra la memoria de *shocks* pasados y no converge automáticamente a cero. Pero al considerar la primera diferencia —las variaciones interanuales— la serie se vuelve estacionaria: aunque los niveles absolutos exhiben rupturas y tendencias, los cambios anuales muestran una dinámica regular en torno a una media estable. Esa estacionariedad en diferencias es la expresión estadística del mecanismo estabilizador que el gráfico sugiere: el saldo se desplaza, pero tiene fuerzas de corrección que lo contienen.

3.1. La dinámica expo-impó y el mecanismo de corrección

Las pruebas de raíz unitaria (ADF y KPSS) muestran que tanto exportaciones como importaciones son integradas de primer orden: no estacionarias en nivel, pero estacionarias en su primera diferencia. El test de Johansen detecta un vector de cointegración ($r = 1$), con una relación prácticamente uno a uno: $\log(\text{Importaciones}) \approx 0,98 \cdot \log(\text{Exportaciones}) + c$.

Ese coeficiente unitario es más informativo de lo que parece. Significa que en el largo plazo, por cada punto porcentual de crecimiento en las exportaciones, las importaciones crecen en la misma proporción. Las dos curvas que el gráfico muestra moviéndose juntas a lo largo de un siglo no lo hacen por casualidad: existe una trayectoria conjunta que condiciona estructuralmente la capacidad de importar a la capacidad de exportar. Este resultado está en línea con la tradición estructuralista y con la Ley de Thirlwall.

Los tests de causalidad de Granger establecen una relación de antecendencia temporal asimétrica:

- Exportaciones \rightarrow Importaciones: antecendencia clara ($p < 0,001$ en todos los rezagos)
- Importaciones \rightarrow Exportaciones: no significativa ($p > 0,4$ en todos los rezagos)

La causalidad de Granger es una relación de antecendencia y poder predictivo, no causalidad en sentido estructural: lo que muestra es que los rezagos de las exportaciones contienen información sobre las importaciones por encima de la que aportan los propios rezagos de importaciones, no a la inversa. La afirmación más fuerte —que las exportaciones son exógenas al saldo comercial— requiere apoyarse en otros dos elementos: el test formal de exogeneidad débil, y el argumento estructural de que la economía argentina es tomadora de precios en los mercados internacionales de los bienes que exporta, lo que torna implausible que su demanda doméstica de importaciones determine los flujos exportadores.³ En términos económicos: el saldo comercial no es el resultado de un proceso simétrico donde ambas variables se ajustan mutuamente, sino una dinámica asimétrica donde las exportaciones fijan el nivel y las importaciones se acomodan a ese techo.

³La causalidad de Granger (1969) es una relación de antecendencia temporal con contenido predictivo: X *causa-Granger* a M si los rezagos de X mejoran la predicción de M por encima de los propios rezagos de M . La interpretación causal en sentido estructural requiere supuestos adicionales que el test no provee.

Estimaremos un Modelo de Corrección de Errores Vectoriales (VECM) para cuantificar la velocidad del ajuste de las importaciones a las exportaciones. El coeficiente de corrección de errores indica que las importaciones reaccionan en promedio a un 38% de la desviación anual ($\hat{\alpha} = -0,380$, $p < 0,001$): en poco más de un año se absorbe la mitad de cualquier desvío respecto al techo fijado por las exportaciones (*half-life*: 1,45 años). El coeficiente equivalente para las exportaciones no es significativo ($\hat{\alpha}' = 0,002$, $p = 0,978$): este es el test formal de exogeneidad débil de Engle, Hendry y Richard (1983) en un sistema cointegrado. Que las exportaciones no ajusten al desequilibrio de largo plazo significa que pueden tratarse como exógenas para los parámetros de la relación de cointegración, lo que valida la asimetría del sistema. La dinámica completa del VECM se reporta en el Cuadro A5b del Anexo metodológico, junto con los diagnósticos de residuos.

La robustez de este mecanismo a lo largo del período analizado se verifica mediante tests de estabilidad estructural. Los tests de Chow aplicados en los dos principales quiebres de régimen de la historia argentina —1970, año de cierre del modelo de industrialización por sustitución de importaciones, y 2002, año de salida de la Convertibilidad— no detectan cambio estructural en la relación exportaciones-importaciones ($F_{1970} = 0,027$, $p = 0,97$; $F_{2002} = 0,055$, $p = 0,95$).⁴ El algoritmo de búsqueda de quiebres de Bai-Perron identifica como punto de ruptura óptimo el año 1947 —en el centro del período de mayor cierre comercial de la economía argentina— con un test de Chow marginalmente significativo al 10% pero no al 5% ($F = 2,63$, $p = 0,08$). La lectura conjunta de estos resultados confirma que la relación estructural entre exportaciones e importaciones es estable a lo largo del período 1910–2024 y no es artefacto de ningún subperíodo específico.

La lectura conjunta de estos resultados configura un patrón de regulación estructural que el gráfico hace visible a lo largo de todo el período. Las exportaciones determinan la disponibilidad de divisas —son la variable independiente del saldo comercial. Las importaciones se ajustan a ese techo con una velocidad de corrección del 38% anual. El saldo tiende a cerrarse porque existe esa fuerza de corrección vía importaciones: no por decisión de política, sino como reacción de mercado.

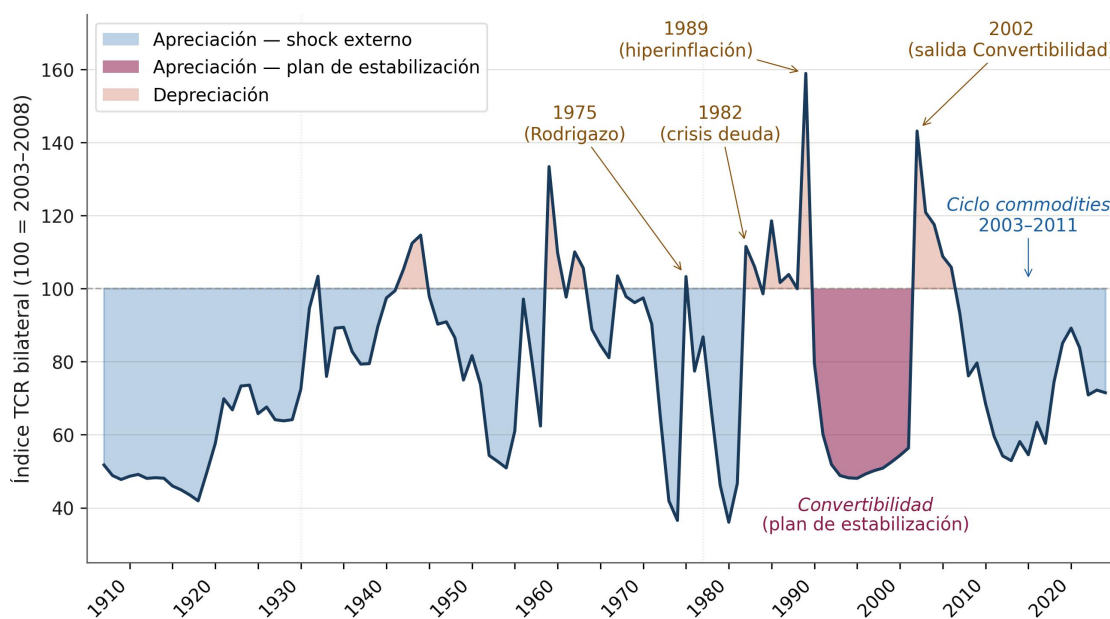
⁴El test de Chow evalúa la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros de la relación $\log(M) = \alpha + \beta \log(X)$ en el punto de quiebre especificado. La no significancia en ambos casos indica que los coeficientes son estadísticamente indistinguibles entre subperíodos.

Este patrón encuentra coincidencia en la evidencia internacional. Rincón (1999) documenta mecanismos similares para Colombia y Campa y Goldberg (2005) para economías abiertas en general, lo que sugiere que la dinámica expo-impo no es una particularidad argentina sino un rasgo estructural de economías pequeñas y abiertas con sector exportador primario dominante.

4. El tipo de cambio real como vehículo de ajuste

La sección anterior documentó que las exportaciones lideran causalmente la dinámica del saldo comercial y que las importaciones se ajustan a ese techo con una velocidad de corrección del 38% anual. Lo que resta explicar es el mecanismo por el cual ese ajuste ocurre. El Gráfico 3 —el índice de tipo de cambio real (ITCR) para el período 1907–2024— ofrece la primera pista: el TCR es una variable distinta de todas las demás analizadas hasta aquí.

**Gráfico 3. Índice de tipo de cambio real bilateral.
1907–2024. 100 = 2003–2008.**



Fuente: elaboración propia en base a BCRA, INDEC y BLS.

Mientras que exportaciones e importaciones son integradas de primer orden —acumulan los efectos de *shocks* pasados, siguen tendencias, no convergen a ningún nivel de referencia—, el TCR es estacionario en niveles. Orbita en torno a una media. Presenta máximos y mínimos recurrentes. No sigue trayectorias explosivas

sino cíclicas, con retornos sistemáticos a un nivel de largo plazo.⁵ Esa propiedad estadística tiene una interpretación económica precisa: el TCR no es una variable que se mueva con el crecimiento de largo plazo, sino una variable de ajuste. Cuando el saldo comercial se desplaza de su equilibrio —por un *shock* de exportaciones, por una apreciación sostenida, por un ciclo de endeudamiento—, el TCR es el mecanismo que lo corrige.

El gráfico confirma visualmente lo que los tests estadísticos establecen. Hay períodos prolongados de apreciación real —la Convertibilidad (1990–2001) y el ciclo posterior al *boom* de *commodities* (2008–2018), ambos de más de una década de duración— seguidos de correcciones abruptas. Y hay episodios puntuales de depreciación aguda en los que el ITCR cruza el nivel de paridad: 1959, 1975, 1982, 1989 y 2002. La asimetría temporal es marcada: las cinco mayores correcciones depreciatorias se concentran en un único año cada una, con saltos de entre 60 y 87 puntos del índice, mientras que las apreciaciones se construyen gradualmente a lo largo de una década o más. La ciclicidad es la firma estadística de la estacionariedad: el ITCR cruzó el nivel 100 veinte veces en el período analizado, retornando a la paridad en promedio cada seis años. La asimetría visual —apreciaciones graduales, depreciaciones bruscas— anticipa el argumento que se desarrolla en las secciones siguientes.

El gráfico distingue dos tipos de apreciación con sombreados diferenciados. Las apreciaciones en área azul corresponden al mecanismo analizado en este trabajo: las que se derivan de *shocks* de precios externos favorables. El episodio de la Convertibilidad (1991–2001), en cambio, aparece sombreado en violeta: esa apreciación responde a la dinámica propia de los planes de estabilización, no a *shocks* de precios externos. Palazzo et al. (2023) documentan que la apreciación cambiaria real es un resultado sistemático y prácticamente inevitable de los programas de estabilización en América Latina, independientemente del ancla utilizada. El presente trabajo no analiza ese mecanismo —que tiene su propia dinámica y literatura— sino que se concentra en las apreciaciones originadas en *shocks* externos.

⁵La estacionariedad del ITCR bilateral peso/USD es confirmada por ADF ($\tau = -4,243$, significativo al 1%) y KPSS ($\eta = 0,167$, no rechaza estacionariedad al 5%). Véase el Anexo metodológico, Cuadro A2.

4.1. Interacción exportaciones, importaciones y tipo de cambio real

Dado que exportaciones e importaciones son integradas de primer orden y el TCR es estacionario en niveles, las series tienen órdenes de integración distintos. Eso veda el uso de la cointegración estándar para las tres variables conjuntas y exige un enfoque ARDL, que admite mezclas de series $I(0)$ e $I(1)$. La especificación óptima, seleccionada por criterio de Akaike sobre el espacio de especificaciones $ARDL(p,q,r)$ con $p, q, r \in \{1, 2, 3, 4\}$, es $ARDL(2,0,1)$.⁶ La estimación confirma una relación de largo plazo entre las tres variables.

Los coeficientes de largo plazo son los esperados. La elasticidad de importaciones respecto a exportaciones es prácticamente uno a uno ($\hat{\beta}^{LR} = 0,99$), reforzando la relación de cointegración documentada en la sección anterior: la capacidad de importar está condicionada estructuralmente por la capacidad de exportar. El coeficiente del TCR ($\hat{\gamma}^{LR} = -0,37$) indica que las apreciaciones reales aumentan sistemáticamente la absorción importadora —cada punto porcentual de apreciación real genera un incremento del 0,37% en las importaciones. El término de corrección de errores ($\hat{\alpha}^{ECM} = -0,41$) señala que alrededor del 41% de cualquier desequilibrio se corrige en un año, con un *half-life* de 1,6 años, consistente con los resultados del VECM de la sección anterior.

En el corto plazo, la dinámica es igualmente clara. Las variaciones de exportaciones impulsan directamente las importaciones ($\approx 0,41$), y las apreciaciones reales también las estimulan de forma inmediata ($\approx -0,38$). Lo que el modelo de corto plazo muestra es que el TCR no actúa solo en el largo plazo como variable de equilibrio: actúa en el mismo año en que se produce el *shock*.

La estabilidad de estos coeficientes se verifica además mediante regresiones en ventanas móviles de 20 años sobre el período completo. El coeficiente de exportaciones presenta signo positivo en el 90,6% de las ventanas y resulta estadísticamente significativo al 5% en el 69,8% de ellas. El coeficiente del ITCR presenta signo negativo en el 90,6% de las ventanas y es significativo en igual proporción. En los tres períodos más recientes —2000–2009, 2010–2019 y 2020–2024— ambos coeficientes exhiben el signo esperado con valores próximos a

⁶La especificación $ARDL(2,0,1)$ incluye dos rezagos de importaciones, el valor contemporáneo de exportaciones y un rezago del ITCR. Los coeficientes estimados completos se reportan en el Cuadro A6 del Anexo metodológico.

los de largo plazo, lo que indica que el mecanismo opera con mayor regularidad en la era de mayor apertura comercial.

La lectura conjunta de los coeficientes de largo y corto plazo tiene una implicancia directa: la apreciación cambiaria real no es solo un efecto secundario del auge exportador, sino un canal activo de transmisión que amplifica el impacto de los *shocks* externos sobre la absorción importadora. Ese canal es el núcleo del mecanismo de restricción interna que se formaliza en la sección siguiente.

La estrategia empírica empleada descompone el problema en dos sistemas separados: un ARDL para la relación entre importaciones, exportaciones y TCR (esta sección) y un VAR bivariado para la transmisión efecto precio–TCR (sección siguiente). Esta separación es una elección de diseño: cada bloque captura un eslabón distinto de la cadena causal a su frecuencia natural, con identificación más limpia que la que admitiría un sistema completo. La endogeneidad parcial del TCR —que la sección siguiente documenta como respuesta contemporánea al efecto precio— no se ignora; se modela en el bloque correspondiente. Un sistema multivariado completo que incorpore variables como producto, salarios y márgenes constituiría una extensión natural, pero requiere supuestos de identificación que la descomposición en bloques evita.

4.2. El vínculo entre el precio de las exportaciones y el tipo de cambio real

Las secciones anteriores establecieron que el TCR es la variable de ajuste del saldo comercial. Lo que resta documentar es el mecanismo por el cual el precio internacional de las exportaciones mueve ese ajuste. Ese es el eslabón que completa la cadena causal propuesta: *shock* de precio externo → apreciación real → expansión de importaciones → erosión del superávit.

Se trabaja con una serie anual del efecto precio de las exportaciones (1910–2024) y con el índice bilateral de TCR (1910–2024). Ambas series son estacionarias en niveles — $I(0)$ —, lo que habilita un VAR bivariado en niveles para modelar su interacción dinámica. El resultado central es la correlación contemporánea entre $\Delta \log(ITCR)$ y el efecto precio: $r = -0,281$ ($t = -3,10$, $p = 0,003$). Negativa y estadísticamente significativa: las mejoras de precios internacionales coinciden contemporáneamente con apreciaciones reales, y las caídas con depreciaciones. Lo que no era evidente es la estructura temporal: el máximo de correlación cruzada se da en el mismo año, sin

rezagos significativos en ninguna dirección. El mercado cambiario argentino procesó los *shocks* externos de precios dentro del mismo año en que se producen.

4.3. Relaciones intertemporales

Los tests de causalidad de Granger confirman lo que la correlación cruzada sugiere: ni los precios anticipan al TCR en períodos anteriores, ni el TCR anticipa a los precios ($p > 0,39$ en todas las direcciones y rezagos). No hay antecendencia rezagada en ninguna dirección. El ajuste cambiario es contemporáneo al *shock*, no un proceso de varios períodos.

Este resultado tiene implicancias que van más allá de la especificación técnica. El canal no es expectativas ni política económica anticipatoria: es el flujo de divisas mismo. Cuando ingresan más dólares por efecto precio —sin que haya nueva producción que los respalde—, la oferta relativa de divisas sube, su precio relativo cae, y el TCR aprecia. El proceso opera por oferta y demanda, dentro del mismo año calendario. Esta es la razón por la que Chen y Rogoff (2003) documentan que en las economías exportadoras de *commodities* es el precio de exportación —y no el volumen— el que predice el tipo de cambio real: el precio representa ingreso de divisas sin contrapartida productiva interna, lo que genera un exceso de oferta cambiaria que el mercado resuelve vía apreciación.

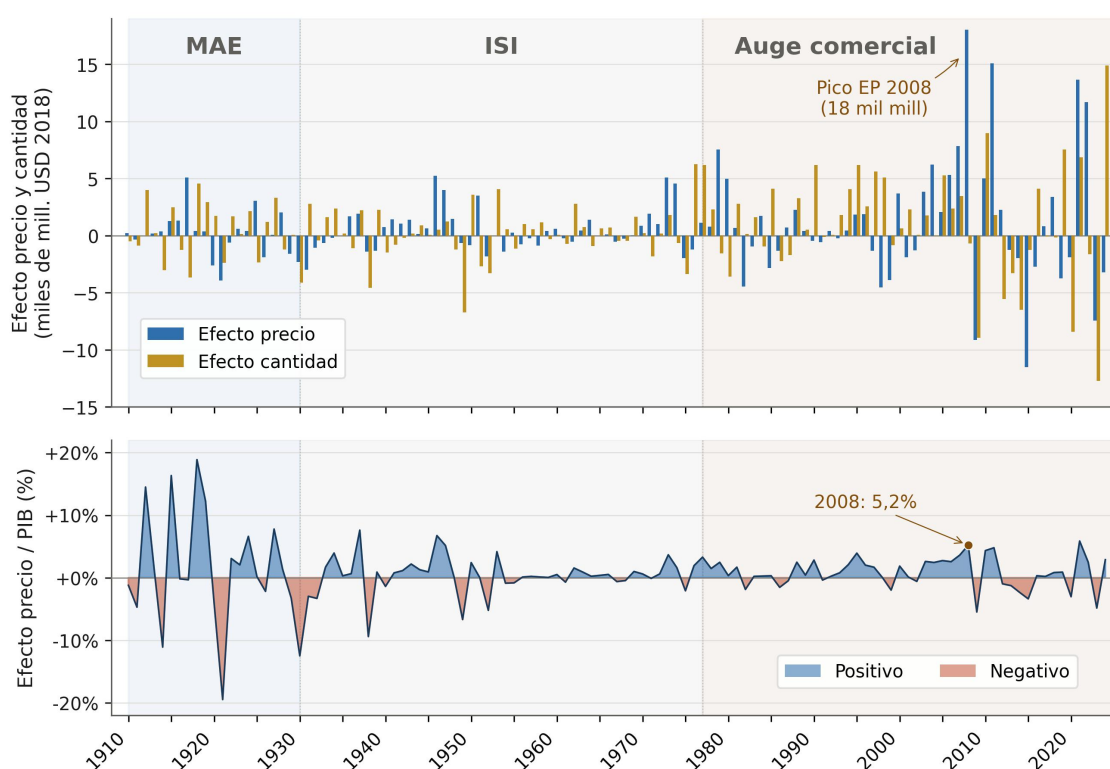
El algoritmo de Bai-Perron detecta un quiebre estructural significativo al 5% en la relación $\Delta \log(\text{ITCR})-EP$ en el año 1986 ($F = 4,52$, $p = 0,013$). Este resultado es consistente con la narrativa histórica: el período 1987–1990 corresponde a la hiperinflación argentina, episodio en que la dinámica del tipo de cambio estuvo dominada por expectativas inflacionarias domésticas antes que por el flujo de divisas comerciales. Fuera de ese episodio, el vínculo contemporáneo documentado es estable, lo que refuerza la interpretación propuesta: la transmisión opera por oferta y demanda de divisas, un mecanismo que se interrumpe transitoriamente cuando la dinámica monetaria doméstica desplaza al mercado cambiario como formador de precios.

El mecanismo completo puede ahora enunciarse: los *shocks* positivos de precios generan mayor ingreso de divisas, que aprecia el TCR, que abarata las importaciones, que expande la absorción importadora y erosiona el superávit. Los *shocks* negativos operan en sentido inverso. La magnitud moderada de la correlación ($-0,28$) indica que la compensación es parcial —el TCR no absorbe la totalidad del *shock* de

precios—, lo que deja espacio para otros canales de ajuste: efecto riqueza, política económica, financiamiento externo.

El Gráfico 4 descompone la evolución de las exportaciones en sus dos componentes. El panel superior muestra el efecto precio (EP_t) y el efecto cantidad (EQ_t) en miles de millones de dólares de 2018; el panel inferior expresa el efecto precio como porcentaje del producto. La lectura conjunta revela una asimetría histórica que el saldo acumulado del Gráfico 5 documentará con mayor precisión.

Gráfico 4. Efecto precio (EP_t) y efecto cantidad (EQ_t) de las exportaciones (panel superior, en millones de dólares de 2018). Efecto precio valorizado (panel inferior, en porcentaje del producto). Argentina, 1910–2024.



Fuente: elaboración propia en base a INDEC, CEPED, Fundación Norte y Sur, BCRA y FRED.

En magnitud relativa, los picos más intensos se concentran paradójicamente en el modelo agroexportador clásico: el 30% de los años entre 1910 y 1929 registraron un efecto precio superior al 5% del PIB, con máximos de 18,9% en 1918 y 16,3% en 1915. Durante toda la fase de *boom* comercial (1977–2024), solo dos años superan ese umbral: 2008 (5,2%) y 2021 (5,9%). Sin embargo, esa diferencia se invierte cuando se examina la persistencia: los picos del MAE eran esencialmente volátiles—a un año de bonanza solía seguirle uno de pérdida que lo compensaba—, mientras que el ciclo 2003–2008 acumuló seis años consecutivos de efecto precio positivo, con una suma de 43 mil millones de dólares—más del doble de la mejor racha del MAE

(1912–1919)—. Esa persistencia, antes que la magnitud anual, es lo que define la novedad estructural del fenómeno reciente.

En suma, el TCR es el resorte mediante el cual la economía argentina internaliza los *shocks* externos de precios. Reacciona en tiempo real, opera de forma contemporánea al *shock*, y corrige desbalances comerciales en ambas direcciones. En los períodos de bonanza, esa reacción genera trayectorias de apreciación que, si se prolongan, se vuelven estructuralmente costosas de revertir. Ese es el núcleo del mecanismo de restricción interna que este trabajo documenta.

5. La restricción interna

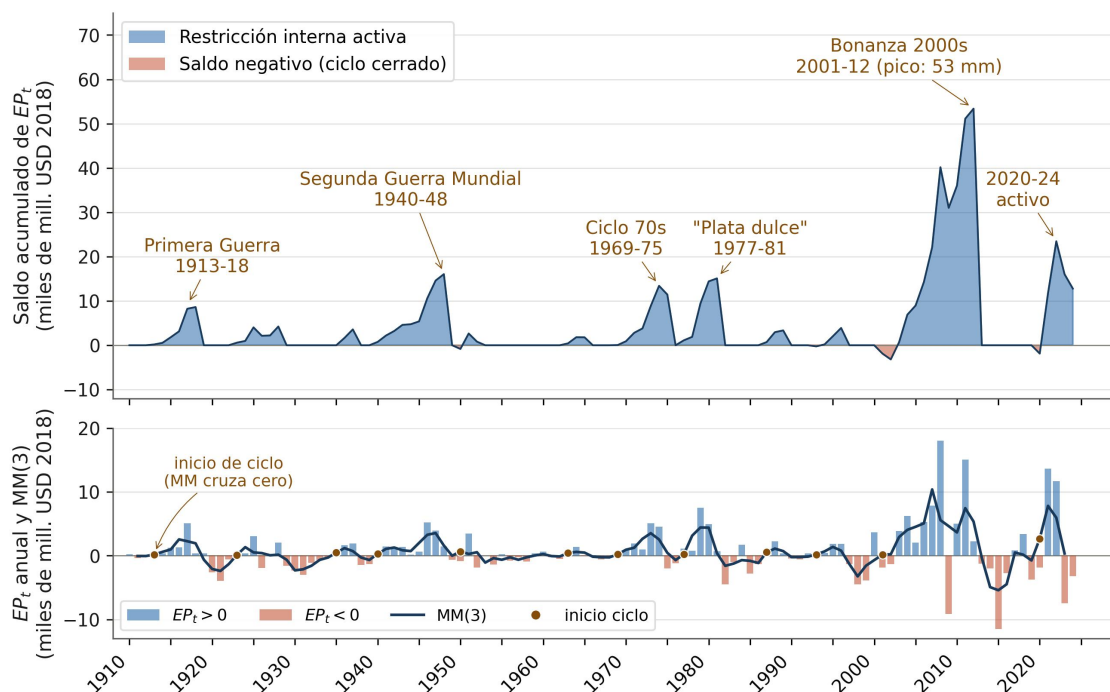
La evidencia de las secciones anteriores configura un patrón coherente: las exportaciones lideran el saldo, las importaciones se ajustan, y el TCR es el vehículo de ese ajuste. Lo que la literatura existente no había integrado en una cadena causal es el tercer eslabón: qué ocurre cuando un *shock* de exportaciones es lo suficientemente prolongado como para alterar no solo el saldo comercial sino los niveles de equilibrio internos. La evidencia presentada hasta aquí — el ajuste del VECM, los coeficientes del ARDL, la correlación contemporánea ITCR–efecto precio — describe la mecánica del ajuste año a año. La pregunta que resta es cuánto pesa ese ajuste cuando se acumula a lo largo de un ciclo completo.

El Gráfico 5 responde esa pregunta. La variable representada en el panel superior es el *saldo neto de efecto precio* acumulado dentro de cada ciclo alcista, $\sum_{s=t_0+1}^t EP_s$, donde t_0 es el año de inicio de cada ciclo identificado. La identificación sigue el Método A descrito en el Anexo A.10: se calcula la media móvil trianual centrada de EP_t , un ciclo arranca cuando esa media cruza de negativo a positivo y cierra cuando vuelve a cruzar a negativo, con duración mínima de tres años. El saldo se reinicia con cada nuevo ciclo y queda apagado en los períodos entre ciclos. El área azul indica los años en que el saldo acumulado es positivo —la restricción interna está activa porque los precios del ciclo aún superan los del año base—; el área roja indica los pocos casos en que el saldo se vuelve negativo dentro del propio ciclo. El panel inferior muestra los insumos del algoritmo: las barras representan el EP_t anual (azul cuando es positivo, rojo cuando es negativo), la línea continua traza la media móvil trianual, y los puntos marcan los años en que esa media cruza el cero —es decir, los inicios de ciclo que el método detecta—. La lectura conjunta permite

seguir cómo se construye cada saldo acumulado del panel superior a partir de la dinámica año a año del precio externo.

Gráfico 5. Saldo neto de efecto precio por ciclo alcista y EP_t anual.

Argentina, 1910–2024. Panel superior: suma acumulada de EP_t desde el inicio de cada ciclo alcista. Panel inferior: EP_t anual (barras), media móvil trianual centrada (línea continua) y puntos de cruce de la media por cero que el algoritmo del Anexo A.10 toma como inicio de ciclo. En miles de millones de dólares de 2018.



Nota: Las áreas rojas dentro de un ciclo corresponden a años en los que el saldo acumulado todavía no se vuelve positivo: la media móvil trianual ya ha cruzado el cero y marca el inicio del ciclo, pero el EP_t del primer año puede ser aún negativo en términos puntuales. Esto ocurre en cinco años aislados (1950, 1993, 2001, 2002 y 2020) y no afecta la identificación de los ciclos.

Fuente: elaboración propia en base a INDEC, CEPED, Fundación Norte y Sur, BCRA y FRED.

La lectura histórica del gráfico transmite con inmediatez el argumento central de este trabajo. Antes de 1970, cada ciclo alcista generó un saldo acumulado de amplitud contenida: ninguno superó los 16.000 millones de dólares —techo alcanzado por el ciclo de la Segunda Guerra Mundial y posguerra (1940–1948)—, y todos cerraron en un plazo razonable, con un máximo de nueve años de duración. La lógica era acotada: las secuencias de precios externos favorables llegaban, alcanzaban un pico, y se retiraban dentro del mismo ciclo sin acumularse hasta umbrales que reorganizaran de manera duradera los precios relativos internos.

Lo que ocurre después de 1970 es cualitativamente distinto. Los ciclos crecen en magnitud —el de los años setenta (1969–1975) y la *plata dulce* (1977–1981) alcanzan saldos máximos de 13.400 y 15.100 millones respectivamente—, pero la diferencia

decisiva aparece con el ciclo 2001–2012: multiplica por más de tres el techo histórico, alcanzando un saldo neto de 53.400 millones de dólares contra los 16.000 del ciclo de posguerra que durante medio siglo había sido el máximo. La estructura cambia: ya no son ciclos acotados que llegan, alcanzan su pico y se retiran, sino una secuencia de magnitud inédita que reorganiza el sistema de precios relativos a una escala que ningún ciclo anterior había alcanzado.

Conviene aquí precisar una distinción que organiza el resto del análisis: el *ciclo de precios* y la *herramienta cambiaria* operan en planos distintos. El ciclo de precios es la secuencia de *shocks* externos —lo que el Gráfico 5 identifica como ciclo alcista—; la herramienta es el ITCR, la variable a través de la cual ese ciclo se traduce en reorganización de precios relativos internos. Cuando un ciclo de precios cierra —como ocurrió formalmente en 2012— la secuencia externa se retira, pero la herramienta no necesariamente vuelve a su posición previa: el ITCR mantuvo niveles fuertemente apreciados en los años posteriores al cierre del ciclo, con una media de 64 puntos entre 2013 y 2019 contra una media histórica de 77. Esa persistencia post-cierre es la huella estructural que las secciones precedentes documentan empíricamente, y que el resto de esta sección va a interpretar conceptualmente bajo el marco del ciclo plástico-fractura.

La serie cierra con un ciclo nuevo iniciado en 2020 que permanece activo en 2024 con un saldo acumulado de 12.800 millones de dólares, todavía lejos del techo de 23.500 alcanzado en 2022. Su trayectoria final dependerá de cómo se desenvuelva la próxima secuencia de precios externos.

El Cuadro 1 sistematiza los ciclos alcistas identificados a lo largo de la serie. La lectura por columnas revela tres regularidades que el Gráfico 5 ilustra pero que la tabla permite cuantificar con precisión. Primero, la duración de los ciclos muestra una tendencia creciente: los seis primeros no superan los nueve años, mientras que el ciclo 2001–2012 duplica ese umbral. Segundo, la columna de suma de nivel —que mide el ingreso acumulado de bonanza por encima del contrafactual a precios constantes— crece de manera no lineal con la duración: el ciclo 2001–2012 acumula 198.021 millones de dólares, más de cinco veces el siguiente ciclo por magnitud. Tercero, la brecha entre la suma de nivel y la suma de EP_t es sistemáticamente mayor cuanto más largo el ciclo —el carry-over que formaliza la Proposición 2—: para el ciclo de posguerra esa razón es de 2,3x; para el de 2001–2012, de 3,7x. Esta

Cuadro 1. Ciclos alcistas identificados.
Argentina, 1910–2024. Método A ($k = 3$, $\Delta t_{\min} = 3$).

Ciclo	Duración (años)	Pico de nivel (mill. USD 2018)	Suma nivel (mill. USD 2018)	Suma EP_t (mill. USD 2018)
1913–1918	6	3.529	8.858	8.618
1923–1928	6	3.275	9.793	4.232
1935–1937	3	3.131	5.225	3.577
1940–1948	9	9.345	36.923	16.044
1969–1975	7	9.435	24.731	11.445
1977–1981	5	4.712	11.094	15.086
1987–1989	3	2.002	3.646	3.350
1993–1996	4	1.057	1.098	3.900
2001–2012	12	41.493	198.021	53.379
2020–2024*	5	23.500	23.792	12.825

Nota: * Ciclo activo al cierre de la serie; la duración reportada no necesariamente representa la duración total. El ciclo 1950–1952 (3 años) presenta ganancia de nivel nula por el rápido crecimiento de cantidades que supera el precio favorable. La columna “Suma nivel” incluye solo años con $GL_t > 0$. Metodología de identificación en Anexo A.10.

Fuente: elaboración propia en base a INDEC, CEPED, Fundación Norte y Sur, BCRA y FRED.

progresión documenta que la restricción interna no solo crece con los *shocks* externos sino con la estructura temporal de su acumulación.

Dos lecturas de este resultado merecen subrayarse. La primera es que el saldo de EP acumulado es una *cota inferior* del verdadero peso de la restricción. La suma $\sum EP_s$ mide el diferencial de precios del año en que ocurrió, pero no captura que esos precios favorables se percibieron durante todos los años siguientes del ciclo mientras el nivel se mantuviera por encima de la base —el fenómeno de *carry-over* que formaliza la Proposición 2. Para el ciclo 2001–2012, la ganancia de nivel efectiva acumulada (calculada sobre la base del contrafactual de cantidades) fue de 198.021 millones de dólares: 3,7 veces el saldo de EP que el gráfico muestra.⁷ La segunda lectura es que el año 2009 —visible en el panel inferior como la barra roja más intensa del ciclo— no interrumpió la restricción: el EP_t fue de -9.155 millones, pero el saldo acumulado del ciclo se mantuvo en $+31.000$ millones. La caída anual no se trasladó al saldo acumulado. Lo que persistió fue la reorganización de precios relativos internos que los años de tipo de cambio favorable habían consolidado, y que como muestra la dinámica del ITCR no se revirtió ni siquiera tras el cierre formal del ciclo de precios en 2012.

⁷Por cada dólar que el saldo de EP acumulado registra como diferencial favorable, la economía percibió en realidad 3,7 dólares de bonanza de nivel. La diferencia es el *carry-over*: el ingreso que se obtiene cada año por mantener precios superiores a la base, que el EP_t anual no captura porque mide el incremento marginal respecto al año anterior, no la persistencia del nivel favorable.

5.1. El ciclo plástico y la fractura

A diferencia de la restricción externa clásica —que se activa desde adentro, cuando el crecimiento interno presiona sobre la capacidad de generar divisas—, la restricción interna opera desde afuera hacia adentro: son los *shocks* externos favorables los que, vía apreciación real sostenida, reorganizan los precios relativos internos y generan fragilidad estructural una vez que el ciclo se revierte. El ciclo tiene dos etapas claramente diferenciadas, asimétricas en dinámica y en signo económico: una *etapa plástica*, durante la cual la apreciación moldea la economía interna sin que el conflicto aparezca, y una *etapa de fractura*, en la que esa reorganización se vuelve insostenible y la corrección se torna contractiva. La primera determina la magnitud de la fragilidad acumulada; la segunda, el costo de resolverla. La distinción entre ambas no es solo descriptiva: cada una tiene su propio ritmo, sus propios canales de transmisión y su propia lógica económica, y comprender esa diferencia es la clave para entender por qué los ciclos posteriores a 1970 dejaron huellas estructurales que los anteriores no dejaron.

5.1.1. La etapa plástica

La etapa plástica es la fase favorable del ciclo. Comienza con el ciclo alcista de precios externos, se desarrolla mientras dura el *shock*, y deja como huella un sistema de precios relativos reorganizado en torno a un tipo de cambio apreciado. Es la etapa que en la percepción cotidiana —y en la lectura económica corriente— se asocia con la prosperidad: el salario real sube, las importaciones se abaratan, el consumo se expande, el aparato productivo encuentra demanda. Lo que el análisis aquí desarrollado aporta es la mirada sobre lo que ocurre por debajo de esa superficie: cada peso de auge presente es también un peso de ajuste futuro, porque los precios internos se están alineando con un dólar cuya cotización no es sostenible.

El motor del proceso es específicamente el efecto precio ($EP_t > 0$). Cuando lo que ingresa son divisas sin contrapartida productiva interna —porque el mismo volumen de exportaciones rinde más dólares que el año anterior, no porque la economía haya producido más—, esas divisas presionan a la baja el precio relativo del dólar. Un *shock* de cantidades ($EQ_t > 0$), en cambio, está respaldado por producción doméstica nueva que ya formó precio en moneda nacional antes de exteriorizarse: no tiene el mismo potencial apreciatorio porque viene acompañado del salario, los insumos y los márgenes que la generaron. La asimetría entre ambos canales —uno

apreciador, el otro neutral— es la razón por la cual los ciclos de *boom* de precios golpean a la economía de un modo cualitativamente distinto a los ciclos de expansión de cantidades.

Una vez que el ITCR baja, el ajuste no se queda quieto. Los importables se abaratan en términos relativos, lo cual eleva los salarios reales medidos en bienes y los márgenes de las empresas que utilizan insumos importados pero venden a precio interno. Parte de ese ahorro se traslada a la demanda de bienes no transables —construcción, servicios, comercio—, sector cuya producción se expande por mejora de precio relativo. El auge no es coyuntural ni superficial: opera simultáneamente sobre la oferta no transable y sobre la demanda agregada, por dos canales independientes que se refuerzan. Donde una economía con industria exportadora sufriría la pérdida de competitividad —el canal canónico de la enfermedad holandesa—, una economía como la argentina, con manufactura orientada al mercado doméstico, encuentra estímulo. La apreciación opera como factor expansivo de la demanda interna a través del canal de los precios relativos.

Pero la etapa plástica no termina con el *shock*. Esa es su característica más decisiva. Cuando el ingreso de divisas comerciales comienza a moderarse, el ciclo encuentra modos de prolongarse: el financiamiento externo cubre lo que el comercio ya no genera, las reservas se mantienen mediante endeudamiento, y los actores económicos —empresas, sindicatos, gobierno— siguen tomando decisiones basadas en el vector de precios formado durante el auge. Cada año adicional de apreciación profundiza la reorganización del sistema interno: los salarios negociados, los contratos firmados, las inversiones decididas, todo se calibra a un dólar que no volverá a esos niveles. Cuanto más se prolonga la etapa plástica, mayor es la brecha de apreciación acumulada y mayor el costo de corregirla. La fragilidad no es un subproducto del ciclo: es lo que la duración del ciclo siembra.

5.1.2. La etapa de fractura

La etapa de fractura es la otra cara del proceso. Llega cuando los precios internacionales caen, las reservas se agotan, o el financiamiento externo se interrumpe —a veces por las tres razones a la vez—. El *shock* negativo exige que el tipo de cambio se deprecie para restaurar el equilibrio externo, pero la economía interna no está en condiciones simétricas: el vector de precios formado durante años de apreciación ya absorbió ese tipo de cambio bajo como referencia. Corregirlo

implica comprimir simultáneamente salarios reales, márgenes empresariales, ingresos tributarios y jubilaciones. Cada actor económico tiene argumentos legítimos para resistir esa compresión, porque cada uno tomó decisiones sobre la base del nivel previo. El resultado es un conflicto distributivo abierto que ningún mecanismo de mercado puede resolver de modo eficiente, porque no se trata de una asignación óptima entre alternativas sino de una pérdida agregada que alguien debe absorber.

La política económica, frente a ese cuadro, dispone de dos caminos imperfectos. Puede posponer el ajuste mediante endeudamiento externo o controles de cambio —lo que preserva temporariamente el vector de precios pero profundiza la fragilidad futura—, o puede dejar que el ajuste ocurra —lo que recupera el equilibrio externo pero genera recesión y crisis social—. La historia argentina muestra ambos caminos recorridos, a veces alternativamente dentro del mismo ciclo. La corrección del ciclo 2001–2012 es ilustrativa: el saldo de efecto precio cerró formalmente en 2012, pero los episodios de 2014–2016 y 2018–2019 muestran que la economía continuó intentando postergar el ajuste mediante endeudamiento. En los tres episodios clásicos de corrección registrados en la serie —1981–82, 2001–02, 2018–19— el superávit comercial se recuperó, pero a costa de recesión, caída del salario real e inestabilidad distributiva. La fractura, llegado el momento, no se elige: se padece.

Lo más notable de esta etapa es su asimetría temporal con la plástica. La apreciación se construye gradualmente, año tras año, mientras el ciclo se prolonga; la corrección, en cambio, se concentra en un período breve cuando se vuelve inevitable. Lo que la economía absorbió en una década puede tener que reajustarse en dos o tres años. Esa asimetría no es accidental: es el resultado de un mecanismo donde la inercia opera durante el auge —los actores adaptan sus expectativas y sus contratos al nuevo nivel— y la urgencia opera durante la corrección —la pérdida de reservas o el cierre del financiamiento externo imponen un horizonte temporal corto—. El ciclo plástico tiene la duración del *shock* más la duración del financiamiento que lo prolonga; la fractura tiene la duración que el mercado financiero internacional le deja.

5.1.3. La asimetría dinámica

El patrón cíclico que combina ambas etapas describe una dinámica de acumulación de tensiones: cuanto más se prolonga la etapa plástica, mayor la brecha de apreciación acumulada y mayor el costo de corregirla. El Gráfico 5 documenta que esa dinámica no es constante en el tiempo sino creciente. Los saldos pico de los

ciclos post-1970 superan en promedio 3,1 veces los de la primera mitad de la serie, y el ciclo iniciado en 2001 es cualitativamente distinto de todos sus predecesores. La restricción interna no es un fenómeno que se repite con la misma intensidad; es un fenómeno cuya intensidad creció.

Desde la perspectiva del modelo de Gerchunoff y Rapetti (2016) —formalizado algebraicamente por Rapetti (2026)—, este mecanismo aporta una explicación de por qué la brecha entre el TCR de equilibrio macroeconómico y el TCR de equilibrio social se amplía durante los *booms* de *commodities*. Rapetti (2026) deriva ese resultado con precisión: una mejora en los términos del intercambio ($\rho^* \uparrow$) reduce el TCR de equilibrio macroeconómico ($dq^*/d\rho^* < 0$), de modo que la economía puede sostener un tipo de cambio más apreciado sin que la restricción externa se active. La etapa plástica aprecia el TCR, sube el salario real y consolida una norma distributiva más exigente: los trabajadores internalizan el poder de compra del período favorable como su referencia de equilibrio social. Cuando el *shock* se revierte y el TCR debe depreciarse para recuperar el equilibrio externo, esa norma ya absorbida genera la rigidez correctiva que este trabajo documenta. El conflicto distributivo estructural que ellos identifican como rasgo permanente de la economía argentina no es independiente de los ciclos de precios externos: es, en parte, su sedimento acumulado.

Para la política económica, esto implica que la administración del tipo de cambio en los períodos de bonanza no es una distorsión arbitraria: es una respuesta racional al hecho de que el mercado aprecia el TCR como si el *shock* fuera permanente y simétrico, cuando la evidencia histórica muestra que es transitorio y asimétrico en su corrección. Cada ciclo deja una huella en el aparato productivo que la corrección posterior debe absorber; el costo de hacerlo crece con la duración del ciclo plástico.

5.2. La estructura productiva en el marco transables/no transables

El mecanismo descrito en los apartados anteriores —apreciación, expansión, fractura— puede formularse con mayor precisión en el marco de los modelos de transables y no transables. Esa formulación permite ubicar la restricción interna en el mapa conceptual de la literatura existente, identificar qué supuestos estructurales la habilitan, y articular la condición empírica que la diferencia del mecanismo de enfermedad holandesa.

Considérese una economía pequeña y abierta con tres sectores: transable primario (T_P), transable manufacturero (T_M) y no transable (N). Esta arquitectura de tres sectores sigue la tradición de Salter (1959) y Swan (1960), quienes formalizaron el esquema de dos sectores —transable y no transable— como herramienta canónica de análisis de economías abiertas. En su adaptación latinoamericana —con un tercer sector primario-exportador que fija precios en dólares—, el esquema fue desarrollado por Gerchunoff y Rapetti (2016) a partir del modelo de Corden y Neary (1982), y formalizado algebraicamente en su versión de tres niveles de TCR por Rapetti (2026). El objetivo aquí es distinto: en lugar de caracterizar el conflicto distributivo de largo plazo, se utiliza el marco para precisar la condición estructural que diferencia el mecanismo de restricción interna del de enfermedad holandesa. Los precios satisfacen:

$$P_{T_P} = P^* \cdot \text{ITCR}_t \quad (1)$$

$$P_{T_M} = P^* \cdot \text{ITCR}_t \cdot (1 + \tau) \quad (2)$$

$$P_N \text{ determinado por la demanda doméstica} \quad (3)$$

donde P^* es el precio internacional exógeno, ITCR_t el tipo de cambio real y τ la protección efectiva sobre manufactura.

Defínase el precio relativo de los no transables respecto a los transables primarios:

$$q_t = \frac{P_N}{P^* \cdot \text{ITCR}_t} \quad (4)$$

La evidencia empírica de la Sección 4 establece que un *shock* positivo de efecto precio reduce el ITCR contemporáneamente. De (4) se sigue inmediatamente que q_t sube: la apreciación eleva el precio relativo del sector N . Sea $Y_N = f(q_t)$ con $f' > 0$: la producción no transable es creciente en su precio relativo. Entonces:

$$EP_t > 0 \Rightarrow \text{ITCR}_t \downarrow \Rightarrow q_t \uparrow \Rightarrow Y_N \uparrow \quad (5)$$

El salario real satisface $w_r = w/P$ donde el índice de precios P incluye bienes importados. Cuando ITCR_t cae, los importables se abaratan y $P \downarrow$, de modo que $w_r \uparrow$ con tipo de cambio nominal dado. Estos dos efectos —expansión de Y_N y

suba de w_r — son la formulación analítica del auge que la etapa plástica describe narrativamente.

La diferencia con el modelo de Corden y Neary (1982) es estructural: en la formulación original existe un sector T_M que exporta y compite en divisas, de modo que la caída de $ITCR_t$ erosiona su rentabilidad y genera un efecto de movimiento de recursos desde T_M hacia N . Ese efecto es recesivo para T_M y puede dominar el efecto expansivo sobre N si la industria manufacturera es suficientemente grande. En el caso argentino, el sector T_M orientado al mercado interno provee a precio doméstico: la caída de $ITCR_t$ no erosiona sus márgenes sino que expande su demanda. La condición que diferencia ambos casos es, en consecuencia:

$$\frac{\partial Y_{T_M}}{\partial ITCR_t} \begin{cases} > 0 & \text{(EH: } T_M \text{ exporta, pierde competitividad con apreciación)} \\ \leq 0 & \text{(RI: } T_M \text{ vende al mercado interno, gana demanda con apreciación)} \end{cases} \quad (6)$$

El signo de (6) es, por lo tanto, el criterio empírico que discrimina ambos mecanismos. La evidencia de Puyana y Constantino (2013) y Ferraro y O'Connor (2022) —crecimiento sostenido del empleo y la producción manufacturera durante 2003–2012— confirma el caso inferior de (6) para Argentina y, con ello, la relevancia del mecanismo de restricción interna sobre el de enfermedad holandesa.

El caso inferior de (6) es consistente con el supuesto central de Rapetti (2026): en las economías latinoamericanas, la devaluación real tiende a ser contractiva en términos de empleo total porque el efecto redistributivo desde salarios hacia la renta del sector primario domina el efecto expansivo sobre el empleo manufacturero. Este mecanismo fue formalizado originalmente por Díaz Alejandro (1963). La apreciación —el movimiento inverso— tiene el efecto opuesto: redistribuye hacia los asalariados, expande la demanda de N y de T_M orientado al mercado interno, y genera el auge de la etapa plástica. Este resultado no es un supuesto del modelo presentado aquí sino su implicancia estructural, confirmada empíricamente por el período 2003–2012.⁸

⁸La etapa de fractura documenta el mecanismo de Díaz Alejandro (1963) operando en la dirección predicha: la corrección —depreciación, caída del salario real, recesión, conflicto distributivo— confirma que el canal redistributivo opera simétricamente en la corrección y en el auge, con signo opuesto.

5.3. Una formalización de la restricción interna

El mecanismo documentado en las secciones anteriores admite una expresión matemática que fija con precisión el concepto de restricción interna y establece las bases para su desarrollo teórico posterior. La formalización que sigue es de forma reducida: identifica las relaciones centrales y enuncia tres resultados que emergen de la evidencia del Gráfico 5, dejando la derivación desde microfundamentos como extensión natural de este trabajo. Las ecuaciones se numeran en forma continua a lo largo de toda la sección.⁹

5.3.1. Descomposición del *shock* externo

El valor de las exportaciones en el período t se descompone como:

$$X_t = P_t \cdot Q_t \quad (7)$$

donde P_t es el índice de precios de exportación y Q_t el índice de cantidades. La variación interanual, despreciando el término cruzado $\Delta P_t \cdot \Delta Q_t$, se expresa como:

$$\Delta X_t \approx EP_t + EQ_t, \quad EP_t = \Delta P_t \cdot Q_{t-1}, \quad EQ_t = P_{t-1} \cdot \Delta Q_t \quad (8)$$

La distinción entre ambos componentes tiene una relevancia monetaria precisa que conviene desarrollar. Cuando $EQ_t > 0$, el proceso productivo que genera las unidades adicionales exportadas ya absorbió salarios, insumos y capital en moneda doméstica antes de que los dólares llegaran al mercado de cambios: los pesos que financiaron esa producción fueron emitidos contra el bien físico antes de que este se exteriorizara. Los dólares que ingresan tienen, por lo tanto, una contrapartida en la economía doméstica: nueva capacidad productiva remunerada. Cuando $EP_t > 0$, en cambio, el mismo bien físico se vende a un precio más alto sin que ningún factor de producción adicional haya sido remunerado en moneda local. Los dólares llegan solos: no hay nuevos pesos contra ellos, no hay nueva producción que los justifique. El resultado es un exceso neto de oferta de divisas sin demanda de divisas equivalente

⁹Notación: X_t = exportaciones, M_t = importaciones, $B_t = X_t - M_t$ = saldo comercial, P_t = índice de precios de exportación, Q_t = índice de cantidades, EP_t = efecto precio, EQ_t = efecto cantidad, $ITCR_t$ = índice de tipo de cambio real bilateral, GL_t = ganancia de nivel, \overline{ITCR} = promedio histórico del $ITCR$ (referencia operacional de largo plazo), δ_T = brecha de apreciación acumulada, C_T = costo de corrección. Marco TNT: T_P = sector transable primario, T_M = sector transable manufacturero, N = sector no transable, P^* = precio internacional exógeno, τ = protección efectiva sobre manufactura, $q_t = P_N / (P^* \cdot ITCR_t)$ = precio relativo de no transables, Y_N = producción del sector no transable, w_r = salario real.

—porque no hay importación de insumos que respalde una nueva producción— y ese exceso presiona el precio relativo del dólar a la baja.

Esta asimetría invierte la lógica del efecto Balassa-Samuelson (Balassa, 1964; Samuelson, 1964). En ese modelo, la apreciación real es el resultado de ganancias de productividad en el sector transable: las empresas son más productivas, los salarios suben, los precios no transables se encarecen, y el tipo de cambio real aprecia como consecuencia de una mejora genuina en la capacidad productiva del país. Esa apreciación es de equilibrio: refleja un cambio real en la economía, no una distorsión. La apreciación generada por $EP_t > 0$ es estructuralmente distinta: no hay nueva productividad, no hay nuevo salario que la justifique, no hay cambio en la capacidad de producir. Es una revaluación de precios relativos sin respaldo en el producto, transitoria por construcción —depende de que los precios internacionales se sostengan—, y por eso su corrección es asimétricamente más costosa que la depreciación que acompaña a una caída de productividad. Chen y Rogoff (2003) establecieron empíricamente que en economías exportadoras de *commodities* es precisamente el precio —y no el volumen— el que predice el tipo de cambio real, confirmando que este canal opera por el exceso de oferta de divisas sin contrapartida, no por el crecimiento de la base productiva.

5.3.2. El mecanismo de transmisión

Un *shock* positivo de precios incrementa la oferta de divisas sin justificación en la producción doméstica. Por oferta y demanda genuina, esto aprecia el tipo de cambio real —el mecanismo que Hume (1752) formalizó para los flujos de metálico y que Chen y Rogoff (2003) confirmaron empíricamente para las economías exportadoras de *commodities* en el siglo XX. La evidencia empírica de este trabajo permite enunciar dos relaciones:

$$\frac{\partial \text{ITCR}_t}{\partial EP_t} < 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial \text{ITCR}_t}{\partial EQ_t} \approx 0 \quad (10)$$

La relación (9) es confirmada por la correlación contemporánea $r = -0,28$ entre $\Delta \log \text{ITCR}_t$ y EP_t , con máximo de correlación cruzada en el año del *shock* y sin rezagos significativos. La relación (10) es un resultado empírico del VECM: las exportaciones actúan como variable exógena que fija el nivel de equilibrio del saldo

comercial pero no reaccionan a los desvíos. La apreciación expande la absorción importadora según la relación de largo plazo estimada por ARDL:

$$M_t = \alpha + \beta X_t + \gamma \cdot \text{ITCR}_t + \varepsilon_t, \quad \hat{\beta} = 0,99, \quad \hat{\gamma} = -0,37 \quad (11)$$

La cadena causal $EP_t \rightarrow \downarrow \text{ITCR}_t \rightarrow \uparrow M_t \rightarrow \downarrow B_t$ —donde $B_t = X_t - M_t$ es el saldo comercial— opera contemporáneamente: el ajuste ocurre dentro del mismo año calendario, sin rezagos significativos.

5.3.3. La ganancia de nivel y la restricción interna

Sea t_0 el último año en que la media móvil trianual del efecto precio es no positiva antes del inicio de un ciclo alcista, y sea $X_t^{cf} = X_{t_0} + \sum_{s=t_0+1}^t EQ_s$ el nivel contrafactual de exportaciones a precios constantes del inicio del ciclo. La *ganancia de nivel* en el año t es:

$$GL_t = X_t - X_t^{cf} \quad (12)$$

Sustituyendo la descomposición (2) en la definición de X_t^{cf} :

$$GL_t = \sum_{s=t_0+1}^t EP_s + \Omega_t \quad (13)$$

donde $\Omega_t = \sum_{s=t_0+1}^t \Delta P_s \cdot \Delta Q_s$ es el término de interacción que la descomposición de Laspeyres desprecia al linealizar la variación de X_t . Para el ciclo 2001–2012, Ω_t representa entre el 11% y el 24% de GL_t según el año, creciendo con la duración del ciclo a medida que el diferencial de precio se aplica sobre una base de cantidades cada vez mayor.¹⁰

La expresión (13) permite enunciar el resultado central: $GL_t > 0$ si y solo si la suma acumulada de efectos precio desde el inicio del ciclo, más el término de interacción, es positiva. Mientras $GL_t > 0$, la economía opera con un exceso de divisas respecto al escenario de precios constantes, lo que alimenta la apreciación real y activa el mecanismo de restricción interna.

¹⁰El término Ω_t es la acumulación de la valorización de las cantidades incrementales al diferencial de precio activo: cada unidad adicional exportada desde $t_0 + 1$ multiplica el precio diferencial acumulado hasta t . Su magnitud creciente con T refleja el mismo mecanismo de amplificación que formaliza la Proposición 2.

Definida la *brecha de apreciación acumulada* como:

$$\delta_T = \sum_{t=t_0+1}^T (\overline{\text{ITCR}} - \text{ITCR}_t) \quad (14)$$

donde $\overline{\text{ITCR}}$ es la referencia operacional de largo plazo,¹¹ el costo de corrección es:

$$C_T = g(\delta_T), \quad g' > 0, \quad g(0) = 0 \quad (15)$$

Proposición 1 (Activación de la restricción interna). *Si $\text{ITCR}_t < \overline{\text{ITCR}}$ durante T períodos consecutivos, entonces $\delta_T > 0$ y $\partial C_T / \partial T > 0$: la restricción interna está activa y el costo de corrección es estrictamente creciente en la duración de la fase de apreciación.*

Demostración. Si $\text{ITCR}_t < \overline{\text{ITCR}}$ para todo $t \in [t_0 + 1, T]$, cada término de la suma en (14) es estrictamente positivo, por lo que $\delta_T > 0$. Como cada término adicional es positivo, δ_T es estrictamente creciente en T . Por la ecuación (13) y dado que $g' > 0$, se sigue que $\partial C_T / \partial T > 0$. ■

Proposición 2 (Amplificación del carry-over). *Para un ciclo alcista de duración T , la suma de ganancias de nivel satisface:*

$$\sum_{t=t_0+1}^T GL_t \approx \sum_{s=t_0+1}^T EP_s \cdot (T - s + 1) \quad (16)$$

En consecuencia, la razón entre el ingreso de bonanza efectivo y la suma convencional de efectos precio anuales es creciente en T :

$$\frac{\sum_t GL_t}{\sum_t EP_t} \geq 1 \quad \forall T \geq 1 \quad (17)$$

con igualdad solo si $T = 1$.

¹¹La elección del promedio histórico como referencia operacional sigue la observación de Rapetti (2026, nota 7) de que estimar los valores de equilibrio del TCR es metodológicamente complejo —los análisis prospectivos son difíciles de implementar en la práctica— y que algunos analistas prefieren usar valores históricos o “normales” como referencia. El sesgo conservador que esta elección introduce —el promedio histórico puede estar afectado por períodos prolongados de apreciación— está explícitamente reconocido: δ_T calculada sobre esta base es una cota inferior del desvío efectivo.

Demostración. Sumando la expresión (13) sobre $t = t_0 + 1, \dots, T$ y despreciando el término de interacción Ω_t :

$$\sum_{t=t_0+1}^T GL_t \approx \sum_{t=t_0+1}^T \sum_{s=t_0+1}^t EP_s = \sum_{s=t_0+1}^T EP_s \cdot (T - s + 1)$$

La segunda igualdad invierte el orden de la doble suma: el efecto precio del año s aparece en todos los GL_t con $t \geq s$, es decir, exactamente $T - s + 1$ veces.

Para (15): como $T - s + 1 \geq 1$ para todo $s \leq T$, se tiene $\sum_s EP_s \cdot (T - s + 1) \geq \sum_s EP_s$, con igualdad solo si $T - s + 1 = 1$ para todo s , lo que requiere $T = 1$. ■

La Proposición 2 formaliza la lectura central del Gráfico 5. La ganancia de nivel total no es proporcional al efecto precio acumulado: cada año adicional de ciclo amplifica la contribución de todos los efectos precio previos, porque el ingreso de divisas de cada período s se sigue percibiendo en los períodos $s + 1, s + 2, \dots, T$ mientras el nivel de precios se mantenga por encima de la base. Si todos los EP_s fueran iguales, la razón $\sum GL_t / \sum EP_t$ sería $(T + 1)/2$: 2,0x para $T = 3$, 3,5x para $T = 6$, 6,5x para $T = 12$. El cociente observado para el ciclo 2001–2012 es 3,7x —consistente con la fórmula dado que los mayores *shocks* se concentraron en la segunda mitad del ciclo, cuando el factor $(T - s + 1)$ es menor.

Una implicancia directa es que ciclos de mayor duración generan una subestimación creciente de la bonanza real cuando se emplea el EP_t anual como medida. Para $T = 12$, el EP_t convencional captura apenas el 27% del ingreso efectivo de bonanza. Esa brecha no es un error de medición: es la consecuencia algebraica de medir flujos marginales en lugar de la persistencia del nivel favorable.

Proposición 3 (Persistencia de la restricción interna). *La restricción interna permanece activa en el año t si y solo si la suma acumulada de efectos precio desde el inicio del ciclo es positiva:*

$$GL_t > 0 \iff \sum_{s=t_0+1}^t EP_s + \Omega_t > 0 \quad (18)$$

En consecuencia, cualquier año con $EP_t > 0$ dentro o después de la fase correctiva reactiva la restricción interna o frena su cierre, independientemente de cuántos años negativos lo hayan precedido.

Demostración. Directo de (13): $GL_t = \sum_{s=t_0+1}^t EP_s + \Omega_t$. La ganancia de nivel es positiva si y solo si esa suma es positiva. Como EP_t puede ser positivo o negativo en cualquier período, la condición no requiere que los efectos precio sean todos positivos: basta con que la suma acumulada lo sea. Un año con $EP_t > 0$ durante la fase correctiva incrementa $\sum EP_s$ y por tanto GL_t , frenando o revirtiendo la convergencia hacia cero. ■

La Proposición 3 captura una regularidad que los datos del período 2001–2024 ilustran con particular claridad. Desde 2004, GL_t ha sido positivo de manera ininterrumpida —21 años consecutivos al cierre de la serie— porque la suma acumulada de efectos precio desde la base de 2000 nunca llegó a cero. Los cuatro años con $EP_t > 0$ durante la fase correctiva post 2012 (2017, 2018, 2021 y 2022) frenaron o revirtieron parcialmente la corrección, manteniendo la suma acumulada en terreno positivo. Al cierre de la serie, esa suma asciende a 49.144 millones de dólares —lo que implica que la restricción interna permanece activa en 2024, 12 años después del pico del ciclo.

Esta propiedad tiene una implicancia directa para la política económica. La condición de cierre de la restricción interna no depende solo de la magnitud de los efectos precio negativos sino de su persistencia sin interrupciones positivas. Cualquier recuperación de precios internacionales —aunque sea breve— reactiva el diferencial y prolonga el período durante el cual los precios internos operan sobre una base favorable. El conflicto distributivo que caracteriza los episodios de ajuste argentino no es independiente de esta dinámica: cada interrupción de la corrección extiende el período en que los agentes internos tienen incentivos para resistir la compresión de salarios reales, márgenes y gasto público que el ajuste requiere.

La distinción respecto de la restricción externa clásica de Thirlwall es simétrica en las tres proposiciones. En Thirlwall, la tensión sobre el balance de pagos proviene del crecimiento interno y se corrige en el corto plazo vía tipo de cambio. En la restricción interna aquí documentada, la tensión proviene del exterior —del nivel sostenido de precios internacionales— y la condición de cierre de la Proposición 3 muestra por qué esa tensión puede persistir durante décadas: no porque los precios externos sean permanentemente favorables, sino porque cualquier recuperación parcial de los mismos reactiva el diferencial y reinicia el ciclo de reorganización interna.

La derivación del mecanismo desde microfundamentos —en particular la especificación del comportamiento de firmas y hogares que genera la función de costo $g(\cdot)$ con $g'' > 0$, condición necesaria para la convexidad del costo en T — constituye la extensión más directa de este trabajo. Una función g convexa implicaría que el costo marginal de cada año adicional de apreciación crece con la duración del ciclo, lo que reforzaría la Proposición 1 y proveería la microfundamentación que la Proposición 2 actualmente solo enuncia en términos agregados.

6. Conclusiones

Este trabajo analizó los mecanismos de ajuste a los *shocks* externos en Argentina entre 1910 y 2024, con un doble objetivo: documentar empíricamente la dinámica del comercio exterior en el largo plazo y articular en una cadena causal completa un canal de transmisión que distintos cuerpos teóricos han iluminado parcialmente.

Los resultados empíricos son consistentes con la hipótesis central. Las exportaciones e importaciones aparecen cointegradas en una relación prácticamente uno a uno, con antecendencia temporal unidireccional —en sentido de Granger— desde las exportaciones hacia las importaciones y sin antecendencia en sentido inverso. El test de exogeneidad débil sobre el VECM (Engle, Hendry y Richard, 1983) confirma formalmente que las exportaciones no ajustan al desequilibrio de largo plazo, lo que valida su tratamiento como variable exógena del saldo comercial. El mecanismo de corrección de errores indica que alrededor del 38–40% de los desequilibrios se absorbe en el plazo de un año, confirmando a las importaciones como la variable de ajuste. El tipo de cambio real se presenta como estacionario en niveles —a diferencia de exportaciones e importaciones, que son integradas de primer orden— y actúa como variable de ajuste contemporáneo: su correlación con el efecto precio de las exportaciones es negativa ($-0,28$) y el vínculo no presenta rezagos significativos. El mercado cambiario internaliza los *shocks* externos en el mismo año en que se producen.

El aporte central es lo que denominamos *pass-through inverso*: los *shocks* positivos de precios de exportación generan apreciación real contemporánea que erosiona los superávits iniciales vía expansión de importaciones, mientras que los *shocks* negativos inducen depreciaciones y correcciones por cantidades. Este proceso se

desconecta de las necesidades de la producción interna —las divisas que ingresan por efecto precio no tienen contrapartida productiva en la economía doméstica— y genera una dinámica que difiere cualitativamente de la que opera en los *shocks* por efecto cantidad. La distinción no es solo contable: Chen y Rogoff (2003) mostraron que en las economías exportadoras de *commodities* es el precio —y no el volumen— el que predice el tipo de cambio real, precisamente porque el precio representa ingreso sin contrapartida productiva, generando un exceso de oferta de divisas que el mercado resuelve vía apreciación. Que ese mecanismo opere en Argentina con la misma estructura contemporánea que en Australia, Canadá o Chile —tres economías con regímenes cambiarios y estructuras institucionales muy distintas— refuerza la interpretación de que es un fenómeno de oferta y demanda genuina, no de política económica.

Sobre esta base se propone el concepto de *restricción interna* como complemento a la restricción externa de la tradición estructuralista. Mientras la restricción externa se activa desde adentro —cuando el crecimiento interno supera la capacidad de generar divisas—, la restricción interna opera en sentido inverso: no por falta sino por exceso de divisas. Son los *shocks* externos favorables los que, vía apreciación cambiaria sostenida, alteran los equilibrios internos y generan fragilidad estructural una vez que el ciclo se revierte. La distinción no es solo conceptual: tiene implicancias directas para el diseño de política económica.

Si la apreciación es una reacción de mercado a la abundancia de divisas —y no una distorsión de política— entonces el mercado aprecia el tipo de cambio como si el *shock* fuera permanente y simétrico, cuando la evidencia histórica muestra que es transitorio y asimétrico en su corrección. Ese fallo de señales justifica intervención pública preventiva, no correctiva. En este sentido, la política industrial orientada a sostener la capacidad productiva del sector no transable durante la corrección puede amortiguar el costo distributivo del ajuste, porque es ese sector el que más se expande durante el auge y el que más se contrae cuando el TCR deprecia abruptamente. En todos los casos, la lógica es la misma: la restricción interna no se evita evitando el *shock* favorable, sino administrando su transmisión interna.

Todo adquiere mayor peso cuando se advierte que el costo de la corrección en Argentina excede el de economías exportadoras de recursos naturales sin sector manufacturero orientado al mercado interno. En esas economías, la fase correctiva ajusta precios relativos y salarios reales, pero no destruye tejido productivo porque

el sector no transable no había acumulado capacidad instalada sobre la base del tipo de cambio apreciado. En Argentina, en cambio, el sector manufacturero no transable es marcadamente procíclico respecto al TCR: durante la fase plástica, la apreciación expande su demanda, eleva sus márgenes, induce inversión y entrada de firmas; durante la corrección, la depreciación contrae abruptamente esa demanda y deja capacidad instalada sobredimensionada para los niveles de consumo real vigentes al nuevo vector de precios. Empresas que eran rentables al tipo de cambio apreciado dejan de serlo al tipo de cambio sostenible: no porque hayan perdido productividad sino porque el nivel de demanda que las sostenía era, en parte, un artificio del ciclo favorable. La corrección no es solo una redistribución del ingreso —caída del salario en dólares, compresión de márgenes— sino también una depuración del capital productivo que había tomado forma durante el auge. Esa destrucción es difícilmente reversible: el capital físico se contrae, la fuerza de trabajo se dispersa, las redes de proveedores se desarticulan.

Las implicancias enunciadas distinguen dos planos: las características del *shock* externo, dadas por la dinámica del mercado internacional, y el margen de respuesta institucional, dado por las políticas internas. La regularidad histórica documentada en este trabajo —reproducida con frecuencia secular durante todo el período 1910–2024— indica que los *shocks* de precios no son contingencias evitables sino rasgos estructurales del entorno en que la economía argentina opera. El Gráfico 5 cuantifica esa regularidad: los ciclos posteriores a 1970 son sistemáticamente más prolongados que los anteriores, con saldos acumulados de efecto precio sustancialmente mayores y picos en promedio 3,1 veces superiores. El margen de política no consiste en eliminar el *shock* sino en construir un esquema institucional que module su transmisión interna.

La intervención de política tiene dos momentos cualitativamente distintos según la fase del ciclo. Durante la fase de *shock* activo —el ciclo alcista en curso— el problema es la cronicidad: cuanto más se prolonga la apreciación, más se reorganiza el vector de precios internos en torno al tipo de cambio apreciado, y más profunda es la huella que el ciclo deja sobre la estructura productiva, salarial y fiscal. La política pertinente a esta fase es preventiva y orientada a esterilizar parte del ingreso de divisas, contener el componente apreciatorio del *shock* y limitar la profundidad con la que reorganiza la economía interna. Durante la fase de retiro del *shock* —la corrección— el problema cambia de naturaleza: ya no es contener

la presión apreciatoria sino administrar una corrección que es por construcción regresiva. La política pertinente en esta fase es correctiva, y su efectividad depende sistemáticamente de los instrumentos preventivos previos: cuanto más exitosa sea la contención durante el *shock* activo, menor el costo distributivo de la corrección posterior.

En ambas fases la respuesta institucional opera sobre un proceso que es exógeno en su origen. La formación de precios en mercados internacionales y la respuesta de los agentes domésticos a esos precios constituyen un fenómeno con persistencia y transversalidad estructural: el mercado responde a fuerzas que la política económica no puede suprimir mediante regulación cambiaria o financiera. Los instrumentos pertinentes —en una fase y en otra— son de absorción y orientación, no de imposición. La identificación correcta del ciclo de precios es condición previa del diseño de política.

Lo anterior sugiere que el tipo de cambio real en Argentina no oscila libremente alrededor de un equilibrio estable sino que presenta un sesgo estructural hacia la apreciación. Cada ciclo de precios externos favorables lo empuja por debajo de su nivel de largo plazo; cada corrección lo devuelve bruscamente, a un costo mayor que en la fase anterior porque el tejido productivo que debe absorber el ajuste es más frágil. El TCR argentino está, en ese sentido, permanentemente perturbado: en desequilibrio transitorio pero recurrente, con una asimetría entre velocidad de entrada a la apreciación y velocidad de salida que este trabajo documenta pero no agota.

La distinción con el modelo de enfermedad holandesa es un resultado sustantivo del trabajo, no solo una delimitación conceptual. En un marco transables/no transables con sector manufacturero orientado al mercado interno, la condición que diferencia ambos mecanismos es el signo de la respuesta del sector manufacturero a la apreciación —formalizado en la ecuación (6) de la Sección 5.2—: en EH ese signo es negativo (el sector pierde competitividad exportadora), en la restricción interna es no negativo (el sector gana demanda doméstica vía efecto riqueza). Esta condición es empíricamente testeable y los datos argentinos del período 2003–2012 la resuelven con claridad. Puyana y Constantino (2013) y Ferraro y O'Connor (2022) confirman que durante el auge sojero el empleo y la producción manufacturera crecieron de manera sostenida, sin la contracción que EH predice para la fase de apreciación.

La asimetría dinámica entre la fase plástica y la de fractura es uno de los rasgos estructurales más consistentes de la economía argentina en el largo plazo. El *shock* positivo se transmite rápido; la corrección es rígida. Cuanto más duró el período de apreciación, mayor la profundidad del desequilibrio a corregir y mayor el costo distributivo del ajuste —caída del salario real, contracción de márgenes, pérdida de ingresos tributarios— lo que explica la tendencia histórica a postergar la corrección mediante endeudamiento externo. El ciclo 2001–2012 representa el *shock* más intenso de toda la historia documentada —tanto en efecto precio anual como en nivel acumulado de bonanza— y el período de apreciación más prolongado, con 12 años consecutivos de tipo de cambio real por debajo del promedio histórico. No es casual que su corrección haya derivado en controles de cambio, pérdida crónica de reservas y ciclos sucesivos de endeudamiento y crisis.

Este trabajo contribuye al estudio de la dinámica macroeconómica argentina de largo plazo. Los mecanismos que producen recurrentemente ciclos de apreciación, fragilidad y corrección no se encuentran aún plenamente integrados en la literatura disponible sobre el caso argentino. Documentarlos empíricamente y formalizar su lógica analítica —tarea a la que este trabajo se propone aportar— constituye un insumo necesario para el diseño de políticas que puedan moderar la transmisión interna de los *shocks* externos.

Referencias bibliográficas

- Ahumada, H. y Cornejo, M. (2015). Long-run effects of commodity prices on the real exchange rate: Evidence from Argentina. *Documentos de Trabajo*, Universidad Torcuato Di Tella.
- Aizenman, J., Edwards, S. y Riera-Crichton, D. (2011). Investigating how commodity terms-of-trade shocks affect real exchange rates and the role of reserves. *NBER Working Paper Series*.
- Aizenman, J., Edwards, S. y Riera-Crichton, D. (2012). Adjustment patterns to commodity terms of trade shocks: The role of exchange rate and international reserves policies. *Journal of International Money and Finance*, 31(8), pp. 1990–2016.
- Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6), pp. 584–596.

- Barberis, M. (2021). Asymmetries in the pass-through of exchange rate to prices: The Argentine case 2004–2019. *Ensayos Económicos, Banco Central de la República Argentina*, 76, pp. 103–143.
- Bianco, C., Porta, F. y Vismara, F. (2007). Evolución reciente de la balanza comercial argentina. El desplazamiento de la restricción externa. En *Crisis, recuperación y nuevos dilemas. La economía argentina 2002–2007*, CEPAL – Colección de Documentos de Proyectos. Santiago de Chile: CEPAL.
- Braun, O. y Joy, L. (1968). A Model of Economic Stagnation—A Case Study of the Argentine Economy. *The Economic Journal*, 78(312), pp. 868–887.
- Calvo, G. A. (1998). Capital flows and capital-market crises: the simple economics of sudden stops. *Journal of Applied Economics*, 1(1), pp. 35–54.
- Calvo, G. A., Izquierdo, A. y Mejía, L.-F. (2004). On the empirics of sudden stops: the relevance of balance-sheet effects. *NBER Working Paper* N° 10520.
- Campa, J. M. y Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, 87(4), pp. 679–690.
- Cashin, P., Céspedes, L. F. y Sahay, R. (2004). Commodity currencies and the real exchange rate. *Journal of Development Economics*, 75(1), pp. 239–268.
- Catelén, A. L. (2025). Cyclical implications of the balance-of-payments constraint in Argentina (1930–2018). *Revista de Historia Económica / Journal of Iberian and Latin American Economic History*. doi:10.1017/S0212610925100591
- Chen, Y. y Rogoff, K. (2003). Commodity currencies. *Journal of International Economics*, 60(1), pp. 133–160.
- Corden, W. M. y Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal*, 92(368), pp. 825–848.
- Diamand, M. (1972). La estructura productiva desequilibrada y el tipo de cambio. *Desarrollo Económico*, Buenos Aires.
- Diamand, M. y Crovetto, N. (1988). La estructura productiva desequilibrada y la doble brecha. *Cuaderno N° 3*, Centro de Estudios de la Realidad Económica (CERE). Buenos Aires.
- Díaz Alejandro, C. (1963). A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effect. *Journal of Political Economy*, 71(6), pp. 577–580.

- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), pp. 251–276.
- Engle, R. F., Hendry, D. F. y Richard, J.-F. (1983). Exogeneity. *Econometrica*, 51(2), pp. 277–304.
- Fares, F. y Zack, G. (2018). Un análisis de la restricción externa de la Argentina a través de sus elasticidades agregadas y sectoriales de comercio exterior. En *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, LIII Reunión Anual*, noviembre de 2018.
- Ferraro, L. y O’Connor, E. (2022). ¿La sojización trajo la “enfermedad holandesa” a la Argentina (2003–2019)? Tesis de licenciatura, Pontificia Universidad Católica Argentina.
- Frenkel, R. (2004). Real exchange rate and employment in Argentina, Brazil, Chile and Mexico. *Working Paper*, Group of 24, Washington D.C.
- Gerchunoff, P. y Rapetti, M. (2016). La economía argentina y su conflicto distributivo estructural (1930–2015). *El Trimestre Económico*, LXXXIII(2)(330), pp. 225–272. doi:10.20430/ete.v83i330.199
- Goldstein, E., Kulfas, M. y Zack, G. (2017). Desempeño industrial y restricción externa en la Argentina (2003–2012). *H-industri@: Revista de Historia de la Industria, los Servicios y las Empresas en América Latina*, 11(21), pp. 97–120.
- Gopinath, G., Boz, E., Casas, C., Díez, F. J., Gourinchas, P.-O. y Plagborg-Møller, M. (2020). Dominant Currency Paradigm. *American Economic Review*, 110(3), pp. 677–719.
- Hernández, M. (2023). Pass-through del tipo de cambio en Argentina: traspaso parcial y rezagado. *Documento de trabajo, IIEP-UBA*.
- Hume, D. (1752). *Political Discourses* (incluye “Of the Balance of Trade”). Edinburgh.
- Kaminsky, G. L. (2010). Terms of trade shocks and fiscal cycles. *NBER Working Paper* N° 15780.
- Montes-Rojas, G. (2019). Una evaluación del *pass-through* en la Argentina usando funciones impulso respuesta de cuantiles multivariados. *Estudios Económicos*, 36(73), pp. 145–189.

- Muñoz, A., Espinoza, R. y Varela, C. (2023). Export manufacture competitiveness and commodity dependence: An empirical analysis of the Dutch Disease on Argentina and Chile during the commodity price boom. *IPE Working Papers*, Berlin Institute for International Political Economy (IPE), Berlin School of Economics and Law.
- Olivera, J. H. G. (1962). Equilibrio monetario y ajuste internacional. *Desarrollo Económico*.
- Olivera, J. H. G. (1991). Equilibrio social, equilibrio de mercado e inflación estructural. *Desarrollo Económico*, 30(120), pp. 487–493.
- Palazzo, G., Rapetti, M., y Waldman, J. (2023). *Planes de estabilización en América Latina: ¿qué distingue a los casos exitosos?* Documento de trabajo, IIEP-UBA / Equilibra.
- Puyana, A. y Constantino, A. (2013). Sojización y enfermedad holandesa en Argentina: ¿la maldición verde? *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía*, 44(175), pp. 81–100.
- Rapetti, M. (2026). Three Key Levels of the Real Exchange Rate in Latin America. *Journal of Globalization and Development*. <https://doi.org/10.1515/jgd-2025-0028>
- Razmi, A., Rapetti, M. y Skott, P. (2012). The real exchange rate and economic development. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(2), pp. 151–169.
- Ricardo, D. (1817). *On the Principles of Political Economy and Taxation*. London: John Murray.
- Rincón, H. (1999). Testing the Short-and-Long-Run Exchange Rate Effects on the Trade Balance: The Case of Colombia. *Ensayos Sobre Política Económica*, 35(3), 87–121.
- Sahay, R., Céspedes, L. F. y Cashin, P. (2002). Commodity Currencies and the Real Exchange Rate. *IMF Working Paper*.
- Salter, W. E. G. (1959). Internal and external balance: the role of price and expenditure effects. *Economic Record*, 35(71), pp. 226–238.
- Samuelson, P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics*, 46(2), pp. 145–154.

- Schorr, M. y Wainer, A. (2013). Algunos determinantes de la restricción externa en la Argentina. *Dossier, Revista de Economía Política*.
- Schorr, M. y Wainer, A. (2023). Neodesarrollismo, restricción externa y salida exportadora en la Argentina. *Realidad Económica*, 355, pp. 9–34.
- Swan, T. (1960). Economic control in a dependent economy. *Economic Record*, 36(73), pp. 51–66.
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), pp. 1389–1408.
- Thirlwall, A. P. (1979). The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 32(128), pp. 45–53.
- Tornell, A. y Lane, P. R. (1999). The voracity effect. *American Economic Review*, 89(1), pp. 22–46.
- Wainer, A. (2011). Inserción argentina en el comercio mundial: de la restricción externa al desarrollo económico. *Realidad Económica*, 264, pp. 60–82.
- Wainer, A. (2019). La restricción externa al crecimiento en Argentina en el periodo kirchnerista (2003–2015). *Semestre Económico (Universidad de Medellín)*, 21(47). doi:10.22395/seec.v21n47a4
- Wainer, A. (Ed.) (2022). *¿Por qué siempre faltan dólares? Las causas estructurales de la restricción externa en la economía argentina del siglo XXI*. Buenos Aires: FLACSO / Área de Economía y Tecnología.
- Zack, G. y Valle, D. (2016). Elasticidades de comercio exterior de la Argentina (2da parte): desagregación por socio comercial. *Realidad Económica*, 303, pp. 119–143.

Anexo. Descripción de los procedimientos econométricos

Este anexo describe los procedimientos estadísticos utilizados en el texto y reporta los estadísticos descriptivos de las series principales.

A.1. Estadísticos descriptivos

Cuadro A1. Estadísticos descriptivos. Período 1910–2024 ($N = 115$).

Variable	Media	Desv. est.	Mínimo	Mediana	Máximo
Exportaciones (millones USD 2018)	24.985	22.525	6.053	13.885	94.987
Importaciones (millones USD 2018)	21.661	20.641	3.448	11.278	84.661
ITCR bilateral (100 = 2003–08)	77,3	24,7	36,1	75,0	158,9
Efecto precio (millones USD 2018)	691	3.910	-11.533	261	18.038
Efecto cantidad (millones USD 2018)	566	3.586	-12.738	198	14.895

Fuente: elaboración propia.

A.2. Tests de raíz unitaria (ADF y KPSS)

Se aplican conjuntamente el test de Dickey-Fuller aumentado (ADF) y el de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Las hipótesis nulas son complementarias: ADF contrasta H_0 : raíz unitaria; KPSS contrasta H_0 : estacionariedad. La coincidencia de ambos resultados provee mayor robustez que cada test por separado. En el ADF el número de rezagos se selecciona por AIC sobre $k \in [0, 4]$; la especificación incluye constante y tendencia para $\log(X)$ y $\log(M)$, y solo constante para las demás series. En el KPSS la varianza de largo plazo se estima por Newey-West con $\ell = \lfloor 4(T/100)^{1/4} \rfloor$ rezagos.

Cuadro A2. Tests de raíz unitaria. Período 1910–2024.

Variable	ADF		KPSS		Orden
	τ		η		
$\log(\text{Exportaciones})$	-2,836		0,441	***	$I(1)$
$\log(\text{Importaciones})$	-3,241	*	0,326	***	$I(1)$
$\log(\text{ITCR})$	-4,243	***	0,167		$I(0)$
$\Delta \log(\text{ITCR})$	-11,258	***	0,038		$I(0)$
Efecto precio (EP_t)	-8,259	***	0,182		$I(0)$

Nota: VC ADF (c+tendencia): 1% = -3,96; 5% = -3,41. VC KPSS (c+tendencia): 1% = 0,216; 5% = 0,146. *** $p < 0,01$; * $p < 0,10$. Rezagos por AIC.

Fuente: elaboración propia.

A.3. Cointegración de Johansen

La existencia de una relación de largo plazo entre $\log(X_t)$ y $\log(M_t)$ —ambas $I(1)$ — se contrasta mediante el procedimiento de Johansen (1988). El test de traza evalúa secuencialmente $H_0: \text{rango} = 0$ y $H_0: \text{rango} \leq 1$. Se estima con $k = 2$ rezagos y constante no restringida. Los valores críticos son los de Osterwald-Lenum (1992).

Cuadro A3. Test de traza de Johansen. $\log(M_t)$ y $\log(X_t)$, 1912–2024 ($T = 113$).

Hipótesis nula	Traza	VC 5%	VC 1%	Decisión
$H_0: r = 0$	28,71	15,41	20,04	Rechaza***
$H_0: r \leq 1$	0,68	3,76	6,65	No rechaza

Nota: Relación de largo plazo: $\log(M) = 0,12 + 0,98 \log(X)$ (SE = 0,04; $t = 25,7$). Eigenvalores: $\lambda_1 = 0,220$; $\lambda_2 = 0,006$.

Fuente: elaboración propia.

A.4. Causalidad de Granger

La causalidad de Granger (1969) evalúa si los rezagos de una variable contienen información predictiva sobre otra una vez controlados los propios rezagos. La hipótesis nula de no causalidad se contrasta mediante un test F sobre la restricción de exclusión conjunta de los rezagos de la variable candidata. Se reportan resultados para $k \in \{1, 2, 3, 4\}$. El término “causalidad” es convencional en la literatura econométrica, pero el test identifica antecendencia temporal con poder predictivo y no causalidad en sentido estructural; la interpretación causal requiere supuestos adicionales sobre el proceso generador de los datos.

Cuadro A4. Tests de causalidad de Granger. $\log(X_t)$ y $\log(M_t)$, 1910–2024.

Dirección		Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4
$X \rightarrow M$	F	28,08	18,04	9,83	8,37
	p	0,000	0,000	0,000	0,000
$M \rightarrow X$	F	0,001	0,660	0,522	0,612
	p	0,972	0,519	0,668	0,655

Fuente: elaboración propia.

A.5. Modelo de corrección de errores (VECM)

Confirmada la cointegración, la velocidad de ajuste se estima mediante el método de dos etapas de Engle y Granger (1987). El coeficiente $\hat{\alpha}$ sobre el término de corrección de errores rezagado mide la fracción del desequilibrio que se corrige en cada período;

un valor en $(-1, 0)$ estadísticamente significativo confirma cointegración. El *half-life* se calcula como $h = \ln(0,5) / \ln(1 + \hat{\alpha})$.

Cuadro A5. VECM: velocidad de ajuste. 1911–2024.

Ecuación	$\hat{\alpha}$	SE	t	p
$\Delta \log M_t$	-0,380	0,077	-4,956	0,000
$\Delta \log X_t$	0,002	0,068	0,028	0,978

Nota: *Half-life:* 1,45 años. $R^2(\Delta \log M) = 0,274$. La no significancia en $\Delta \log X_t$ es el test de exogeneidad débil de Engle, Hendry y Richard (1983) en un sistema cointegrado.

Fuente: elaboración propia.

A.5b. VECM: dinámica completa

El Cuadro A5b presenta las dos ecuaciones del sistema con todos sus coeficientes. La ecuación de $\Delta \log M_t$ incluye la constante, el término de corrección de errores rezagado (ECT_{t-1}) y las diferencias rezagadas de ambas variables. Los errores estándar son robustos (HC1). La ecuación de $\Delta \log X_t$ confirma que las exportaciones no ajustan al desequilibrio ($\hat{\rho}' = 0,002$, $p = 0,977$), lo que valida el supuesto de exogeneidad débil empleado en el resto del análisis.

El Q(8) de Ljung-Box para la ecuación de importaciones arroja $p = 0,029$, lo que indica autocorrelación residual leve a horizontes largos. Este resultado no invalida los coeficientes estimados —los errores estándar HC1 son consistentes bajo heterocedasticidad y autocorrelación moderada— pero sugiere que una especificación con $p = 2$ mejoraría el ajuste dinámico. Se reporta la especificación $p = 1$ para mantener consistencia con el Johansen y el ARDL, cuya selección de orden también recayó en un rezago.

Cuadro A5b. VECM: dinámica completa. 1912–2024.

Variable	$\Delta \log M_t$			$\Delta \log X_t$			
	$\hat{\gamma}$	SE	t	$\hat{\gamma}'$	SE	t	
Constante	0,008	0,022	0,384	0,020	0,019	1,052	
ECT_{t-1}	-0,380	0,077	-4,937	***	0,002	0,065	0,030
$\Delta \log M_{t-1}$	0,230	0,099	2,330	**	-0,090	0,075	-1,199
$\Delta \log X_{t-1}$	0,109	0,122	0,890		-0,043	0,103	-0,421
R^2		0,274			0,019		
R^2_{adj}		0,254			-0,008		
N		113			113		
<i>Diagnósticos de residuos</i>							
Q(4) Ljung-Box	4,884	$(p = 0,299)$		4,013	$(p = 0,404)$		
Q(8) Ljung-Box	17,119	$(p = 0,029)^\dagger$		10,578	$(p = 0,227)$		
Jarque-Bera	7,050	$(p = 0,029)^\ddagger$		8,154	$(p = 0,017)^\ddagger$		
ARCH-LM(4)	2,552	$(p = 0,635)$		1,929	$(p = 0,749)$		

Nota: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Errores estándar robustos (HC1). *Half-life* del desequilibrio: 1,45 años ($h = \ln(0,5)/\ln(1 + \hat{\rho})$). Relación de largo plazo: $\hat{\beta} = 0,982$. † Autocorrelación leve a Q(8); los SE HC1 son consistentes. La ecuación de X no presenta autocorrelación. ‡ No normalidad frecuente en series anuales de 113 obs. No afecta consistencia de los estimadores.

Fuente: elaboración propia.

A.6. Modelo ARDL

Dado que $\log(\text{ITCR})$ es $I(0)$ mientras que $\log(X)$ y $\log(M)$ son $I(1)$, se utiliza el enfoque ARDL de Pesaran, Shin y Smith (2001), que admite mezclas de órdenes de integración. El orden (p, q, r) se selecciona minimizando el AIC sobre $\{1, \dots, 4\}^3$; la especificación óptima es ARDL(2,0,1). Los coeficientes de largo plazo se obtienen por reparametrización de las sumas de coeficientes estimados.

Cuadro A6. ARDL(2,0,1): coeficientes estimados. Variable dependiente: $\log(M_t)$. 1912–2024 ($N = 113$).

Variable	Coef.	SE	t	
Constante	0,668	0,529	1,264	
$\log(M)_{t-1}$	0,857	0,082	10,471	***
$\log(M)_{t-2}$	-0,271	0,071	-3,795	***
$\log(X)_t$	0,408	0,056	7,329	***
$\log(\text{ITCR})_t$	-0,375	0,083	-4,508	***
$\log(\text{ITCR})_{t-1}$	0,224	0,088	2,537	**
<i>Largo plazo</i>				
$\hat{\beta}^{LR}[\log X]$	0,987			
$\hat{\gamma}^{LR}[\log \text{ITCR}]$	-0,365			
$\hat{\alpha}^{ECM}$	-0,413			

Nota: $R^2 = 0,950$. Especificación por AIC. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$.

Fuente: elaboración propia.

A.6b. VAR en diferencias: ejercicio de robustez

El ARDL aprovecha la cointegración entre $\log X$ y $\log M$ para identificar tanto la relación de largo plazo como la dinámica de corto plazo en una misma especificación. Una pregunta natural es si los signos y magnitudes que el ARDL recupera dependen crucialmente de imponer la cointegración o si sobreviven a una especificación que la descarta por construcción. Para responderla se estima un VAR en diferencias sobre $(\Delta \log X_t, \Delta \log M_t, \Delta \log \text{ITCR}_t)$, con orden seleccionado por AIC sobre $k \in \{1, \dots, 4\}$. El AIC arroja un mínimo en $k = 1$ (AIC = -9,21) y crece monótonicamente con el número de rezagos, lo que confirma la especificación parsimoniosa. Los errores estándar son robustos (HC1).

Cuadro A6b. VAR en diferencias: dinámica completa. 1912–2024.

Variable	$\Delta \log M_t$			$\Delta \log X_t$			$\Delta \log \text{ITCR}_t$		
	\hat{b}	SE	t	\hat{b}	SE	t	\hat{b}	SE	t
Constante	0,009 (0,024)		0,37	0,021 (0,019)		1,12	0,005 (0,023)		0,22
$\Delta \log M_{t-1}$	0,017 (0,120)		0,14	-0,127 (0,083)		-1,54	-0,006 (0,106)		-0,05
$\Delta \log X_{t-1}$	0,366 (0,118)		3,10 ***	-0,059 (0,100)		-0,59	-0,080 (0,081)		-0,99
$\Delta \log \text{ITCR}_{t-1}$	-0,162 (0,131)		-1,24	-0,102 (0,092)		-1,11	-0,086 (0,118)		-0,73
R^2	0,127			0,030			0,009		
R^2_{adj}	0,103			0,004			-0,018		
N	113			113			113		
<i>Diagnósticos de residuos</i>									
Q(4)	9,56 ($p = 0,049$) [†]			3,29 ($p = 0,511$)			3,72 ($p = 0,445$)		
Q(8)	20,94 ($p = 0,007$) [†]			10,22 ($p = 0,250$)			10,74 ($p = 0,217$)		
JB	3,44 ($p = 0,179$)			7,82 ($p = 0,020$) [‡]			257,9 ($p = 0,000$) [‡]		
ARCH-LM(4)	11,04 ($p = 0,026$) [†]			3,11 ($p = 0,540$)			0,49 ($p = 0,974$)		
<i>Causalidad de Granger (F, p)</i>									
$\Delta \log X \rightarrow \Delta \log M$	$F(1, 109) = 8,57, p = 0,004$ ***								
$\Delta \log \text{ITCR} \rightarrow \Delta \log M$	$F(1, 109) = 2,11, p = 0,149$ §								
$\Delta \log X \rightarrow \Delta \log \text{ITCR}$	$F(1, 109) = 0,44, p = 0,510$								

Nota: *** $p < 0,01$. SE robustos HC1. VAR(1) seleccionado por AIC sobre $k \in \{1, \dots, 4\}$. [†] Autocorrelación y ARCH en $\Delta \log M$: el VAR en diferencias descarta el canal contemporáneo presente en el ARDL. [‡] No normalidad en series anuales de 113 obs.; no afecta consistencia. § El efecto ITCR sobre M en el ARDL es contemporáneo (no rezagado); el VAR solo captura el canal de rezagos.

Fuente: elaboración propia.

Los signos del ARDL se sostienen al pasar a diferencias. El coeficiente de $\Delta \log X_{t-1}$ sobre $\Delta \log M_t$ es positivo y significativo (+0,366, $p = 0,003$), del mismo orden de magnitud que el coeficiente contemporáneo del ARDL (+0,408, $p < 0,001$); el test de Granger dentro del VAR confirma la antecendencia unidireccional ($F = 8,57$, $p = 0,004$). El coeficiente de $\Delta \log \text{ITCR}_{t-1}$ tiene el signo correcto (-0,162) pero no es estadísticamente significativo ($p = 0,218$). Esta pérdida de significancia no contradice el resultado del ARDL: el efecto del ITCR sobre las importaciones que el ARDL identifica es *contemporáneo* ($\hat{\gamma} = -0,375$, $p < 0,001$ en $\log \text{ITCR}_t$), y un VAR en diferencias por construcción solo accede al canal rezagado. La dirección del efecto se confirma; la magnitud es menos precisa porque se descarta la información de niveles que el ARDL aprovecha.

Cuadro A6c. Comparación ARDL(2,0,1) vs. VAR(1) en diferencias: efectos sobre $\Delta \log M_t$.

Efecto	ARDL(2,0,1)		VAR(1) dif.	
	Coef.	p	Coef.	p
<i>Exportaciones → Importaciones</i>				
$\log X_t / \Delta \log X_{t-1}$ (corto plazo)	+0,408	< 0,001	+0,366	0,003
$\log X$ largo plazo	+0,987	< 0,001	—	—
Signo coincide	✓		✓	
<i>ITCR → Importaciones</i>				
$\log ITCR_t / \Delta \log ITCR_{t-1}$ (corto plazo)	-0,375	< 0,001	-0,162	0,218
$\log ITCR$ largo plazo	-0,365	< 0,001	—	—
Signo coincide	✓		✓	
<i>Ajuste global</i>				
R^2	0,950		0,127	
Q(4) p -value	0,291		0,049 [†]	
ARCH-LM(4) p -value	0,635		0,026 [†]	

Nota: “—” = no disponible (no hay largo plazo en diferencias). † Residuos con autocorrelación y ARCH en la ec. de M . Los signos se confirman; las magnitudes son menos precisas que en el ARDL por descarte de la cointegración.

Fuente: elaboración propia.

Los diagnósticos de residuos en la ecuación de $\Delta \log M$ presentan autocorrelación leve (Q(4) $p = 0,049$, Q(8) $p = 0,007$) y heterocedasticidad condicional (ARCH-LM $p = 0,026$). Esta deterioración respecto al ARDL —cuyos residuos pasan los mismos tests sin alertas— es la penalidad técnica esperable de descartar la información de cointegración: al modelar la dinámica solo en diferencias, parte del componente sistemático de los datos queda en los residuos. Los SE robustos HC1 son consistentes bajo estas condiciones, lo que preserva la inferencia sobre los signos.

La lectura conjunta es directa. Los signos del ARDL se sostienen al cambiar de especificación; las magnitudes del canal vía exportaciones son del mismo orden; la pérdida de significancia del ITCR es estructural al ejercicio (canal rezagado vs. contemporáneo) y no constituye evidencia en contra del mecanismo. El resultado central del trabajo —la apreciación cambiaria como canal activo de transmisión de los *shocks* de precios externos sobre la absorción importadora— no es un artefacto de imponer cointegración.

A.7. VAR bivariado: ITCR y efecto precio

El vínculo entre el efecto precio (EP_t) y el tipo de cambio real se estima mediante un VAR bivariado en niveles —válido dado que ambas series son $I(0)$ — con $k = 1$ rezago por AIC. La hipótesis de ajuste contemporáneo se evalúa mediante la función de correlación cruzada para $k \in \{-4, \dots, 4\}$ y mediante tests de Granger en el VAR.

Cuadro A7. Correlación cruzada $\Delta \log(\text{ITCR})$ y EP . 1909–2024 ($N = 116$).

Rezago k	ρ_k
-4	-0,085
-3	-0,052
-2	+0,077
-1	-0,063
0	-0,281***
+1	-0,147
+2	+0,077
+3	+0,015
+4	+0,110

Nota: Significancia en $k = 0$: $t = -3,10$, $p = 0,003$. Granger $EP \rightarrow \text{ITCR}$: $p > 0,39$ en todos los rezagos. Granger $\text{ITCR} \rightarrow EP$: $p > 0,23$ en todos los rezagos.

Fuente: elaboración propia.

A.8. Tests de estabilidad estructural

Test de Chow (1960). Contrasta la igualdad de parámetros entre dos submuestras definidas por un punto de quiebre prespecificado τ , mediante un test F sobre la diferencia entre la suma de cuadrados del modelo estimado sobre la muestra completa y la suma de las dos submuestras.

Bai-Perron (1998). El punto de quiebre óptimo se determina minimizando la suma de cuadrados de residuos total sobre todos los posibles puntos de ruptura, con un mínimo de 15 observaciones por segmento. La significancia se evalúa con el test de Chow en el punto óptimo.

Cuadro A8. Tests de estabilidad estructural.

Relación	Test	Quiebre	F	p
$\log(M) \sim \log(X)$	Chow	1970	0,027	0,973
$\log(M) \sim \log(X)$	Chow	2002	0,055	0,947
$\log(M) \sim \log(X)$	Bai-Perron	1947	2,628	0,077
$\Delta \log(\text{ITCR}) \sim EP$	Bai-Perron	1986	4,523	0,013

Nota: El quiebre de 1947 cae en el período de mayor cierre comercial (ISI). El de 1986 coincide con la hiperinflación (1987–1990).

Fuente: elaboración propia.

A.9. Regresiones en ventanas móviles

Para evaluar la estabilidad temporal de los coeficientes del ARDL se estima $\log(M_t) = \alpha + \beta \log(X_t) + \gamma \log(\text{ITCR}_t) + \varepsilon_t$ en ventanas móviles de 20 años sobre el período completo. Los resultados son robustos a ventanas de 15 y 25 años.

Cuadro A9. Regresiones en ventanas móviles de 20 años. Medias de $\hat{\beta}$ y $\hat{\gamma}$ por década.

Período	$\bar{\hat{\beta}}[\log X]$	$\bar{\hat{\gamma}}[\log \text{ITCR}]$
1930–1939	0,677	–0,115
1940–1949	0,417	–1,568
1950–1959	0,823	–1,256
1960–1969	0,237	–0,262
1970–1979	0,094	–0,119
1980–1989	0,618	–0,367
1990–1999	0,275	–0,841
2000–2009	0,945	–0,919
2010–2019	1,069	–0,754
2020–2024	0,902	–0,669
<i>Período completo</i>		
Signo esperado	90,6%	90,6%
Significativo (5%)	69,8%	69,8%

Nota: Medias de ventanas con año final en cada década.

Fuente: elaboración propia.

A.10. Identificación empírica de los ciclos alcistas: Método A

El Gráfico 5 presenta el saldo neto de efecto precio por ciclo a lo largo de la serie histórica. Los ciclos alcistas se identifican algorítmicamente a partir de la serie

de efecto precio (EP_t) mediante el procedimiento que denominamos **Método A**. El método responde a tres decisiones metodológicas, cada una con un supuesto implícito documentado a continuación. La sección final de este apéndice reporta la verificación con dos métodos alternativos.

Decisión 1: suavizado de la serie. Se calcula la media móvil trianual centrada del efecto precio:

$$\overline{EP}_t^3 = \frac{EP_{t-1} + EP_t + EP_{t+1}}{3} \quad (\text{A.1})$$

Supuesto implícito: ciclos de duración inferior a tres años son ruido de precios de corto plazo y no tienen capacidad de reorganizar los precios relativos internos. Solo las rachas sostenidas por al menos tres años activan el mecanismo de restricción interna. Este supuesto es consistente con la evidencia del ARDL, que documenta que el coeficiente de ajuste del ITCR hacia su nivel de equilibrio implica un *half-life* de 1,45 años: si el precio se revierte antes de que el tipo de cambio complete su ajuste, el efecto sobre la estructura de precios internos es nulo o marginal.

Decisión 2: umbral de cruce. Un ciclo alcista comienza cuando \overline{EP}_t^3 cruza de negativo a positivo y termina cuando vuelve a cruzar a negativo o cero. La duración mínima del ciclo es de tres años ($\Delta t \geq 3$).

Supuesto implícito: el umbral de cruce es cero absoluto, no un percentil histórico. Cualquier efecto precio positivo sostenido genera apreciación, independientemente de su magnitud. Este supuesto es conservador: podría refinarse usando como umbral la media histórica de EP_t normalizada por el nivel de exportaciones, lo que definiría ciclos como desviaciones sobre el promedio. La elección de umbral cero es consistente con la relación (9) de la sección de formalización: la evidencia empírica muestra que cualquier $EP_t > 0$ tiene una correlación negativa con $\Delta \log \text{ITCR}_t$, sin que exista un valor umbral significativo.

Decisión 3: base del contrafactual. Para cada ciclo, el año base es el último año con $\overline{EP}_t^3 \leq 0$ previo al inicio de la racha alcista (denotado t_0). La ganancia de nivel en el año t dentro del ciclo es:

$$GL_t = X_t - \left(X_{t_0} + \sum_{s=t_0+1}^t EQ_s \right)$$

Supuesto implícito: el precio de referencia relevante para medir la bonanza es el del último año “normal” antes del ciclo, no un promedio histórico ni un equilibrio de largo plazo. Este supuesto es coherente con la lógica del mecanismo de restricción interna: lo que genera la reorganización de precios relativos es la diferencia entre el nivel de precios efectivo y el nivel que los agentes internos habían internalizado como referencia antes del auge.

Algoritmo de identificación. Las tres decisiones se traducen en el siguiente procedimiento aplicado sobre la serie de EP_t entre 1910 y 2024:

1. Se calcula \overline{EP}_t^3 para todo año t con vecinos disponibles.
2. Se recorre la serie de izquierda a derecha. Cuando se detecta un cruce de negativo a positivo —es decir, $\overline{EP}_{t-1}^3 \leq 0$ y $\overline{EP}_t^3 > 0$ — se marca a t como inicio candidato del ciclo.
3. Se continúa avanzando hasta encontrar el primer año posterior con $\overline{EP}_s^3 \leq 0$, que se marca como cierre del ciclo.
4. Si la duración del ciclo es menor a tres años se descarta. En caso contrario, se conserva y se inicia la búsqueda del próximo ciclo a partir del año siguiente al cierre.
5. Para cada ciclo conservado se calcula el saldo acumulado $S_t = \sum_{s=t_0+1}^t EP_s$ —representado en el panel superior del Gráfico 5— y la ganancia de nivel acumulada definida arriba.

El procedimiento es determinístico y reproducible. Aplicado sobre la serie, identifica los diez ciclos reportados en el Cuadro 1 del texto principal.

Ciclos de precios y persistencia del ITCR. Es importante distinguir dos planos que el algoritmo separa nítidamente. El ciclo de precios es un fenómeno de *flujo*: arranca cuando los precios externos comienzan a sostener una racha favorable y cierra cuando esa racha se revierte. La duración del ciclo está acotada por la dinámica de los precios internacionales y, en general, no excede los doce años en la serie analizada. La apreciación cambiaria, en cambio, opera sobre el plano del *stock* de precios relativos internos: una vez consolidada por años de tipo de cambio favorable, no se revierte automáticamente cuando el ciclo de precios cierra. El propio Gráfico 3 documenta este desacople: tras el cierre formal del ciclo 2001–2012, el ITCR se mantuvo en niveles fuertemente apreciados (con un promedio de 64 puntos

entre 2013 y 2019, frente a una media histórica de 77). El ciclo de precios externos opera como secuencia transitoria; el ITCR opera como mecanismo de transmisión persistente de esa secuencia al sistema de precios relativos internos. La restricción interna, por construcción del mecanismo, sobrevive al cierre del ciclo de precios que la generó.

Verificación y alternativas. Se contrastaron tres métodos de identificación (A: cruce por cero con suavizado; B: Bry-Boschan de picos y valles; C: CUSUM con reset). El Método C fue descartado porque requiere que EP_t tenga media cero en el largo plazo, supuesto que la propia evidencia del paper rechaza: la media positiva y creciente del efecto precio desde los años setenta hace que el acumulado nunca vuelva a cero. Que el CUSUM no converja es, en este contexto, un resultado consistente con el argumento central del trabajo. El Método B (Bry-Boschan) recupera los ciclos manuales con igual precisión sin suavizado pero fragmenta el gran ciclo 2001–2012 en tres sub-ciclos, perdiendo la propiedad de continuidad que el argumento requiere. El Método A con $k = 3$ y $\Delta t_{\min} = 3$ recupera 10 de los 11 ciclos de la identificación de referencia dentro de un margen de ± 3 años, unifica correctamente el período 2001–2012 como un único ciclo alcista, y es el que presenta los supuestos más transparentes y teóricamente coherentes con el mecanismo propuesto.

Los ciclos identificados se reportan en el Cuadro 1 del texto principal.