

DEVALUACIONES EN AMÉRICA LATINA (1993-2023): UN ESTUDIO DE SU EFECTO EN EL PIB A PARTIR DE ESTIMADORES DE PANELES DINÁMICOS HETEROGÉNEOS°

*DEVALUATIONS IN LATIN AMERICA (1993-2023): A STUDY OF
THEIR EFFECT ON GDP USING HETEROGENEOUS DYNAMIC
PANEL ESTIMATORS*

*Andrés Salles**
*Nicolás Bertholet***

enviado: 15 octubre 2024 – aprobado: 3 diciembre 2024

Resumen

Utilizando un panel de 20 países de la región con datos trimestrales para el periodo 1993-2023, se estimó el efecto del tipo de cambio real y nominal sobre el producto con los estimadores pooled mean group (PMG) y mean group (MG). Aplicando el test de Pesaran-Yamagata, se detectó heterogeneidad en el coeficiente de las pendientes individuales, con lo cual MG se consideró el estimador preferido. Dada la existencia de dependencia transversal, se estimó MG y PMG controlando por la misma. Utilizando MG con control por dependencia transversal, al cual consideramos el mejor estimador, se encuentra que, para la región, el efecto de corto plazo del tipo de cambio real es positivo, aunque se encuentran impactos heterogéneos al interior de la muestra. Entre los que existe un efecto negativo y significativo se encuentra Argentina y Venezuela mientras que en Brasil, Colombia, Costa Rica, Jamaica, México, Paraguay y Uruguay el efecto es negativo aunque no significativo. En cuanto al efecto de largo plazo, se ve un impacto negativo en general. En cuanto al tipo de cambio nominal, el efecto de corto plazo es negativo pero no significativo

° Salles, A., & Bertholet, N. (2026). Devaluaciones en América Latina 1993-2023. Un estudio de su efecto en el PIB a partir de estimadores de paneles dinámicos heterogéneos. *Estudios económicos*, 43(86), pp. 5-38. DOI: 10.52292/j.estudecon.2026.5468.

* Instituto Interdisciplinario de Economía Política, CONICET; Universidad de Buenos Aires, Argentina. ORCID: <https://orcid.org/0009-0002-4523-4065>. Correo electrónico: andressalles@hotmail.com.

** Instituto Interdisciplinario de Economía Política, CONICET; Universidad de Buenos Aires, Argentina. ORCID: <https://orcid.org/0009-0002-8846-037X>. Correo electrónico: nicolasbertholet1@gmail.com.

para la región. Al analizar por país, se encuentra que es negativo y significativo en Argentina y Venezuela, en el primer caso aun controlando por consumo del gobierno. En casi todos los países se encuentra que el efecto es negativo aunque no significativo. En cuanto al efecto de largo plazo, al igual que con el tipo de cambio real, también se observa un impacto negativo en general. La implicancia de estos hallazgos es que las devaluaciones no deben ser aplicadas indistintamente como política cambiaria en cualquier país de la región ya que operan diversos mecanismos de transmisión con efectos contrapuestos, sino sólo en aquellos países donde se encuentra un efecto expansivo neto.

Palabras clave: devaluaciones, América Latina, paneles dinámicos, heterogeneidad
Códigos JEL: E23, C23, F43

Abstract

This study examines the effect of real and nominal exchange rates on output in Latin America using a panel of 20 countries with quarterly data from 1993 to 2023. The pooled mean group (PMG) and mean group (MG) approaches were applied, and the Pesaran-Yamagata test revealed heterogeneity in the individual slope coefficients, indicating MG as the preferred estimator. Given the presence of cross-sectional dependence, MG and PMG were employed while accounting for it. Using MG with control for cross-sectional dependence—deemed the most suitable approach—we find that, for the region, the short-term effect of the real exchange rate is positive, although heterogeneous effects are observed within the sample. Argentina and Venezuela exhibit a significant negative effect, while Brazil, Colombia, Costa Rica, Jamaica, Mexico, Paraguay, and Uruguay show a negative but statistically insignificant effect. In the long term, a generally negative impact is observed. Regarding the nominal exchange rate, the short-term effect is negative but not significant at the regional level. When analyzed by country, it is significantly negative in Argentina and Venezuela, persisting in the former even when controlling for government consumption. In most countries, the effect remains negative but not significant. Similarly to the real exchange rate, the long-term impact is generally negative. These findings suggest that devaluations should not be indiscriminately implemented as an exchange rate policy across the region, as multiple transmission mechanisms with opposing effects are at play. Instead, they should be considered only in countries where a net expansionary effect is evident.

Keywords: devaluations, Latin America, dynamic panel models, heterogeneity
JEL Codes: E23, C23, F43

INTRODUCCIÓN

El estudio del efecto de una devaluación en el tipo de cambio sobre el PIB ha recibido la atención de numerosos trabajos en las últimas décadas centrándose principalmente en estudios de series de tiempo, especialmente en América Latina. La importancia de investigar este tópico se ha asociado históricamente a la fuerte inestabilidad cambiaria y a los severos problemas de balanza de pagos que ha sufrido la región durante el siglo XX. Aunque desde fines del siglo pasado, la región ha logrado en la mayoría de los casos una importante estabilidad macroeconómica, sigue subsistiendo la pregunta acerca de los efectos de los movimientos del tipo de cambio sobre el PIB en economías emergentes y especialmente en América Latina.

Este trabajo se encuadra dentro de la literatura existente pero realiza un aporte relevante al utilizar una metodología de paneles heterogéneos y por lo tanto levantar el supuesto de efecto homogéneo en todos los países. Es por ello que el principal aporte a esta literatura es metodológico. Al utilizar paneles heterogéneos, el trabajo posibilita separar el efecto por país y así logra un análisis desagregado y más matizado.

En este trabajo se utilizan estimadores de paneles heterogéneos y dinámicos que puedan lidiar con un panel caracterizado por un T grande. En ese sentido, consideramos que los estimadores de paneles heterogéneos son los más adecuados para intentar medir el impacto de las devaluaciones reales y nominales sobre el producto en países tan heterogéneos como los de América Latina.

Por ese motivo, y utilizando un panel de 20 países de la región con datos trimestrales para el periodo 1993-2023, estimamos el efecto del tipo de cambio sobre el producto utilizando los estimadores pooled mean group (PMG) y mean group (MG) así como también controlando por dependencia transversal para evitar potenciales estimadores inconsistentes.

La hipótesis principal del trabajo es que se encuentran efectos diferenciales de acuerdo al canal de transmisión que predomina en cada país.

El trabajo se va a dividir de la siguiente forma. En la segunda sección se va a realizar una sucinta revisión de la literatura teórica y empírica acerca de los efectos de las devaluaciones en el producto, con especial énfasis en América Latina. En la tercera sección se presenta un modelo sencillo para dar cuenta de los principales canales de transmisión de los movimientos del tipo de cambio al producto. En la cuarta sección se presentan las fuentes de los datos y en la quinta sección, la meto-

dología de paneles dinámicos y heterogéneos. En la sexta sección se presentan los principales resultados y finalmente las conclusiones.

I. REVISIÓN DE LITERATURA

I.1. Literatura teórica

Los trabajos clásicos que tratan este tópico como Laursen y Metzler (1950), Harberger (1950) y Alexander (1959) señalan que las devaluaciones son expansivas debido a que generan un incremento de la competitividad externa. Sin embargo, con el tiempo ha surgido una literatura que postula que las devaluaciones pueden ser contractivas bajo determinadas condiciones y operando diversos canales de transmisión. Dentro de los que sostienen la hipótesis de las devaluaciones contractivas, encontramos una literatura tradicional donde se presentan efectos por el lado de la demanda como de la oferta agregada y una literatura más moderna vinculada con el efecto hoja de balance.

La primera corriente plantea que las depreciaciones cambiarias afectan el producto negativamente por vía de la demanda agregada a través de su efecto redistributivo (Díaz Alejandro, 1963, 1965; Ferrer, 1963; Krugman & Taylor, 1978). Esta postura sostiene que los salarios nominales son rígidos en el corto plazo y que la propensión marginal a consumir de los trabajadores es mayor a la de los empresarios. Una devaluación, al transferir ingresos desde los primeros hasta los segundos, llevaría a una caída de la demanda agregada, reduciendo la producción y el empleo.

No obstante, los efectos contractivos de una devaluación podrían tener lugar también por una transferencia de ingresos del sector privado al gobierno, que tiene una propensión al ahorro de 1 en el corto plazo (Krugman & Taylor, 1978).

Dentro de esta literatura tradicional, también se sostiene que las devaluaciones afectan negativamente al producto por vía de la oferta agregada. La incorporación de insumos importados en los modelos que analizan efectos de las devaluaciones implica que, en el caso de exportaciones que tengan un alto contenido de importaciones, las depreciaciones cambiarias pueden no ser capaces de bajar lo suficiente los precios. En efecto, el aumento del valor de las importaciones de bienes importados puede empeorar la balanza de pagos y tener efectos recesivos.

En este sentido, Buffie (1984, 1986a, 1986b) incorpora bienes de capital en un modelo con un componente importado en proporción fija y concluye que la condición Marshall-Lerner no es necesaria ni suficiente para una expansión del producto. Shea (1976), en tanto, mediante un modelo macro-keynesiano donde una fracción de las importaciones se utilizan como bienes intermedios, llega a resultados similares. Otro trabajo que también se ha dedicado a modelizar el canal de insumos importados es Findlay y Rodríguez (1977).

También desde el lado de la oferta, a la hora de estudiar efectos de devaluaciones en el producto, se ha incorporado, por un lado, el rol de los impuestos sobre los ingresos y, por otro, el rol de los salarios (Chang & Lai, 1989; Lai, 1990).

Larraín y Sachs (1986) muestran que, incorporando salarios a un modelo básico, los efectos que producen las depreciaciones cambiarias en el corto plazo pueden también dañar el crecimiento en el largo plazo. Van Wijnbergen (1983, 1986), en tanto, estudia 3 canales a través de los cuales la devaluación tendría un efecto contractivo por el lado de la oferta agregada. Uno de ellos es la indexación del salario real en presencia de bienes importados como alimentos. El canal de la indexación salarial también es incorporado en otros estudios (Solimano, 1986; Islam, 1984).

Por último, la literatura más moderna se centra en el canal de transmisión financiero conocido como efecto de hoja de balance. Céspedes, Chang y Velasco (2004) muestran que, a causa de la dolarización de los pasivos de las firmas, una suba del tipo de cambio tiene efectos perjudiciales en el patrimonio neto de las mismas, lo que, debido a fricciones financieras, restringe la inversión.

I.2. Literatura empírica: series de tiempo

Para países de América Latina y el Caribe los estudios coinciden en que las devaluaciones son contractivas, especialmente, en el corto plazo. Existe un primer grupo de artículos que analizan un solo país.

Hoffmeister y Végh (1996) encuentran para Uruguay que una menor devaluación del tipo de cambio real provoca un incremento permanente del producto. A un resultado similar llegan Santaella y Vela (1996) para México.

Para Brasil, Amman y Baer (2003), analizando la devaluación del real del año 1999, también encontraron efectos contractivos.

Santaella y Vela (1996) encuentran evidencia para México de que una disminución en la depreciación del tipo de cambio incrementa el producto, al menos en el corto plazo. En el largo plazo, no obstante, el efecto se revierte totalmente.

Para Argentina, Campos (2023) utiliza un VAR bayesiano para el período 1854-2017 y encuentra que las devaluaciones son, en general, contractivas. Bertholet y Montes Rojas (2023) mediante un VAR con heterogeneidad por cuantil y usando como variables endógenas el tipo de cambio, la inflación, el PIB y el salario nominal encuentran un efecto bimodal sobre el producto con efectos positivos como negativos (estos últimos asociados a una disminución de los saldos reales).

Un segundo grupo de artículos analiza varios países de la región, pero estudiados separadamente mediante series de tiempo. Ahmed (2003), para Argentina, Brasil, Chile, Colombia y México, durante 1983-1999, tomando como variables endógenas el tipo de cambio real, el producto, la inflación, los términos de intercambio, el producto mundial y la tasa de interés de Estados Unidos, encontró que las devaluaciones tienen efectos contractivos en el corto plazo.

Zack et al. (2021), utilizando datos mensuales, encuentran que las devaluaciones nominales son contractivas en Brasil y México. Bertholet (2023) encuentra, para Argentina, Chile y Colombia (1950-2019), un efecto contractivo de la devaluación en el producto tanto en el corto plazo. En el mediano plazo dicho efecto se revierte total o parcialmente.

Para países de Asia Pacífico, los resultados son distintos. Las devaluaciones no necesariamente son contractivas, ni siquiera en el corto plazo. Utilizando datos trimestrales de 1971 a 1994 de Corea del Sur y aplicando metodología de cointegración de Johansen, Bahmani-Oskooee y Ree (1997), hallan que en ese país la depreciación real tiene un efecto expansivo en la producción interna.

Bahmani-Oskooee et al. (2002), mediante un Vector de Corrección de Errores (VEC) con datos trimestrales 1976-1999 encuentran que la depreciación del tipo de cambio, a largo plazo, es contractiva para Indonesia y Malasia, pero expansiva para Filipinas y Tailandia.

Kim y Ying (2007), en tanto, usando un modelo VAR para el período previo a la crisis de 1997 de los países del este asiático, no encuentran evidencia de que las devaluaciones tengan efectos contractivos en estas economías; por el contrario, en varios países, las devaluaciones parecen tener un efecto expansivo.

I.3. Literatura empírica: datos de panel

A nivel mundial, la utilización de datos de panel para estudiar impacto de devaluaciones en el PIB tiene numerosos antecedentes. Los resultados, al contrario de lo visto anteriormente, no varían tanto de acuerdo con el grupo de países que se analiza.

Con respecto a América Latina y el Caribe, Sheehey (1986) logró armar un panel con 16 países y los resultados verificaron de manera rotunda la existencia de un impacto contractivo de las devaluaciones en la región.

Edwards (1986) encontró, para un panel de 12 países en desarrollo durante el período 1965-1984, que las devaluaciones tienen efectos negativos en el PIB sólo en el corto plazo. En el largo plazo ese efecto desaparece. Utilizando una muestra de 23 países en desarrollo, Agénor (1991) encuentra que las devaluaciones no esperadas del tipo de cambio real pueden estimular el crecimiento del producto, mientras que las depreciaciones sostenidas del tipo de cambio real tienden a tener un efecto contractivo en la economía.

Morley (1992) estudió 28 devaluaciones en países en desarrollo, controlando por términos de intercambio, crecimiento de exportaciones e importaciones, oferta monetaria y situación fiscal. Encontró que las devaluaciones reducían el producto en los primeros 2 años. Kamin y Klau (1997) armaron un panel de 27 países durante el período 1970-1996 y, usando diferentes metodologías como Efectos Fijos o Mínimos Cuadrados en 2 Etapas, no encontraron evidencia de que las devaluaciones sean contractivas en el largo plazo.

En Bahmani-Oskooee (1998), utilizaron datos trimestrales para 23 países en desarrollo durante el período 1973-1988 y hallaron que las devaluaciones no tuvieron efecto contractivo de largo plazo sobre el producto. Sí en el corto, aunque controlando por correlación espuria y causalidad inversa, el efecto, sin desaparecer del todo, se reduce.

Analizando sólo la región de Asia Oriental, Christopolous (2004) analizó 11 países utilizando técnicas de panel cointegrado y encontró que las devaluaciones son contractivas en 5 de ellas y expansivas en sólo 3. Moreno (1999), en tanto, estudiando la misma región, señaló que la suba del tipo de cambio real, al menos en el corto plazo, desaceleró la actividad económica.

El relevamiento de la literatura empírica muestra que en América Latina las devaluaciones suelen ser contractivas en el corto plazo y con efectos ambiguos en el largo plazo. Esto se ve tanto en análisis de series de tiempo como de datos de panel.

Por último, existe una literatura que muestra que un tipo de cambio real subvaluado puede estimular el crecimiento económico en países en desarrollo al mejorar la rentabilidad del sector de bienes transables (Rodrik, 2008; Gala, 2008; MacDonald & Viera, 2010; Demir, 2010; Rapetti et al., 2012; Razmi et al., 2012; Habib et al., 2017; Demir et al., 2021).

II. MODELO ESTILIZADO

A continuación, se presenta un modelo sencillo con siete ecuaciones básicas. La ecuación (1) muestra la composición de la demanda agregada. Y_t es producto, C_t es consumo, I_t es inversión (que depende negativamente de la tasa de interés real r_t), G_t es gasto público y XN_t exportaciones netas. La ecuación (2) muestra la composición del consumo. Depende de un componente autónomo (C_0) y de un segundo componente que a su vez depende del salario real (W_t/P_t) siendo W_t salario nominal y P_t nivel de precios.

La ecuación (3) explica el comportamiento de los precios de la economía. Dependen de W_t y del tipo de cambio nominal (e_t). El parámetro ϕ representa el coeficiente de *pass-through* (traslado de devaluación a precios). En ese modelo vamos a suponer que es menor a 1. La ecuación (4) define a las exportaciones netas (XN_t) como exportaciones (X_t) menos importaciones (M_t).

Las ecuaciones (5) y (6) explican el comportamiento de las exportaciones y las importaciones, respectivamente. Las exportaciones dependen de un componente autónomo (en general estable, pero no siempre, ejemplo: aparición de una sequía), del producto mundial (Y^*) y del tipo de cambio real (q_t). X_1 y X_2 son elasticidades precio e ingreso respectivamente. Las importaciones dependen de un componente autónomo, de q_t negativamente y de Y_t .

Por último, la ecuación (7) presenta la fórmula del tipo de cambio real, el cual depende del tipo de cambio nominal (e_t), de los precios internacionales (P_t^*) y de los precios nacionales (P_t).

$$Y_t = C_t + I_t(r_t) + G_t + XN_t \quad (1)$$

$$C_t = C_0 + C_1\left(\frac{W_t}{P_t}\right) \quad (2)$$

$$P_t = W_t + \varphi e_t \quad (3)$$

$$XN_t = X_t - M_t \quad (4)$$

$$X_t = X_o + X_1(q_t) + X_2Y_t^* \quad (5)$$

$$M_t = M_o - M_1(q_t) + M_2Y_t \quad (6)$$

$$q_t = \frac{e_t P_t^*}{P_t} \quad (7)$$

Podemos observar que una devaluación produce dos impactos contrapuestos: uno expansivo y otro contractivo en el producto. Es por ello que, de acuerdo a la intensidad de esos efectos, en algunos países puede predominar el efecto expansivo mientras en otros países el efecto contractivo.

El canal expansivo está relacionado con la competitividad externa. La suba de e_t hace crecer los precios. Suponiendo que $\varphi < 1$ y que el otro término de la ecuación no varía en el corto plazo, e_t crecerá porcentualmente más que P_t . En base a la ecuación (7) esto determina que, en ausencia de cambios de magnitud en precios internacionales, subirá el tipo de cambio real (q_t). Eso incrementará exportaciones [ecuación (5)] y bajará importaciones [ecuación (6)]. En definitiva, subirán las exportaciones netas por ambas vías [ecuación (4)]. Lo cual impactará, de acuerdo con la ecuación (1) en el producto.

El canal contractivo está relacionado con la caída del consumo. En la ecuación (3) se ve que la suba de e_t impacta sobre P_t . Dado que el salario nominal es rígido en el momento del shock, el salario real (W_t/P_t) baja. Eso de acuerdo con

la ecuación (2) hace bajar el consumo y, por consiguiente, dada la ecuación (1), provoca un descenso en el producto.

El parámetro φ , distinto por país, determina en el modelo la suba de precios ante un mismo incremento en π con lo cual si φ es bajo, el salario real baja menos (el canal contractivo es chico) y el tipo de cambio real sube más (el canal expansivo es grande).

Pero φ no es el único aspecto importante. El predominio de un canal por sobre el otro también depende de las elasticidades de los parámetros X_I y M_I ¹. La composición de la canasta exportadora, por ejemplo, es crucial en la elasticidad precio de las ventas al exterior (X_I). Si es baja, ante una devaluación real, no crecen tanto las exportaciones netas, con lo cual no crece tanto el producto. El canal expansivo se debilita.

Por último, debe considerarse que las devaluaciones suelen producirse cuando hay problemas de balanza de pagos. Ahora bien, la política económica puede atenuarlas (o directamente evitarlas) con contracciones fiscales (baja en G_I) y/o contracciones monetarias (baja en I_t ocasionada por un aumento en la tasa de interés). Ambas generan recesiones que disminuyen la salida de dólares, compensando el shock inicial. Es muy importante considerar esto último ya que la recesión posterior a una devaluación puede estar ocasionada no por la devaluación en sí, sino por una política contractiva (fiscal o monetaria) que se produce simultáneamente.

En las siguientes secciones se testea econométricamente el impacto de las devaluaciones en el producto. Dado lo explicado arriba, en el modelo econométrico se incorporan como variables de control la composición de la canasta exportadora, el nivel de apertura comercial, el régimen cambiario, el gasto público y la tasa de interés interna.

III. DATOS

Se logró confeccionar un panel con 20 países de América latina y Caribe, con datos trimestrales del período 1993-2023. Desde 1990, la suma de los PIB de los 20 países analizados representó, en promedio, el 96.3% del PIB total de la

¹ El tercer término de la ecuación (6) no altera el predominio de un canal sobre otro. Si las devaluaciones son expansivas, amortigua la expansión. Si son contractivas, amortigua la contracción.

región. Eso muestra la alta representatividad del panel con respecto al total regional. Los 20 países son los siguientes:

Tabla 1. Países incluidos en el panel

Argentina	Honduras
Belice	Jamaica
Bolivia	México
Brasil	Nicaragua
Chile	Panamá
Colombia	Paraguay
Costa Rica	Perú
Ecuador	Trinidad y Tobago
El Salvador	Uruguay
Guatemala	Venezuela

Fuente: elaboración propia.

Las variables incluidas en el panel son las siguientes: 1) PIB en moneda nacional, en precios constantes, desestacionalizado; 2) tipo de cambio nominal; 3) índices de precios al consumidor (2010=100); 4) tipo de cambio real (2010=100); 5) tasa de interés bancaria activa; 6) consumo del gobierno general en precios constantes, desestacionalizado.

La fuente del PIB real es CEPAL, aunque la desestacionalización de los datos es de elaboración propia (X11). En el caso del tipo de cambio nominal y del IPC, la fuente fue FMI. Finalmente, el TCR se desarrolló gracias a un procesamiento propio en base al TCN, al IPC de cada país de la muestra y al IPC de Estados Unidos. Las únicas excepciones fueron el IPC de Argentina (fuente: CEPED) y el de Venezuela (fuente: CEPAL). En ambos casos, los datos a partir del FMI eran muy limitados o inexistentes. Para tasa de interés y consumo del gobierno también se usó CEPAL (este último también desestacionalizado con X11).

Se utilizaron, además, las siguientes 3 variables dummies como controles: A) régimen cambiario de facto (toma el valor de 1 si es tipo de cambio fijo o *crawling peg*); B) apertura comercial (toma el valor de 1 si el arancel NMF promedio del país es inferior, durante un año, al mismo indicador promedio de

la región); C) país exportador de bienes industriales (toma el valor de 1 si en la canasta exportadora predomina, en porcentaje, esta rama por sobre bienes agropecuarios y minerales).

Los datos de régimen cambiario se extrajeron de Ilzetki, Reinhart y Rogoff (2021), los datos de la apertura comercial provienen del Banco Mundial y la fuente de la composición de la canasta exportadora del Atlas of Economic Complexity.

III. METODOLOGÍA

En este trabajo se estiman paneles dinámicos caracterizados por tener un T grande, en los cuales se lidia con el problema de no estacionariedad. Para abordar esto, Pesaran, Shin y Smith (1999) desarrollaron dos nuevos estimadores de paneles dinámicos no estacionarios en los que los parámetros son heterogéneos entre grupos: los estimadores mean group (MG) y pooled mean group (PMG).

El estimador MG (Pesaran & Smith, 1995) se basa en estimar N regresiones de series temporales y promediar los coeficientes, mientras que el estimador PMG (Pesaran, Shin & Smith, 1999) se basa en una combinación de agrupación y promedio de los coeficientes.

Supongamos una especificación de panel dinámico autorregresivo distributivo (ARDL) (p, q_1, \dots, q_k) de la forma:

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \lambda_{i,j} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{i,j} X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

donde el número de grupos $i=1, 2, \dots, N$; el número de períodos $t=1, 2, \dots, T$; $X_{i,t}$ es un vector $K \times 1$ de variables explicativas; $\delta_{i,j}$ son los vectores de coeficientes $\lambda_{i,j}$; son escalares; y μ_i es el efecto específico de cada país. T debe ser lo suficientemente grande como para que el modelo pueda ajustarse para cada grupo por separado.

Si las variables en (1) son, por ejemplo, I(1) y cointegradas, entonces el término de error es un proceso I(0) para todo i. Por lo tanto, es común reparametrizar (8) en la ecuación de corrección de error:

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{it} - \theta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

En nuestro trabajo la variable dependiente va a ser el logaritmo natural del PIB y el vector de variables explicativas está conformado por el logaritmo natural del Tipo de cambio nominal o real de acuerdo con la especificación (ITCR o ITCN), por el logaritmo natural del Índice de Precios (IIPC) y por la Tasa de interés bancaria activa (i). En una segunda especificación se va a adicionar el Consumo del gobierno (IG).

Se utilizaron además tres variables dummies que indican el régimen cambiario de facto, la apertura comercial y la estructura de la canasta exportadora.

Dado que las variables deben ser $I(1)$ y estar cointegradas, se aplicaron los tests de Westerlund y de Pedroni de cointegración de paneles. La hipótesis nula en ambos test es la no cointegración y se rechaza en todos los casos, por lo que están cointegradas en todos los paneles (ver test de cointegración en el anexo).

Por un lado, el modelo podría ajustarse por separado para cada grupo y calcularse una simple media aritmética de los coeficientes. Este es el estimador MG propuesto por Pesaran y Smith (1995). Con este estimador, se permite que los interceptos, los coeficientes de pendiente y las varianzas de error difieran entre los grupos. Por el contrario, podría utilizarse un método de estimación de efectos fijos dinámicos (DFE) en el que los datos de las series temporales de cada grupo se agrupan y sólo se permite que los interceptos difieran entre los grupos. Sin embargo, si los coeficientes de las pendientes no son idénticos, el método de EF produce resultados inconsistentes.

Pesaran, Shin y Smith (1997, 1999) han propuesto un estimador PMG que combina ambas cosas. Este estimador intermedio permite que el intercepto, los coeficientes a corto plazo y las varianzas de error difieran entre los grupos (como lo haría el estimador MG) pero restringe los coeficientes a largo plazo para que sean iguales entre los grupos (como lo haría el estimador DFE). Dado que (9) es no lineal en los parámetros, Pesaran, Shin y Smith (1999) desarrollan un método de máxima verosimilitud para estimar los parámetros.

V. RESULTADOS

V.1. Resultados base

En la tabla 2 se presentan resultados de las regresiones utilizando los estimadores PMG y MG para el caso en el que se utiliza como variable explicativa el tipo de cambio real. En la tabla encontramos que el término de corrección de error es negativo y significativo en las tres especificaciones, estableciendo que se retorna al equilibrio en el largo plazo. La relación de cointegración de largo plazo muestra que el efecto del tipo de cambio real (en logaritmo) es positivo pero no significativo para en todos los casos, excepto con el estimador PMG controlando por consumo del gobierno en donde se encuentra un efecto negativo y significativo. En cuanto al efecto de los precios (en logaritmo) es positivo y significativo en las cuatro especificaciones. El efecto de la tasa de interés es negativo y significativo en las cuatro especificaciones.

Tabla 2. Efectos sobre PIB (Modelo con TCR)

	MG	MG con G	PMG	PMG con G
EC	-0.279***	-0.420***	-0.0885***	-0.179***
dlter	0.269**	0.170*	0.237*	0.152
dlipc	0.399***	0.368***	0.371***	0.371***
di	0.00358	0.00440	0.00135	0.00321
dlG		0.103		0.216***
L.dlpibd	-0.0631**	0.0148	-0.130***	-0.0721**
L.dlter	0.0172	-0.0198	0.0515	-0.00213
L.dlipc	-0.0241	-0.123	-0.000447	-0.147
L.di	-0.00472	-0.00259	-0.00661*	-0.00295
L.dlG		0.000634		0.0714
apc	0.00303	0.000398	0.000728	0.000673
exind	-0.000347	-0.000603	-0.00279	0.000126
rc2	-0.00217	0.00243	-0.000239	0.00000
lter	0.0666	0.0439	0.114	-0.0940***
lipc	0.706***	0.416***	0.599***	0.312***
i	-0.0101***	-0.00507***	-0.0106***	-0.00508***
lG		0.443***		0.431***

Constante	1.985***	1.709***	0.573***	1.334***
Observaciones	1 874	1 509	1 874	1 509

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: elaboración propia.

El efecto de corto plazo del tipo de cambio real es positivo y significativo en todas las especificaciones excepto para PMG sin controlar por consumo del gobierno donde se torna no significativo. El impacto de corto plazo de los precios es positivo y significativo en todas las especificaciones. La variable rezagada tiene un efecto no significativo en todas las especificaciones.

Se aplicó la prueba de Pesaran-Yamagata para evaluar el supuesto de que los coeficientes son homogéneos. El resultado (ver anexo) rechaza ese supuesto, con lo cual se está en presencia de heterogeneidad. Esto significa que es preferible la adopción del estimador MG.

Dado que se trata de paneles heterogéneos y utilizando el estimador MG, podemos observar los resultados de las regresiones individuales de cada país.

En la tabla 4 se presentan los resultados y se encuentra que el efecto de corto plazo del tipo de cambio real es negativo y significativo para Argentina, Costa Rica y México y negativo y no significativo para Brasil, Chile, Colombia, Paraguay y Uruguay entre otros. También es positivo y significativo para Belice, Bolivia, El Salvador, Nicaragua y Trinidad y Tobago.

El efecto contractivo en algunos de los países de la muestra estaría vinculado al efecto ingreso vinculado a la caída del consumo agregado como observamos en el modelo así como al canal de hoja de balance ya que se trata de países con firmas que sufren un alto endeudamiento en dólares. En el caso donde predomina el efecto expansivo se relacionaría con un fuerte efecto expansivo en las exportaciones netas.

En cuanto a la relación de largo plazo entre el nivel de TCR y producto, encontramos una relación positiva para la mayoría de los países, siendo solamente negativa y significativa para Brasil, Chile, Colombia, Perú y Uruguay.

Estos resultados son consistentes con los que encuentra la literatura que analiza la relación entre el nivel de TCR y la tasa de crecimiento económico (Rodrik,

2008; Gala, 2008; MacDonald & Viera, 2010; Demir, 2010; Rapetti et al., 2012; Razmi et al., 2012; Habib et al., 2017; Demir, 2021).

Tabla 3. Efectos sobre PIB desagregados por país (MG, Modelo con TCR)

	Argentina	Belice	Bolivia	Brasil	Chile	Colombia	Costa Rica
EC	-0.0930***	-0.188***	-0.581***	-0.203***	-0.163***	-0.273***	-0.0986**
dlter	-0.0815**	1.282**	0.977*	-0.0377	-0.0237	-0.0607	-0.201**
dlipc	0.259*	1.014*	0.502	0.777***	0.243	-0.207	-0.194
di	0.000751	0.00746	0.00101	0.000225	0.00302**	0.00934**	-0.000891
L.dlpibd	0.0602	-0.165*	0.0451	-0.150*	-0.0984	0.0425	-0.0886
L.dlter	-0.00472	0.367	0.303	-0.0390	-0.0487	0.0212	0.312***
L.dlipc	-0.00697	0.124	0.601	-0.531**	-0.0619	-0.257	-0.0139
L.di	0.000320	-0.0538*	-0.00240	-0.000160	-0.00100	0.00141	-0.00255
apc	-0.0183	0	0.0367	0	0	0.00503	0
exind	0	-0.00317	0	-0.00538	0	0	0
rc2	0.00477	0	0	-0.0245**	0	0	0
lter	0.0782	0.371	0.0334	-0.212***	-0.396***	-0.141**	0.231
lipc	0.121***	1.971***	0.957***	0.291***	0.895***	0.798***	0.432**
i	-0.0139***	0.00895	-0.00125	-0.000645	-0.0165***	-0.00663	-0.0134
Constante	1.168***	-0.763	6.600***	2.486***	1.387***	2.496***	1.288**
Observaciones	1 874	1 874	1 874	1 874	1 874	1 874	1 874

	Ecuador	El Salvador	Guatemala	Honduras	Jamaica	México
EC	-0.214**	-0.677***	-0.553***	-0.407***	-0.215**	-0.525***
dlter	0.339	1.394**	0.345	0.191	-0.00153	-0.340***
dlipc	0.0493	1.194**	0.0740	0.333	-0.0837	0.202
di	-0.00581	-0.0144*	-0.0172	0.00704	-0.000251	0.0255**
L.dlpibd	-0.0645	0.239*	0.0969	0.00149	-0.129	-0.0652
L.dlter	-0.0695	-0.489	0.187	-0.0720	0.0344	-0.0251
L.dlipc	0.384	-0.498	0.976**	-0.206	0.324	-1.045
L.di	-0.00372	0.00949	-0.0304	-0.0135	0.000690	0.00203
apc	0	0	0	0	0.00444	0

exind	0	0	0.0169	0	-0.00362	0
rc2	0	0	0	0	0	0
lter	0.687	0.379	-0.209	0.192	0.115	0.0458
lipc	1.239***	0.880***	0.353***	0.653***	0.0517	0.200
i	-0.0148	0.00658	0.000336	-0.00552	-0.000590	-0.0195*
Constante	1.738*	-0.862	2.124**	2.780***	2.441**	8.584***
Observaciones	1 874	1 874	1 874	1 874	1 874	1 874

	Nicaragua	Panamá	Paraguay	Perú	Trin & Tob	Uruguay
EC	-0.158**	-0.488***	-0.102**	-0.218***	-0.0836***	-0.259***
dlter	0.858**	-0.241	-0.0514	0.278	0.788**	-0.0270
dlipc	0.895**	1.675	0.183	0.111	0.908**	0.0363
di	-0.00309	0.0471*	-0.00313*	0.00347	0.0113***	-0.000225
L.dlipibd	-0.169	0.0514	-0.368***	-0.0430	-0.203*	-0.136
L.dlter	-0.433	0.533	-0.0783	-0.0850	-0.0478	-0.00631
L.dlipc	-0.511	0.148	0.0648	0.229	-0.0700	0.0203
L.di	-0.00202	0.00912	-0.00366*	-0.00743**	0.00189	-0.000237
apc	0	0	0.0189	-0.000872	0.00929	0
exind	0.00515	0.0149	0	0	-0.0317***	0
rc2	0	0	-0.000109	-0.0190*	0	-0.0236**
lter	0.0687	0.699	-0.202	-0.840***	0.533	-0.452***
lipc	0.471***	2.109***	0.762***	1.392***	0.163	0.243***
i	-0.00750	-0.0322	0.00918	-0.00477	-0.0592**	-0.000906
Constante	1.273**	-1.671	1.513**	1.982***	0.663	3.569***
Observaciones	1 874	1 874	1 874	1 874	1 874	1 874

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia.

En la tabla 4 se presentan los resultados para el caso en el que se utiliza como variable explicativa el tipo de cambio nominal. En la tabla encontramos que el término de corrección de error es negativo y significativo excepto para el estimador PMG sin controlar por consumo público. La relación de cointegración de largo plazo muestra que el efecto del tipo de cambio nominal (en logaritmo) es positivo pero no significativo excepto para el estimador PMG en el cual es negativo y significativo.

En cuanto al efecto de los precios (en logaritmo) es positivo y significativo excepto para el estimador PMG. De todos modos, dado que los tests de homogeneidad de los parámetros mostraron heterogeneidad, preferimos el estimador MG en vez de PMG.

En cuanto a las relaciones de corto plazo, observamos que el tipo de cambio nominal tiene un efecto contemporáneo negativo aunque no significativo en todos los casos. El efecto de la variable rezagada tiene un resultado no significativo en todas las especificaciones.

Tabla 4. Efectos sobre PIB (Modelo con TCN)

	MG	MG con G	PMG	PMG con G
EC	-0.266***	-0.397***	-0.0347	-0.187***
dlten	-1.629	-1.682	-0.880	-0.873
dlipc	0.178	0.272**	0.167	0.313*
di	0.00306	0.00230	0.00140	0.00316
dlG		0.0829		0.145**
L.dlpibd	-0.0710***	-0.000747	-0.154***	-0.0880***
L.dlten	1.081	-0.123	1.837	0.426
L.dlipc	-0.0548	-0.0924	-0.0566	-0.130
L.di	-0.00377	-0.00233	-0.00513*	-0.00190
L.dlG		-0.0149		0.0136
apc	0.00346	0.0000	-0.00222	-0.00480
exind	-0.00260	-0.00274	-0.00232	-0.000112
re2	-0.00197	0.00263	-0.00130	0.00326
lten	3.214	3.392	-2.483***	0.0206
lipc	0.692***	0.374***	1.969***	-0.0505***
i	-0.0116***	-0.00440**	0.000242	-0.00290***
lG		0.497***		0.789***
Constante	2.150***	1.705***	0.0531**	0.825***
Observaciones	1 874	1 509	1 874	1 509

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia.

Para el modelo que incluye el tipo de cambio nominal también se aplicó también el test Pesaran-Yamagata para evaluar el supuesto de que los coeficientes de largo plazo son homogéneos y por lo tanto la consistencia y eficiencia de los estimadores. El resultado fue el mismo que con TCR: hay heterogeneidad (ver test en el anexo). Con lo cual, el estimador preferido es nuevamente MG.

En la tabla 5 pueden observarse los resultados del modelo con tipo de cambio nominal, para cada país, en cada variable.

Los países con coeficientes de corto plazo significativo (y negativo) vuelven a ser Argentina, México y Costa Rica. No obstante, se ve que, dejando de lado países con régimen de TC fijo, la casi totalidad de los países muestra un efecto contractivo (solamente Perú como excepción), algo que es diferente a lo visto con TCR.

Estos resultados confirman los hallazgos de la literatura de series de tiempo que encuentra un efecto contractivo en Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay (Hoffmaister & Végh, 1996; Santaella & Vela, 1996; Amman & Baer, 2003; Ahmed, 2003; Zack et al, 2021; Campos, 2023; Bertholet, 2023).

En cuanto a los coeficientes de largo plazo, el TCN es significativo y negativo en Brasil, Chile, Colombia, Guatemala, Perú y Uruguay.

Tabla 5. Efectos sobre PIB desagregados por país (MG, Modelo con TCN)

	Argentina	Belize	Bolivia	Brasil	Chile
EC	-0.0874***	-0.192***	-0.670***	-0.226***	-0.187***
dlten	-0.0822**	0	-0.466	-0.0370	-0.0227
dlipc	0.327*	0.0178	-0.796*	0.829***	0.191
di	0.000730	0.0210	0.00175	0.000231	0.00310**
L.dlpibd	0.0598	-0.137	0.0896	-0.152*	-0.0951
L.dlten	0.00184	0	2.505**	-0.0369	-0.0365
L.dlipc	-0.00880	-0.284	0.530	-0.495**	-0.0299
L.di	0.000315	-0.0474	-0.00244	-0.000151	-0.000946
apc	-0.0188	0	0.0506**	0	0
exind	0	-0.00527	0	-0.00632	0
rc2	0.00539	0	0	-0.0269**	0
ltcn	0.0906	0	0.205	-0.211***	-0.378***

ESTUDIOS ECONOMICOS

lipc	0.0452	2.031***	0.979***	0.432***	1.048***
i	-0.0145**	-0.00159	-0.00236	-0.000539	-0.0147***
Constante	1.150***	-0.470	7.377***	2.423***	1.552***
Observaciones	1 874	1 874	1 874	1 874	1 874

	Colombia	Costa Rica	Ecuador	El Salvador	Guatemala
EC	-0.271***	-0.0954**	-0.159**	-0.461***	-0.593***
dlten	-0.0669	-0.392***	0	-29.81	-0.0467
dlipc	-0.185	0.162	-0.230	0.459	-0.246
di	0.00910**	-3.76e-05	-0.00642	-0.0242***	-0.0277
L.dlpibd	0.0435	-0.0968	-0.0916	0.105	0.119
L.dlten	0.0242	0.415***	0	19.93	0.322
L.dlipc	-0.292	-0.356*	0.498**	0.130	0.625
L.di	0.00126	-0.00298	-0.00392	0.0132	-0.0247
apc	0.00486	0	0	0	0
exind	0	0	0	0	0.0137
rc2	0	0	0	0	0
lten	-0.140***	0.0206	0	67.92	-0.473*
lipc	0.874***	0.292	0.927***	0.866***	0.457***
i	-0.00623	-0.0200**	-0.0225	-0.000921	0.000140
Constante	2.489***	1.409**	2.037**	0.281*	2.006***
Observaciones	1 874	1 874	1 874	1 874	1 874

	Honduras	Jamaica	México	Nicaragua	Panamá
EC	-0.378***	-0.197**	-0.503**	-0.116	-0.416***
dlten	-0.874	-0.0901	-0.350***	-0.724	0
dlipc	0.271	-0.0917	0.603	0.352	1.726**
di	0.00663	0.000558	0.0245**	-0.00425	0.0435
L.dlpibd	0.00859	-0.145	-0.0583	-0.190*	-0.0167
L.dlten	0.394	0.0373	-0.0179	-1.445**	0
L.dlipc	-0.135	0.259	-1.125	-0.323	0.0398

L.di	-0.0168**	0.00109	0.00210	-0.00137	0.0146
apc	0	0.00411	0	0	0
exind	0	-0.00657	0	0.00300	-0.0312
rc2	0	0	0	0	0
ltcn	0.190	0.0345	0.0568	-0.164	0
lipc	0.535***	-0.00492	0.139	0.506	1.820***
i	-0.00427	-0.00345	-0.0189*	-0.00367	-0.0331
Constante	2.901***	2.371**	8.388***	1.043*	0.516
Observaciones	1 874	1 874	1 874	1 874	1 874

	Paraguay	Perú	Trin & Tob	Uruguay	Venezuela
Ec	-0.110***	-0.298***	-0.0923**	-0.180**	-0.0795**
Dltcn	-0.0524	0.172	0.329	-0.0532	-0.0120
Dlipc	0.223	-0.173	0.0474	0.0710	0.0111
Di	-0.00309	0.00318	0.0125***	-0.000243	0.000239
L.dlpiibd	-0.363***	-0.0203	-0.174*	-0.182*	-0.123
L.dltcn	-0.0638	0.0122	-0.387	-0.0223	-0.0116
L.dlipc	0.122	0.0816	-0.190	-0.000827	-0.144
L.di	-0.00371*	-0.00714**	0.00238	-0.000254	0.00138
Apc	0.0186	-0.00637	0.0112	0	0.00508
Exind	0	0	-0.0194*	0	0
Re2	-0.000128	-0.0128	0	-0.0215**	0.0165
Ltcn	-0.215	-0.812***	-1.764	-0.440***	0.365
Lipc	0.881***	1.698***	-0.0475	0.556***	-0.194
I	0.00878	-0.00203	-0.0574**	-0.000976	-0.0342*
Constante	1.663***	1.372***	1.357**	2.094**	1.044**
Observaciones	1,874	1,874	1,874	1,874	1,874

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia.

V.2. Chequeo de robustez. Resultados controlando por dependencia transversal

En las últimas décadas surgió una importante literatura teórica sobre cómo explicar la dependencia no observada entre unidades transversales (Pesaran, 2006; Chudik & Pesaran, 2015). Esta literatura muestra que no tener en cuenta la dependencia no observada entre unidades transversales puede provocar que el término de error esté autocorrelacionado y, en efecto, podría haber resultados sesgados de regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La metodología utilizada que fue propuesta por Pesaran (2006) y Chudik y Pesaran (2015) se basa en controlar la dependencia transversal agregando secciones transversales, promedios y rezagos. Supóngase la siguiente ecuación con coeficientes heterogéneos (Pesaran, 2006):

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + u_{it} \quad (10)$$

$$u_{it} = \gamma_i f_t + e_{it} \quad (11)$$

donde f_t es un factor común no observado, γ_i es un factor de carga heterogénea y α_i un efecto fijo específico de la unidad. Por último, e_{it} es un término de error independiente e idénticamente distribuido (iid) específico de la unidad de sección transversal.

Los coeficientes heterogéneos se distribuyen aleatoriamente. alrededor de una media común tal que $\beta_i = \beta + V_i$

Pesaran (2006) muestra que se puede estimar consistentemente aproximando los factores comunes no observados con promedios transversales. Este estimador se conoce comúnmente como estimador CCE.

La idea subyacente del estimador CCE es eliminar asintóticamente los efectos diferenciales de factores comunes no observados mediante promedios transversales a medida que la dimensión transversal se acerca al infinito (Pesaran, 2006).

En este artículo se ha detectado (ver test en el anexo) la posible presencia de dependencia transversal. Con lo cual, se procede a presentar los resultados del estimador CCE.

Tabla 6. Efectos sobre PIB (Modelo con TCR con control por Dependencia Transversal)

	MG	MG con G	PMG	PMG con G
dlter	0.504***	0.434**	0.487***	0.371**
dlipc	0.596***	0.651**	0.529***	0.343
di	0.00442*	-0.00236	0.00226	0.00359
dlG		-0.0107		0.219
L.dlpibd	0.0130	0.0776	-0.137***	-0.0392
L.dlter	0.0503	-0.0569	0.0321	-0.0897
L.dlipc	-0.0974	-0.0249	-0.109	-0.194
L.di	-0.00568	-0.00329	-0.00727*	-0.00576
L.dlG		-0.0183		0.0243
apc	2.853	0.560	-0.234	-2.258*
exind	-0.00366	0.00589		
rc2	0.910*	1.002		
L.lpiibd	-0.579***	-0.566***	-0.214	-0.456***
lter	0.157	3.457	0.00909	0.0223
lipc	0.337***	-0.754	-0.0548	-0.00174
i	-0.00330	0.0645	-0.00384	-0.00297
lG		0.698***		0.507**
Constante	4.371***	3.350***	11.58***	9.016***
Observaciones	1 784	1 393	1 835	1 469
R cuadrado	0.591	0.486	0.736	0.527
N° grupos	20	16	20	17

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia.

Los resultados, para la región como totalidad, muestran un efecto del TCR expansivo en el corto plazo y en el largo, aunque no significativo en este último caso. De esta forma, encontramos que se sostienen los resultados de base.

Teniendo en cuenta que el coeficiente regional en Mean Group es el promedio simple de los coeficientes de cada país, puede verse heterogeneidad al interior del mismo. Argentina y Venezuela, de hecho, tienen coeficiente negativo (y sig-

nificativo). Países grandes como Brasil, Colombia y México negativo y no significativo. Por su parte, Bolivia, Ecuador, El Salvador, Nicaragua y Panamá, por su parte, positivo y significativo.

Se ha probado también el modelo controlando por consumo del gobierno. Los resultados son bastante similares. No se incluyen aquí por cuestiones de espacio. Para “dlter” sólo en 2 de 16 países cambia el signo del coeficiente (México y Uruguay). Para “lter”, por su parte, sólo en 4 de 16 economías se modifica (Bolivia, Guatemala, México y Paraguay).

Tabla 7. Efectos sobre PIB desagregados por país (MG, Modelo con TCR con control por Dependencia Transversal)

	Argentina	Belize	Bolivia	Brasil	Chile
dlter	-0.1344**	1.4680***	1.2750*	-0.0099	0.0417
dlipc	0.4150**	1.0530**	0.8689	0.8920*	0.3867
di	0.0014*	0.0260	-0.0002	0.0000	0.0018
dlpibd	0.0845	-0.1035	0.1826	-0.1630	-0.0410
L.dlter	-0.1052	0.5146	-0.0429	-0.0181	0.0298
L.dlipc	-0.1028	0.4186	0.0820	-0.4390	0.0018
L.di	0.0014**	-0.0670**	-0.0006	-0.0000	-0.0025
apc	0.0000	0.0000	0.0497	0.0000	3.2010***
exind	0.0000	-0.0029	0.0000	-0.0106	0.0000
re2	-0.0008	1.1064	8.8300***	-0.0322	0.0000
lter	0.1983	-0.2743	0.4626	-0.2828*	-0.3350
lipc	0.0493	0.4112	1.1054**	0.3038	0.2383
i	-0.0045**	0.0053	-0.0042	-0.0024	-0.0039
Constante	16.3835***	0.0000	0.0000	12.6093*	0.0000

	Colombia	Costa Rica	Ecuador	El Salvad	Guatemala
dlter	-0.0399	-0.2970	1.3720**	2.4400**	0.2950
dlipc	-0.1310	-0.1347	0.9392	2.3490**	-0.7017
di	0.0089	0.0000	-0.0038	-0.0192	0.0208
dlpibd	0.1755	-0.0130	-0.1030	0.3467**	0.1766

L.dlter	0.0560	0.1762	0.4542	0.1508	0.0219
L.dlipc	0.1114	0.0133	-0.9596	-0.5755	0.5282
L.di	-0.0023	-0.0040	-0.0008	0.0239*	-0.0346
apc	0.0190	4.0810	0.0000	-0.4811	0.2262
exind	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0021
rc2	0.0000	0.0000	4.3816**	0.0000	0.0000
lter	-0.0392	0.1285	0.5105	0.2624	0.1447
lipc	-0.0397	0.0358	1.0009*	0.6297**	-0.0292
i	-0.0013	-0.0055	-0.0192	0.0013	-0.0139
Constante	7.7736***	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

	Honduras	Jamaica	México	Nicaragua	Panamá
dlter	0.4264	-0.0101	-0.2265	1.1400*	1.4800*
dlipc	0.0515	-0.1194	0.8690	0.8952	2.1710***
di	0.0119	-0.0036	0.0184	-0.0000	0.0077
dlpibd	0.1124	-0.0850	0.4220	-0.1393	0.1430
L.dlter	-0.0189	0.1040	-0.2131	-0.5920	0.8620
L.dlipc	-0.1827	0.4214	-0.3516	-0.4165	-0.3200
L.di	-0.0086	-0.0034	0.0061	-0.0001	-0.0200
apc	5.2387***	0.0046	37.7669**	2.3245	4.5675**
exind	0.0000	-0.0091	0.0000	0.0099	-0.0183
rc2	0.0000	3.7656**	0.0000	0.0000	0.0000
lter	0.1750	-0.1612	-0.0416	0.9581	-0.4061
lipc	0.2132	-0.2483*	0.5806	0.3065	0.8098**
i	-0.0115	0.0138	-0.0043	-0.0110	0.0484**
Constante	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

	Paraguay	Perú	Trin & Tob	Uruguay	Venezuela
dlter	-0.1135	0.2418	0.8690	-0.0513	-0.0885**
dlipc	0.1604	0.8260	1.0090	0.0250	0.0995
di	-0.0006	0.0094**	0.0143**	-0.0002	-0.0050**

dlpibd	-0.3372***	0.1698*	-0.2720*	-0.0845	-0.2105*
L.dlter	-0.1270	-0.0560	-0.0930	-0.0236	-0.0736*
L.dlipc	-0.3480	0.5210	-0.1603	-0.1479	-0.0405
L.di	-0.0002	0.0007	0.0057	-0.0000	-0.0029*
apc	0.0207	0.0079	0.0025	0.0000	0.0353
exind	0.0000	0.0000	-0.0398**	0.0000	0.0000
rc2	-0.0558	-0.0185	0.1686	-0.0190	0.0814
lter	0.2108	0.0560	1.4789	-0.1564	0.2467***
lipc	0.1930	0.4153*	0.3556	0.3900	0.0100
i	-0.0058	-0.0013	-0.0638*	-0.0008	0.0192*
Constante	17.5749**	7.5151***	0.0000	15.7408**	9.8315**

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia.

El mismo ejercicio puede hacerse con TCN. En el corto plazo, sin controlar por consumo público, el coeficiente se torna negativo aunque no significativo (en contraste con TCR que era significativo y positivo). Analizando por país, se confirma el efecto contractivo y significativo en Argentina, pero también se observa contractividad (aunque en algunos casos no significativa) en 14 de los 17 países que tienen un régimen de tipo de cambio no fijo.

Tabla 8. Efectos sobre PIB (Modelo con TCN con control por Dependencia Transversal)

	MG	MG con G	PMG	PMG con G
dlten	-4.448	4.366	-2.557	-4.716
dlipc	0.314**	0.115	0.211	0.194
di	0.00157	-0.00281	-0.00200	-0.00231
dlG		0.118		0.326**
L.dlpibd	0.0103	0.0384	-0.153***	-0.123***
L.dlten	1.617	2.317		-0.352
L.dlipc	-0.0111	-0.204		-0.273***
L.di	-0.00225	-0.00202		-0.00673
L.dlG		0.0317		0.0396

apc	2.927	1.184***		
L.lpidb	-0.558***	-0.556***	-0.129	-0.247
lten	3.388	-17.95	0.0817	0.0330
lipc	0.198	-0.0341	-0.163	-0.0482
i	-0.00629**	0.00328	-0.00469	-0.00381
IG		0.358**		0.235**
Constante	6.362***	4.248***	10.45	7.569**
Observaciones	1 835	1 431	1 848	1 469
R cuadrado	0.619	0.503	0.823	0.592
N° grupos	20	16	20	17

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Fuente: elaboración propia.

Tabla 9. Efectos sobre PIB desagregados por país (MG, Modelo con TCN con control por Dependencia Transversal)

	Argentina	Belize	Bolivia	Brasil	Chile	Colombia	Costa Rica	Ecuador
dlten	-0.0957*	0.0000	-1.8820	-0.0450	-0.0293	-0.1086	-0.3956*	0.0000
dlipc	0.4988**	0.0379	-0.9221*	0.9502**	0.3969	-0.0594	0.4207	-0.2249
di	0.0008	0.0242	-0.0014	0.0004	0.0026	0.0093	-0.0010	0.0092
L.dlpibb	0.1022	-0.0991	0.1602	-0.1040	-0.0437	0.244	-0.0395	-0.129
L.dlten	-0.0353	0.0000	3.239**	-0.0451	-0.0609	-0.0055	0.3118	0.0000
L.dlipc	0.0337	-0.1610	0.5522	-0.5708	0.2101	-0.2035	-0.2505	-0.5169
L.di	0.0008	-0.0367	-0.0032	0.0005	-0.0020	0.0039	-0.0041	-0.0040
apc	-0.0728	0.0000	0.0181	0.0000	2.8960**	0.0074	5.0130*	0.0000
lten	-0.0540	2.9700	0.3965	-0.1290	-0.1030	0.0784	-0.1115	0.0000
lipc	0.0542	1.1710**	0.6590***	0.2730	0.3882	0.2831	0.1477	0.3573
i	-0.0052***	-0.0187	-0.0019	-0.0041	-0.0050	-0.0020	-0.0050	-0.0224*
Constante	11.5016***	0.0000	11.0522***	11.8240	0.0000	7.8247***	0.0000	13.2823***

	El Salvador	Guatemala	Honduras	Jamaica	México	Nicaragua
dlten	-83.5300	-0.3407	-0.8200	-0.1700	0.0743	-2.0400*
dlipc	1.1750*	-0.4780	0.1898	-0.1399	1.6250	0.4769

di	-0.0380***	-0.0149	0.0068	0.0018	0.0192	-0.0006
L.dlpibd	0.2966**	0.1553	0.0961	-0.0853	0.3176	-0.1816
L.dlten	32.06	0.2517	0.1312	0.132	-0.0748	-2.615**
L.dlipc	-0.1654	0.2140	0.0452	0.4251	0.1348	-0.0634
L.di	0.0379**	-0.0230	-0.0150	0.0005	0.0148	0.0021
apc	0.3584	2.4890***	5.7070***	-0.0040	37.2700**	2.3600**
lten	67.5400	-0.0870	0.3458*	-0.0447	-0.3134	1.1020**
lipc	0.7376**	0.2189	0.1454	-0.1850	0.4777	-0.5763*
i	-0.0070	-0.0323	-0.0124*	0.0048	-0.0106	-0.0087
Constante	0.0000	0.0000	0.0000	11.9912***	0.0000	0.0000

	Panamá	Paraguay	Perú	Trin & Tob	Uruguay	Venezuela
dlten	0.0000	-0.0758	0.1486	0.4208	-0.0386	-0.0345
dlipc	1.5710**	0.2662	0.3812	0.0650	-0.0340	0.0803
di	0.0150	-0.0033	0.0052	0.0148	-0.0003	-0.0049
L.dlpibd	0.1251*	-0.3301***	0.1301	-0.1821	-0.1300	-0.0970
L.dlten	0.0000	-0.0342	0.0276	-0.9200	-0.0057	-0.0239
L.dlipc	-0.1370	-0.0847	0.5040	-0.0470	-0.2604	0.1198
L.di	-0.0094	-0.0039	-0.0019	0.0022	-0.0001	-0.0034
apc	2.4360***	0.0063	0.0282	-0.0010	0.0000	0.0223
lten	0.0000	-0.1917	-0.0255	-3.4130	-0.2696	0.0606
lipc	0.7268***	0.2993	0.3463*	-1.8840**	0.4303*	-0.1078**
i	0.0202	0.0065	0.0002	-0.0333*	0.0000	0.0109***
Constante	0.0000	17.6780**	6.3645***	15.1203	11.0599**	9.5364***

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Fuente: elaboración propia.

CONCLUSIONES

En el modelo base se encuentra que el impacto de corto plazo de una suba en el TCR sobre el PIB, en la región, suele ser positivo y significativo excepto al utilizar PMG y controlar por el consumo del gobierno, donde la significatividad desaparece. Al analizar desagregadamente por país, en los casos de Argentina, Costa Rica y México, la devaluación real es contractiva (y significativa). El impacto de largo plazo es positivo pero no significativo para MG y sólo se torna negativo

en PMG controlado por consumo del gobierno. De todos modos, preferimos el estimador MG porque encontramos heterogeneidad en las pendientes.

Por otro lado, el impacto de una suba en el TCN sobre el PIB en la región aparece con signo negativo aunque sin significatividad. Los 3 países mencionados en el párrafo previo siguen teniendo coeficiente negativo significativo, pero, a diferencia de lo que ocurre con TCR, la mayor parte de los otros tiene coeficiente negativo no significativo (en lugar de positivo). El impacto de largo plazo es sólo significativo (y negativo) en PMG sin control por consumo del gobierno.

No obstante, se realiza un chequeo de robustez levantando el supuesto de ausencia de dependencia transversal y se confirman los resultados hallados en el modelo base. Utilizando el estimador MG con control por dependencia transversal, los resultados muestran que, para la región, una suba en el TCR es expansiva y significativa en el corto plazo y no significativa en el largo plazo. Sin embargo, esos coeficientes regionales surgen del promedio simple de los coeficientes de cada país. En el caso de Argentina, por ejemplo, una suba en el TCR muestra un efecto contractivo en el corto plazo (sin y con control por consumo del gobierno). Casi la mitad de los países muestran un efecto contractivo de las devaluaciones reales.

Las devaluaciones nominales (subas en el TCN) aparecen con un efecto negativo y no significativo en la mayoría de las especificaciones tanto en términos agregados como para la gran mayoría de los países de la muestra. En Argentina, además del efecto negativo, sí se ve significatividad.

El signo del efecto de las devaluaciones dependería de si el efecto positivo en las exportaciones netas es mayor al efecto contractivo por el lado del consumo además del potencial efecto hoja de balance que plantea la literatura.

Este trabajo intenta ser un aporte en la agenda de investigación de los efectos de las devaluaciones en el PIB a partir de la utilización de datos de paneles heterogéneos que permite evaluar el efecto desagregado por país al levantar el supuesto de homogeneidad de las pendientes, que se halla en la mayoría de los trabajos que conforman esta literatura. Creemos que de esta manera se abre la oportunidad de realizar un análisis más profundo de los determinantes que explican estas diferencias y la aplicación de esta metodología para una muestra mayor de países que exceden a América Latina.

ANEXO

Tabla 1. Tests de cointegración

H0: No hay cointegración

	WESTERLUND		PEDRONI	
	Variance Ratio	Mod Phi-Per t	Phi-Per t	Aug Dic-Ful t
L.lpibd lter lipc i	-2.4944***	-8.1985***	-4.9028***	-4.8586***
L.lpibd lter lipc i lG	-3.4606***	-15.6335***	-11.0147***	-10.7745***
L.lpibd lten lipc i	-2.5287***	-8.3531***	-5.4013***	-4.9737***
L.lpibd lten lipc i lG	-3.3944***	-14.8244***	-10.2640***	-9.9687***

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

Test de heterogeneidad

Prueba pesaran-yamagata

H0: los coeficientes de pendiente son homogéneos

	DELTA			
	Con TCR	Con TCR y G	Con TCN	Con TCN y G
	7.437***	9.180***	8.794***	10.385***
ADJ	8.167***	10.355***	9.513***	11.517***

Test de dependencia transversal

H0: Independencia transversal

Variables			
	CD		CD
lpibd	92.78***	dlpibd	75.33***
lter	32.52***	dlter	18.14***
lten	86.41***	dlten	13.93***
lipc	137.30***	dlipc	29.38***
i	5.24***	di	2.81***
lG	75.67***	dlG	5.15***

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amann, E., & Baer, W. (2003). Anchors away: The cost and benefits of Brazil's devaluation. *World Development*, 31(6), 1033-1046. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(03\)00048-2](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(03)00048-2)
- Agenor, P. (1991). Output, devaluation and the real Exchange Rate in developing countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 127(1), 18-41. doi:10.1007/bf02707309
- Amhed, S. (2003). Sources of economic fluctuations in Latin America and implications for choice of exchange rate regimes. *Journal of Development Economics*, 72(1), 181-202.
- Alexander, S.S. (1959). A simplified synthesis of elasticities and absorption approaches. *American Economic Review* 49, 22-42.
- Bahmani-Oskooee, M. (1998). Are Devaluations Contractionary in LDCs? *Journal of Economic Development*, 23(1), 131-145.
- Bahmani-Oskooee, M, Chomsisengphet, S. & Kandil, M. (2002) Are devaluations contractionary in Asia? *Journal of Post Keynesian Economics* 25(1), 69-82.
- Bahmani-Oskooee, M. & Rhee, H. (1997). Response of Domestic Production to Depreciation in Korea: an Application of Johansen's Cointegration Methodology. *International Economic Journal* 11(4), 103-112.
- Bertholet, N & Montes Rojas, G. (2023). When devaluations are more contractive? A Quantile VAR model estimation for Argentina. In F. Toledo, F. & LP. Rochon (eds.). *Monetary Policy Challenges in Latin America*. (capítulo 8, pp. 132-149). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Bertholet, N. (2023). Devaluaciones contractivas en América Latina: un análisis de los casos de Argentina, Chile y Colombia (1950-2019). (Trabajo Final de Posgrado, Universidad de Buenos Aires).
- Buffie, E. (1984). Financial repression, the new structuralists, and stabilization policy in semi-industrialized economies. *Journal of Development Economics* 14(3), 305-322.
- Buffie, E. (1986a). Devaluation and Imported Inputs: The Large Economy Case. *Edward International Economic Review*, 27(1), 123-140.
- Buffie, E. (1986b). Devaluation, Investment, and Growth in LDCs. *Journal of Development Economics*, 20, 361-379.
- Campos, L. (2023). Short- and long-run effects of devaluations: evidence from Argentina. *Journal of Iberian and Latin American Economic History* 41(2), 213-241.
- Céspedes, L. F., Chang, R., & Velasco, A. (2004). Balance Sheets and Exchange Rate Policy. *American Economic Review*, 94(4), 1183-1193.

- Chang, W. & Lai, C. (1989). Income taxes, supply-side effects and currency devaluation. *Journal of Macroeconomics*, 11(2), 281-295.
- Christopoulos, D. K. (2004). Currency devaluation and output growth: new evidence from panel data analysis. *Applied Economics Letters*, 11(13), 809-813.
- Chudik, A. & Pesaran, M. (2015). Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressor. *Journal of Econometrics*, 188(2), 393-420.
- Demir, F. (2010). Exchange Rate Volatility and Employment Growth in Developing Countries: Evidence from Turkey. (MPRA Paper No.24477).
- Demir, F. & Razmi, A. (2021). The Real Exchange Rate and Development Theory, Evidence, Issues and Challenges. *Journal of Economic Surveys*, 36(2), 386-428. <https://doi.org/10.1111/joes.12418>
- Díaz-Alejandro, C.F. (1963). A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effects. *Journal of Political Economy*, 71(6), 577-580. <http://dx.doi.org/10.1086/258816>
- Díaz-Alejandro, C.F. (1965). Exchange Rate Devaluation in a Semi-Industrialized Country. Cambridge, MA: MIT Press.
- Edwards, S. (1986). Are Devaluations Contractionary? *The Review of Economics and Statistics*, 68(3), 501-508. doi:10.2307/1926028
- Ferrer, A. (1963). Devaluación, redistribución del ingreso y el proceso de desarticulación industrial en la Argentina. *Desarrollo Económico*, 2(4), 5-18.
- Findlay, R. & Rodríguez, C. (1977). Intermediate Imports and Macroeconomic Policy under Flexible Exchange Rates. *Canadian Journal of Economics*, 10(2), 208-217.
- Gala, P. (2008). Real Exchange Rate Levels and Economic Development: Theoretical Analysis and Econometric Evidence. *Cambridge Journal of Economics*, 32(2), 273-288. <https://doi.org/10.1093/cje/bem042>
- Habib, M.; Mileva, E. & Stracca, L. (2017). The Real Exchange Rate and Economic Growth: Revisiting the Case Using External Instruments. *Journal of International Money and Finance*, 73(4). <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.02.014>
- Harberger, A.C. (1950). Currency depreciation, income and the balance of trade. *Journal of Political Economy*, 58(1), 47-60. <https://doi.org/10.1086/256897>
- Hoffmaister, A. & Végh, C. (1996). Disinflation and the recession now-versus-recession-later hypothesis: Evidence from Uruguay. *IMF Staff Papers*, 43(2), 355-394. <https://doi.org/10.5089/9781451852219.001>
- Ilzetzki, E., Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2021). Rethinking exchange rate regimes. National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper No. 29347. doi:10.3386/w29347

- Islam, S. (1984). Devaluation, stabilization policies and the developing countries: A macroeconomic analysis. *Journal of Development Economics*, 14(1), 37-60.
- Kamin, S., & Klau, M. (1997). Some Multi-Country Evidence on the Effects of Real Exchange Rates on Output. BIS, Working Paper No. 48. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.96613>
- Kim, Y. & Ying, Y. (2007). An empirical assessment of currency devaluation in East Asian countries. *Journal of International Money and Finance* 26(2), 265-283. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.11.004>
- Krugman, P., & Taylor, L. (1978). Contractionary Effects of Devaluation. *Journal of International Economics*, 8(3), 445-456. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90007-7](https://doi.org/10.1016/0022-1996(78)90007-7)
- Lai, C.C. (1990). Efficiency wages and currency devaluation. *Economic Letters*, 33(4), 353-357.
- Larraín, F. & Sachs, J. (1986). Contractionary devaluation and dynamic adjustment of exports and wages. National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper No. 2078.
- Laursen, S. & Metzler, L. (1950). Flexible exchange rate and the theory of employment. *The Review of Economics and Statistics*, 32(4), 281-299. <https://doi.org/10.2307/1925577>
- MacDonald, R. & Vieira, F. (2010). *A Panel Data Investigation of Real Exchange Misalignment and Growth*. CESifo, Working Paper Series No. 3061. <https://hdl.handle.net/10419/38945>
- Moreno, R. (1999). Depreciations and Recessions in East Asia. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 3, 27-40.
- Morley, S. (1992). On the Effect of Devaluation During Stabilization Programs in LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, 74(1), 21-27. <https://doi.org/10.2307/2109538>
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>
- Pesaran, M.H. & Smith, Y. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68(1), 79-113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-F](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F)
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. & Smith, R. P. (1997). *Pooled Estimation of Long-run Relationships in Dynamic Heterogeneous Panels*. University of Cambridge, Working Papers in Economics No. 9721.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634. <https://doi.org/10.2307/2670182>

- Rapetti, M.H.; Skott P. & Razmi, A. (2012). The Real Exchange Rate and Economic Growth: Are Developing Countries Special? *International Review of Applied Economics*, 26(6), 735-753. <https://doi.org/10.1080/02692171.2012.686483>
- Razmi, A., Rapetti, M. & Skott, P. (2012). The Real Exchange Rate and Economic Development. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(2), 151-169. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2012.01.002>
- Rodrik, D. (2008). The Real Exchange Rate and Economic Growth. *Brookings Papers on Economic Activity*, 39(2) (Fall), 365-439. <https://dx.doi.org/10.1353/eca.0.0020>
- Santaella, J. & Vela, A. (1996). The 1987 Mexican disinflation program: An exchange-rate-based stabilization? IMF, Working Paper No. 96/24. <https://ssrn.com/abstract=882924>
- Shea, K. (1976) Imported inputs, devaluation, and the balance of payments: A Keynesian macro-approach. *Southern Economic Journal*, 43, 1106-1111.
- Sheehey, E.J. (1986). Unanticipated inflation, devaluation and output in Latin America. *World Development*, 14(5), 665-671. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(86\)90131-2](https://doi.org/10.1016/0305-750X(86)90131-2)
- Solimano, A. (1986) Contractionary devaluation in the southern cone. *Journal of Development Economics* 23(1), 135-151.
- Van Wijnbergen, S. (1983). Credit policy, inflation and growth in a financially repressed economy. *Journal of Development Economics*, 13(1-2), 45-65. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(83\)90049-4](https://doi.org/10.1016/0304-3878(83)90049-4)
- Van Wijnbergen, S. (1986). Exchange rate management and stabilization policies in developing countries. *Journal of Development Economics*, 23(2), 227-247. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(86\)90117-3](https://doi.org/10.1016/0304-3878(86)90117-3)
- Zack, E., Montané, M. & Libman, E. (2021). Contractionary depreciations in Latin America during the 2000s. *Brazilian Journal of Political Economy*, 41(4), 723-744. <https://doi.org/10.1590/0101-31572021-3196>

© 2026 por los autores; licencia no exclusiva otorgada a la revista Estudios económicos. Este artículo es de acceso abierto y distribuido bajo los términos y condiciones de una licencia Atribución-No Comercial 4.0 Internacional (CC BY-NC 4.0) de Creative Commons. Para ver una copia de esta licencia, visite <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>