

Devaluaciones contractivas en América Latina 1993-2023. Un estudio a partir de estimadores de paneles dinámicos.

Nicolás Bertholet (IIEP - UBA - CONICET)

Andrés Salles (UBA - UNSAM)

Resumen

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 con los estimadores pooled mean group (PMG), mean group (MG) y efectos fijos dinámicos (DFE). Aplicando el test de Hausman, DFE se considera el mejor estimador y el estimador MG es consistente pero no eficiente.

El trabajo encuentra que el efecto de largo plazo del tipo de cambio real es positivo en el caso de PMG y DFE pero negativo para MG. En cuanto a los efectos de corto plazo, el tipo de cambio real tiene un efecto claramente negativo para DFE aunque un efecto más ambiguo con los demás estimadores de acuerdo al rezago. En cuanto al tipo de cambio nominal, el efecto de largo plazo es negativo en los tres casos. En cuanto a las relaciones de corto plazo, el tipo de cambio nominal tiene un efecto negativo y significativo con el estimador DFE pero positivo con MG.

Además, mediante el estimador PMG, analizando país por país, pudimos observar, en varias economías, efectos contractivos de corto plazo surgidos de devaluaciones tanto reales como nominales. Estos efectos se encuentran en algunos países de América del Sur como Argentina, Chile y Brasil y también en México. En contraste, los países de Centro América & Caribe mostraron efectos positivos.

I. Introducción

La hipótesis de devaluaciones contractivas ha recibido la atención de numerosos trabajos en las últimas décadas centrándose principalmente en estudios de series de tiempo, especialmente en América Latina. Este trabajo se propone realizar un aporte en los estudios de datos de panel utilizando estimadores de paneles dinámicos que puedan lidiar con un panel caracterizado por N y 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 con los estimadores pooled mean group (PMG), mean group (MG) y efectos fijos dinámicos (DFE).

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 van a presentar la fuente de datos y en la cuarta sección se va a presentar la metodología de paneles dinámicos y heterogéneos, En la cuarta sección se presentan los principales resultados y finalmente las conclusiones.

II. Revisión de literatura

Literatura teórica

Artículos clásicos como [Laursen & Metzler \(1950\)](#), [Harberger \(1950\)](#) y [Alexander \(1959\)](#) señalan que las devaluaciones son expansivas debido a que generarían un incremento de la competitividad externa. Sin embargo, en tiempos más recientes, ha surgido literatura que postula que las devaluaciones pueden ser contractivas. Los mecanismos divergen entre artículos.

Un grupo de autores sostiene que las depreciaciones cambiarias afectan el producto negativamente por vía de la demanda ([Krugman & Taylor, 1978](#)).

Por ejemplo, entendiendo al efecto redistributivo como un canal de transmisión ([Díaz Alejandro, 1963, 1965](#); [Ferrer, 1963](#)). 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 producción y empleo.

No obstante, los efectos contractivos de una devaluación podrían tener lugar aun cuando el efecto redistributivo entre clases no opere o cuando los empresarios y trabajadores tengan una propensión a consumir similar. Existen artículos que sostienen que se da efecto contractivo 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](#)).

Otro grupo de autores sostiene que las devaluaciones afectan el producto negativamente 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. Otros trabajos que también se han dedicado a modelizar el canal de insumos importados son [Coppock \(1971\)](#), [Findlay & Rodríguez \(1977\)](#) y [Dornbusch \(1980\)](#).

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).

Sobre esto último (salarios), Larraín & Sachs (1986) muestran que incorporando sueldos a un modelo básico, los efectos que producen las depreciaciones cambiarias en el corto plazo pueden también dañar en 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 de salarios reales en presencia de bienes importados como alimentos. El canal de la indexación salarial también es incorporado en otros estudios (Solimano, 1986; Taye, 1999; Islam, 1984).

Existe un tercer grupo de artículos que se centra en el efecto de las devaluaciones sobre las hojas de balance. Céspedes, Chang & Velasco (2004) muestran que, a causa de la dolarización de los pasivos de las firmas, una suba del tipo de cambio real tiene efectos perjudiciales en los patrimonios netos, lo que, debido a fricciones financieras, restringe la inversión. Tovar (2005, 2006) estima un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE) y llega a conclusiones similares.

Literatura empírica: Series de tiempo

Para países de América latina & Caribe los estudios coinciden en que las devaluaciones son, efectivamente, contractivas. Especialmente en el corto plazo.

Existe un primer grupo de artículos, que analizan sólo un país.

Hoffmeister & Vegh (1996), encuentran, para Uruguay, con un modelo VAR, que una reducción esta vez permanente de la depreciación del tipo de cambio provoca un incremento permanente del producto.

Para Brasil, Amman & Baer (2003), en concreto analizando la devaluación del real del año 1999, también encuentran efectos contractivos.

Copelman & Werner (1996), en tanto, estiman un VAR para México con las siguientes variables: PIB, tipo de cambio real, tipo de cambio nominal, tasa de interés real y saldos monetarios reales. Santaella & Vela (1996), también analizando México, hallan que una disminución en la depreciación del tipo de cambio, incrementa el producto, el menos en el corto plazo. En el largo, no obstante, el efecto se revierte.

Para Argentina, Campos (2023) utiliza un VAR bayesiano para el período 1854-2017 y encuentra que las devaluaciones son, en general, contractivas. Bertholet & Montes Rojas (2002) 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 a cada uno de ellos lo estudia por separado (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, Montané & Libman (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.

Bahmani-Oskooee & Ree (1997) analizan los efectos de una devaluación en Corea del Sur, utilizando datos trimestrales de 1971-1994 y concluyen que la depreciación real es expansiva en el corto plazo.

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 & Ying (2007), en tanto, usando un modelo VAR de seis variables (flujos de ingreso, ingreso real, precio relativo, oferta monetaria real, saldo en cuenta corriente y tipo de cambio nominal), para el período previo a la crisis regional de 1997, no encontraron evidencia de efectos contractivos al devaluar. Al contrario, vieron fuertes expansiones en algunos casos.

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, de manera diferente a lo visto anteriormente, no varían tanto de acuerdo con el grupo de países que se analiza.

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.

Agénor (1991), en tanto, utiliza un panel de 23 países en desarrollo en el período 1978-1987. Halla que si la devaluación es esperada, tiene efectos negativos sobre el PIB (con cierta persistencia después del primer año). Si no es esperada, puede elevarlo.

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.

Karmin & 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.

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 economías 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.

Con respecto a América latina & 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.

Literatura empírica: Resumen

TABLA 1: Resumen de resultados de la revisión de literatura empírica

	PAÍS O REGIÓN	EFEECTO CORTO PLAZO	EFEECTO LARGO PLAZO
Series de tiempo			
Hoffmeiser & Vegh (1996)	Uruguay		Contractivo
Amman & Baer (2003)	Brasil	Contractivo	
Copelman & Werner (1996)	México	Contractivo	
Santaella & Vela (1996)	México	Contractivo	Expansivo
Campos (2021)	Argentina	Contractivo	
Bertholet & Montes Rojas (2022)	Argentina	Ambiguo	
Ahmed (2003)	7 países de ALC	Contractivo	
Zack, Montané & Libman (2021)	6 países de ALC	Contractivo	
Bertholet (2023)	3 países de ALC	Contractivo	Neutro
Bahmani-Oskooee & Ree (1997)	Corea del Sur	Expansivo	
Bahmani-Oskooee et al. (2002)	5 países de Asia	Ambiguo	
Kim & Ying (2007)	7 países de Asia	Expansivo	
Datos de panel:			
Edwards (1986)	12 países en des.	Contractivo	Neutro
Agénor (1991)	23 países en des.	Ambiguo	
Morley (1992)	Países en des.	Contractivo	
Karmin & Klau (1997)	27 países en des.		Ambiguo
Bahmani-Oskooee (1998)	23 países en des.	Contractivo	Ambiguo
Christopolous (2004)	11 país de Asia	Ambiguo	
Moreno (1999)	6 países de Asia	Contractivo	
Sheehey (1986)	16 países de ALC	Contractivo	

Fuente: Elaboración propia

El relevamiento de la literatura empírica muestra que, en América latina, las devaluaciones son contractivas en el corto plazo y ambiguas en el largo. Esto se ve tanto en análisis de series de tiempo como de datos de panel.

Cuando se analiza Asia Pacífico, otra región en desarrollo, los resultados cambian. Analizando datos de panel, el efecto es predominantemente contractivo. Analizando series de tiempo, en cambio, se ve que predomina un efecto expansivo, inclusive en el corto plazo.

De todas formas, cuando el análisis incluye a los países en desarrollo en general (datos de panel), la devaluación es contractiva en el corto plazo y ambigua o neutra en el largo.

III. Datos

Se logró confeccionar un panel con 20 países de América latina & Caribe, con datos trimestrales del período 1990-2023. Desde 1990, la suma de los PIB de los 20 países analizados representó, en promedio, el 96.3% del PIB total de la región. Eso muestra la alta representatividad del panel con respecto al total regional. Los 20 países son los siguientes:

TABLA 2: 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).

La fuente del PIB fue CEPAL, aunque la desestacionalización de los datos fue propia. En el caso del tipo de cambio nominal y del IPC, la fuente fue IMF (FMI). Finalmente, el TCR se desarrolló gracias a un procesamiento propio en base al TCN, al IPC y al IPC de Estados Unidos. Las únicas excepciones fueron los IPC de Argentina (se usó CEPED) y Venezuela (se usó CEPAL). En ambos casos, la información de IMF (FMI) era muy limitada o inexistente.

No todos los países tienen todas las variables para todos los períodos. Hay algunos faltantes en particular en la variable PIB. De todas formas, se asegura la totalidad de las variables en al menos 80 períodos consecutivos para cada país incluido en el panel.

IV. Metodología

En este trabajo vamos a estimar paneles dinámicos caracterizados por tener un N y T grandes, en los cuales se lidia con el problema de no estacionariedad. Para abordar esto, Pesaran, Shin y Smith (1997, 1999) desarrollan 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 y Smith 1995) se basa en estimar N regresiones de series temporales y promediar los coeficientes, mientras que el estimador PMG (Pesaran, Shin y Smith 1997, 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:

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

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 $K \times 1$; $\lambda_{i,j}$ 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 (1) en la ecuación de corrección de error:

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{it} - \theta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

En nuestro trabajo la variable dependiente y_{it} va a ser el logaritmo natural del PIB y el vector de variables explicativas $X_{i,t}$ está conformado por el logaritmo natural del Tipo de cambio nominal o real de acuerdo a la especificación (lnTCR o lnTCN) y por el logaritmo natural del Índice de Precios (lnIPC).

Dado que las variables deben ser I(1) y estar cointegradas, se aplicó el test de Kao 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 Anexos).

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 el coeficiente 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 (2) es no lineal en los parámetros, Pesaran, Shin y Smith (1999) desarrollan un método de máxima verosimilitud para estimar los parámetros.

V. Resultados

En la Tabla 3 se presentan los resultados de las regresiones utilizando los estimados PMG, MG y DFE 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 en el caso de PMG y DFE pero negativo aunque no significativo para MG. En cuanto al efecto de los precios (en logaritmo) es positivo y significativo en las tres especificaciones.

En cuanto a las relaciones de corto plazo capturada por las variables en diferencias logaritmos, observamos que el tipo de cambio real tiene un efecto contemporáneo positivo y significativo para PMG y MG y negativo para DFE. Sin embargo, el efecto de la variable rezagada es negativo y significativo para las tres especificaciones. En cuanto al segundo rezago del tipo de cambio real, tiene un efecto positivo y significativo para PMG y MG y negativo para DFE.

Se aplicó el test de Hausman para evaluar el supuesto de que los coeficientes de largo plazo son homogéneos y por lo tanto la consistencia y eficiencia de los estimadores. Bajo la hipótesis nula, el test de Hausman si se aplica para decidir entre PMG y MG favorece la adopción del estimador MG ya que sería el estimador consistente. También se aplicó el test para elegir entre MG y DFE y al no rechazar la hipótesis nula se prefiere la adopción del estimador DFE. Por lo tanto el estimador DFE y en segundo lugar el MG, que también es consistente aunque menos eficiente, serían los mejores estimadores. (Ver Test de Hausman en Anexo)

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 en las tres especificaciones aunque sólo significativo para el estimador MG. La relación de cointegración de largo plazo muestra que el efecto del tipo de cambio nominal (en logaritmo) es negativo en los tres casos pero solo significativo con el estimador PMG. En cuanto al efecto de los precios (en logaritmo) es positivo en los tres casos pero sólo significativo para MG y PMG.

En cuanto a las relaciones de corto plazo, observamos que el tipo de cambio nominal tiene un efecto contemporáneo negativo en PMG y FDE, aunque sólo significativo en este último caso. En cambio, el efecto es positivo aunque no significativo en MG. El efecto de la variable rezagada mantiene los mismos signos y significatividad que la variable contemporánea, En cuanto al segundo rezago, tiene un efecto positivo y no significativo para PMG y MG y negativo pero significativo para DFE.

Para el modelo que incluye el tipo de cambio nominal en lugar del real, también se aplicó el test de Hausman para evaluar el supuesto de que los coeficientes de largo plazo son homogéneos y por lo tanto la consistencia y eficiencia de los estimadores. Bajo la hipótesis nula, el test de Hausman si se aplica para decidir entre PMG y MG favorece también en este caso la adopción del estimador MG ya que sería el estimador consistente. También se aplicó el test para elegir entre MG y DFE y al no rechazar la hipótesis nula se prefiere la adopción del estimador DFE. Por lo tanto el estimador DFE y en segundo lugar el MG, que también es consistente aunque menos eficiente, serían los mejores estimadores. (Ver Test de Hausman en Anexo)

Tabla 3: Resultados PMG, MG y DFE para el modelo con TCR

	PMG		MG		DFE	
	LP	CP	LP	CP	LP	CP
EC	-0.0253***		-0.149***		-0.00606***	
dlnTCR		0.248**		0.210**		-0.0206***
L.dlnTCR		-0.106***		-0.0944***		-0.0245***
L2.dlnTCR		0.151*		0.163**		-0.0410***
dlnIPC		0.429**		0.351***		-0.0287*
L.dlnIPC		-0.0562		-0.0800		0.0437
L2.dlnIPC		0.0412		0.0497		-0.0241
L.dlnPIB		-0.183***		-0.121***		-0.159***
L2.dlnPIB		-0.141***		-0.100***		-0.121***
lnTCR	0.343***		-0.0269		3.260*	
lnIPC	0.191***		0.515***		0.0188	
Constante		0.271***		0.676***		-0.0123
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211		

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

Fuente: Elaboración propia

Tabla 4: Resultados PMG, MG y DFE para el modelo con TCN

	PMG		MG		DFE	
	LP	CP	LP	CP	LP	CP
EC		-0.0225		-0.126***		0.00174
dlnTCN		-0.0570		0.0229		-0.0209**
L.dlnTCN		-0.0506		0.0265		-0.0237***
L2.dlnTCN		0.285		0.369		-0.0374***
dlnIPC		0.226**		0.213*		-0.00954
L.dlnIPC		-0.000648		-0.0145		0.0700**
L2.dlnIPC		-0.0516		-0.0741		0.00896
L.dlnPIB		-0.190***		-0.136***		-0.162***
L2.dlnPIB		-0.139***		-0.101***		-0.124***
lnTCN	-2.944***		-2.072		-9.678	
lnIPC	2.062***		0.658***		8.988	
Constante		0.0130		0.880***		0.0125
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211		

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

Fuente: Elaboración propia

En la Tabla 5 pueden observarse los resultados, para el modelo que utiliza el Tipo de Cambio Real (TCR) de Pooled Mean Group (PMG), de cada país, en cada variable.

TABLA 5: Pooled Mean Group (PMG). Impactos de Corto Plazo sobre el PIB, modelo con TCR

	Argentina	Belice	Bolivia	Brasil
EC	-0.0338***	-0.018	-0.00333	-0.00923
dlnTCR	-0.110***	1.599***	0.335	-0.0688***
L.dlnTCR	-0.0393	0.046	-0.128	-0.0275
L2.dlnTCR	0.00767	0.525	-0.258	-0.0247
dlnIPC	0.0963	1.507***	0.448	-0.0258
L.dlnIPC	-0.0474	0.0114	0.384	0.00286
L2.dlnIPC	-0.264**	0.481	-0.489	0.0301
L.dlnPIB	0.115	-0.226**	-0.316***	-0.244***
L2.dlnPIB	-0.0441	-0.0662	-0.304***	-0.0983
Constante	0.379**	0.075	0.0552	0.0979
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211

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

	Chile	Colombia	Costa Rica	Ecuador
EC	-0.0138*	-0.01	-0.0214**	-0.0249*
dlnTCR	-0.0732*	-0.0822	-0.208***	-0.130*
L.dlnTCR	-0.0551	-0.0146	0.216**	0.0489
L2.dlnTCR	-0.0884*	-0.0112	-0.0984	0.0544
dlnIPC	0.268	0.0398	-0.0931	-0.0867
L.dlnIPC	-0.189	-0.296	0.0961	0.0585
L2.dlnIPC	-0.154	-0.115	-0.351**	-0.0418
L.dlnPIB	-0.128	-0.0842	-0.142	-0.193**
L2.dlnPIB	-0.00836	-0.265***	-0.0625	-0.0243
Constante	0.121*	0.112	0.300**	0.369*
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211

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

	El Salvador	Guatemala	Honduras	Jamaica
EC	-0.0296	-0.00452	-0.0152	-0.0241
dlnTCR	1.256***	0.172	0.292	0.0423
L.dlnTCR	-0.335	0.0129	-0.113	0.0111
L2.dlnTCR	0.994**	0.0807	0.121	0.0253
dlnIPC	1.114***	-0.33	0.57	-0.118
L.dlnIPC	-0.322	0.826	-0.35	0.386*
L2.dlnIPC	0.697*	0.0113	-0.0792	-0.25
L.dlnPIB	-0.193**	-0.200*	-0.204**	-0.206**
L2.dlnPIB	-0.344***	-0.280***	-0.129	-0.0259
Constante	0.0602	0.0127	0.135	0.234
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211

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

	México	Nicaragua	Panamá	Paraguay
EC	-0.128**	-0.00178	-0.00834	-0.0057
dlnTCR	-0.209***	0.802**	0.953	-0.132**
L.dlnTCR	-0.177***	-0.392	-0.355	-0.156**
L2.dlnTCR	0.0427	0.354	1.451*	-0.00169
dlnIPC	0.256	0.955**	3.250***	0.0244
L.dlnIPC	-0.811***	-0.297	-0.0586	-0.0590
L2.dlnIPC	0.159	0.126	1.176	-0.318*
L.dlnPIB	-0.228**	-0.260***	-0.267***	-0.406***
L2.dlnPIB	-0.0550	-0.250***	-0.320***	-0.136
Constante	1.856**	0.0128	0.0521	0.103
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211

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

	Perú	Trin y Tob	Uruguay	Venezuela
EC	-0.0113	-0.0244**	-0.0104	-0.108***
dlnTCR	0.133	0.554*	-0.154***	-0.0180
L.dlnTCR	-0.220	-0.322	-0.111**	-0.0159
L2.dlnTCR	-0.0298	0.109	-0.0868*	-0.141***
dlnIPC	-0.0501	0.757*	0.0329	-0.0413
L.dlnIPC	0.0870	-0.410	0.0228	-0.160
L2.dlnIPC	-0.179	0.323	0.225	-0.163
L.dlnPIB	-0.193**	-0.0304	-0.235**	-0.0226
L2.dlnPIB	-0.243***	0.0345	-0.0376	-0.162
Constante	0.116	0.193**	0.108	1.029***
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211

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

Fuente: Elaboración propia

Los coeficientes asociados al TCR muestran al menos un valor negativo y significativo en Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, Ecuador, México, Paraguay, Uruguay y Venezuela (9 países). En oposición, muestran al menos un valor positivo y significativo en Belice, El Salvador, Nicaragua, Panamá y Trinidad-Tobago (5 países). Entre el resto de los países, predominan los coeficientes negativos, aunque no significativos, en Bolivia, Colombia y Perú (3 países). Y predominan los coeficientes positivos, aunque tampoco significativos, en Guatemala, Honduras y Jamaica (3 países).

Es interesante comprobar que los países de Sudamérica muestran, todos, coeficientes negativos. En la mayoría de los casos significativos (7 de 10). México, país de América del Norte, también. En oposición, en Centroamérica sólo Costa Rica muestra pertenece a ese grupo. El resto de los países (8 de 9), muestra coeficiente positivo significativo o predominio de coeficientes positivos no significativos.

Las causas de esta divergencia podrían ser el tamaño de cada economía (pequeña, en general, en el caso de América Central & Caribe; en contraste con economías de mayor tamaño en América del Sur) o, tal vez, a la importancia de la recepción de remesas por parte de algunos países. En este caso, lo trascendente sería no tanto el monto total, variable en la cual México es líder, sino el porcentaje que representan estas remesas en relación al PIB de cada país receptor. Muchos países de la sub-región tienen ratios altos de remesas/PIB. La población receptora de dólares pasa a tener mayor poder adquisitivo ante una devaluación real y eso estimula la demanda. En futuros trabajos indagaremos más sobre este posible efecto.

En la tabla 6 pueden observarse los resultados del modelo con tipo de cambio nominal, para cada país, en cada variable.

TABLA 6: Pooled Mean Group (PMG). Impactos de Corto Plazo sobre el PIB, modelo con TCN

	Argentina	Belice	Bolivia	Brasil
EC	0.00598**	-0.190***	0.000399	0.000201
dlnTCN	-0.116***	0	-0.798	-0.0707***
L.dlnTCN	-0.0356	0	0.998	-0.0257
L2.dlnTCN	0.0170	0	-0.353	-0.0217
dlnIPC	0.229*	-0.0714	0.00798	0.0421
L.dlnIPC	-0.0598	-0.277	0.598**	0.0291
L2.dlnIPC	-0.270**	-0.203	-0.237	0.0530
L.dlnPIB	0.0945	-0.116	-0.327***	-0.252***
L2.dlnPIB	-0.0629	0.0264	-0.303***	-0.103
Constante	-0.0343*	-0.105	0.00604	0.00510
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211

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

	Chile	Colombia	Costa Rica	Ecuador
EC	-0.00454	-0.00279	0.000377	0.00378
dlnTCN	-0.0684	-0.0936*	-0.302***	-0.135*
L.dlnTCN	-0.0394	-0.0113	0.309***	0.00790
L2.dlnTCN	-0.0763*	-0.0196	-0.123	0.0108
dlnIPC	0.263	0.231	0.273**	0.141
L.dlnIPC	-0.181	-0.300	-0.0569	0.0792
L2.dlnIPC	-0.0969	0.0352	-0.125	-0.0567
L.dlnPIB	-0.125	-0.0908	-0.133	-0.213**
L2.dlnPIB	-0.0161	-0.285***	-0.0540	-0.0531
Constante	0.101	0.0853	0.00212	-0.0186
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211

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

	El Salvador	Guatemala	Honduras	Jamaica
EC	-0.00517	-0.00495	0.00147	0.00349
dlnTCN	3.543	-0.347	-0.841	-0.101
L.dlnTCN	0.245	0.236	0.315	0.0337
L2.dlnTCN	6.154	-0.0362	0.0469	0.0264
dlnIPC	0.230	-0.449	0.478	-0.196
L.dlnIPC	0.135	0.733	-0.367	0.326*
L2.dlnIPC	-0.0314	0.102	0.0751	-0.255
L.dlnPIB	-0.221**	-0.218**	-0.182*	-0.229**
L2.dlnPIB	-0.290***	-0.297***	-0.0924	-0.0227
Constante	-0.0193	0.00775	-0.00315	-0.0506
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211

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

	México	Nicaragua	Panamá	Paraguay
EC	-0.00623	-0.0260*	-0.245***	-0.00116
dlnTCN	-0.189***	-1.107*	0	-0.119**
L.dlnTCN	-0.163***	-1.696***	0	-0.144**
L2.dlnTCN	0.0522	0.448	0	0.00153
dlnIPC	0.643***	0.453*	2.068***	0.166
L.dlnIPC	-0.625***	-0.0647	0.0270	0.0967
L2.dlnIPC	0.317**	-0.505**	0.181	-0.309*
L.dlnPIB	-0.296***	-0.293***	-0.122	-0.404***
L2.dlnPIB	-0.105	-0.230**	-0.181*	-0.132
Constante	0.0978	0.305**	-0.0485	0.0534
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211

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

	Perú	Trin y Tob	Uruguay	Venezuela
EC	-0.0134	0.0158***	0.00343	0.0149**
dlnTCN	0.0207	-0.236	-0.152***	-0.0259
L.dlnTCN	-0.125	-0.783*	-0.102**	-0.0306
L2.dlnTCN	-0.0221	-0.208	-0.0677	-0.134***
dlnIPC	-0.173	-0.0348	0.158	0.0595
L.dlnIPC	0.187	-0.233	0.0776	-0.137
L2.dlnIPC	-0.154	0.0753	0.287	0.0854
L.dlnPIB	-0.205**	-0.152	-0.236**	-0.0888
L2.dlnPIB	-0.242***	-0.0723	-0.0296	-0.232**
Constante	0.0865	-0.0964***	-0.0423	-0.0718*
Observaciones	2,211	2,211	2,211	2,211

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

Fuente: Elaboración propia

Los coeficientes asociados al TCN muestran al menos un valor negativo y significativo en Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Nicaragua, Paraguay, Trinidad-Tobago, Uruguay y Venezuela (12 países). En oposición, no muestran valores positivos y significativos en ningún país. Entre el resto de los países, predominan los coeficientes negativos, aunque no significativos, en Bolivia y Guatemala (2 países). Predominan los coeficientes positivos, aunque tampoco significativos, en El Salvador, Honduras y Jamaica (3 países). Por último, muestran un valor de 0 en Belice y Panamá, los 2 países que tuvieron, durante todo el período de análisis, tipo de cambio fijo y dólar estadounidense como moneda de curso legal, respectivamente.

Analizando los resultados se ve que las devaluaciones nominales son contundentemente más contractivas que las reales. Si bien se sigue viendo que una situación diversa entre América del Sur/ México por un lado y América Central por otro (de los 18 países con cambios en el TCN durante el período, los únicos 3 que logran evitar la contractividad son de la sub-región), es claro la proporción de países con coeficientes negativos es mucho más alta que al analizar TCR.

VI. Conclusiones

El trabajo encuentra que el efecto de largo plazo del tipo de cambio real es positivo en el caso de PMG y DFE pero negativo aunque no significativo para MG. En cuanto a los efectos de corto plazo, el tipo de cambio real tiene un efecto contemporáneo positivo y significativo para PMG y MG y negativo para DFE. Sin embargo, el efecto de la variable rezagada es negativo y significativo para las tres especificaciones. En cuanto al segundo rezago del tipo de cambio real, tiene un efecto positivo y significativo para PMG y MG y negativo para DFE.

El efecto de largo plazo del nivel del tipo de cambio nominal es negativo en los tres casos pero solo significativo con el estimador PMG. En cuanto al efecto de los precios es positivo en los tres casos pero sólo significativo para MG y PMG. En cuanto a las relaciones de corto plazo, observamos que el tipo de cambio nominal tiene un efecto contemporáneo negativo en PMG y DFE, aunque sólo significativo en este último caso. En cambio, el efecto es positivo aunque no significativo en MG. El efecto de la variable rezagada mantiene los mismos signos y significatividad que la variable contemporánea, En cuanto al segundo rezago, tiene un efecto positivo y no significativo para PMG y MG y negativo pero significativo para DFE.

Finalmente, mediante el estimador PMG, analizando país por país, pudimos observar, en varias economías, efectos contractivos de corto plazo surgidos de devaluaciones reales. Estos efectos se encuentran en algunos países de América del Sur como Argentina, Chile y Brasil y también en México. En contraste, sí los países de Centro América & Caribe mostraron un efecto positivo.

VII. Referencias bibliográficas

Amman, E. y W. Baer. (2003). Anchors Away: The Costs and Benefits of Brazil's Devaluation. *World Development* 31(6), 1033-1046.

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. y Kandil, M. (2002) Are devaluations contractionary in Asia?, *Journal of Post Keynesian Economics* 25 (1), 69-82.

Bertholet, N y G. Montes Rojas (2023). "When devaluations are more contractive? A Quantile VAR model estimation for Argentina", in Toledo, F. and L.P. Rochon (eds.): Monetary Policy Challenges in Latin America, Edward Elgar, Cheltenham.

- 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., y 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.
- Díaz-Alejandro, C. (1963). A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effects. *Journal of Political Economy*, 71, 577-580.
- Díaz-Alejandro, C. (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), 208-17.
- Harberger, A.C. (1950). Currency depreciation, income and the balance of trade. *Journal of Political Economy*, 58, 47-60
- Hoffmaister, A. & Végh, C. (1996). Disinflation and the recession now-versus-recession-later hypothesis: Evidence from Uruguay. *IMF Staff Papers*, 43, 355-394
- Islam, S. (1984). Devaluation, stabilization policies and the developing countries: A macroeconomic analysis. *Journal of Development Economics*, 14 (1), 37-60.
- Kamin, S., y Klau, M. (1997). Some Multi-Country Evidence on the Effects of Real Exchange Rates on Output. *BIS Working Paper* 48.
- 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.

- Krugman, P., y Taylor, L. (1978). Contractionary Effects of Devaluation. *Journal of International Economics*, 8 (3), 445–456.
- Lai, 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. NBER Working Paper N° 2078.
- Laursen, S. & Metzler, L. (1950). Flexible exchange rate and the theory of employment. *Review of Economics and Statistics*, 32, 281-99.
- 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. doi:10.2307/2109538.
- Pesaran y Smith (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68(1):79–113, 1995.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., y Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446):621–634, 1999.
- Santaella, J. & Vela, A. (1996). The 1987 Mexican disinflation program: An exchange-rate-based stabilization? IMF Working Paper no. 96/24.
- Shea, K. (1976) Imported inputs, devaluation, and the balance of payments: A Keynesian macro-approach. *Southern Economic Journal*, 43, 1106-11.
- Solimano, A. (1986) Contractionary devaluation in the southern cone. *Journal of Development Economics* 23 (1), 135–51.
- Van Wijnbergen, S. (1983). Credit policy, inflation and growth in a financially repressed economy. *Journal of Development Economics*, 13(1), 45-65.
- Van Wijnbergen, S. (1986). Exchange rate management and stabilization policies in developing countries. *Journal of Development Economics*, 23(2), 227-247.
- Zack, Montané y Libman (2021). Contractionary depreciations in Latin America during the 2000s. *Brazilian Journal of Political Economy*, 41(4), 723-744.

Anexos:

Tabla A1: Test Kao para cointegración (Modelo con TCR)

H0= No hay cointegración	Número de paneles=20	
Ha= Todos los paneles están cointegrados	Períodos promedio=111.25	
	<hr/>	
	Estadístico	P-Valor
Modified Dickey-Fuller t	5.1731	0.0000
Dickey-Fuller t	9.0049	0.0000
Augmented Dickey-Fuller t	8.5893	0.0000
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	5.0497	0.0000
Unadjusted Dickey-Fuller t	8.0159	0.0000

Fuente: Elaboración propia

Tabla A2: Test Kao para cointegración (Modelo con TCN)

H0= No hay cointegración	Número de paneles=20	
Ha= Todos los paneles están cointegrados	Períodos promedio=111.25	
	<hr/>	
	Estadístico	P-Valor
Modified Dickey-Fuller t	-1.0013	0.1583
Dickey-Fuller t	-0.8586	0.1953
Augmented Dickey-Fuller t	1.9770	0.0240
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-2.3975	0.0083
Unadjusted Dickey-Fuller t	-1.6577	0.0487

Fuente: Elaboración propia

Tabla A3: Test Pedroni para cointegración (Modelo con TCR)

H0= No hay cointegración	Número de paneles=20		
Ha= Todos los paneles están cointegrados	Períodos promedio=112.25		
		Estadístico	P-Valor
Modified Phillips-Perron t		-5.6828	0.0000
Phillips-Perron t		-3.5893	0.0002
Augmented Dickey-Fuller t		-3.0560	0.0011

Fuente: Elaboración propia

Tabla A4: Test Pedroni para cointegración (Modelo con TCN)

H0= No hay cointegración	Número de paneles=20		
Ha= Todos los paneles están cointegrados	Períodos promedio=112.25		
		Estadístico	P-Valor
Modified Phillips-Perron t		-4.8497	0.0000
Phillips-Perron t		-3.4451	0.0003
Augmented Dickey-Fuller t		-3.1375	0.0009

Fuente: Elaboración propia

Tabla A5: Test de Hausman

HAUSMAN MG PMG

	b MG	B PMG	b-B Diferencia	S.E
lnTCR	-0.0269	0.3429	-0.3698	0.3287
lnIPC	0.5147	0.1908	0.3238	0.1746

Chi2=9.33
prob>Chi2=0.0094

HAUSMAN MG DFE

	b MG	B DFE	b-B Diferencia	S.E
lnTCR	-0.0269	3.2596	-3.2865	17.1942
lnIPC	0.5147	0.0188	0.4959	8.9547

Chi2=0.07
prob>Chi2=0.9676

HAUSMAN MG PMG

	b MG	B PMG	b-B Diferencia	S.E
lnTCN	-2.0718	-2.9437	0.8719	1.6340
lnIPC	0.6577	2.0622	-1.4045	0.1976

Chi2=51.66
prob>Chi2=0.0000

HAUSMAN MG DFE

	b MG	B DFE	b-B Diferencia	S.E
lnTCN	-2.0717	-9.6782	7.6064	123.2955
lnIPC	0.6577	8.9879	-8.3302	

Chi2=-0.36
Chi2<0

Fuente: Elaboración propia