



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

L Reunión Anual

Noviembre de 2015

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-3-9

Tipo de Cambio Real y Fundamentals en
Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela

Zarzosa Valdivia, Fernando
Pérez Aguila, Nicolás

Tipo de Cambio Real y Fundamentals en Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela

Zarzosa Valdivia, Fernando*

Pérez Aguila Nicolás**

31/08/2015

Resumen

El presente trabajo evalúa la respuesta del tipo de cambio real estructural (precio relativo entre los bienes transables y no transables) y de paridad (tipo de interno) a los *fundamentals* en Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela y desde el primer trimestre de 1995 al tercer trimestre del 2013. Estimamos relaciones de cointegración basadas en mínimos cuadrados ordinarios (alternativamente también con los métodos SUR y datos de panel) y el método de dos etapas de Engle and Granger. La respuesta del tipo de cambio real a los *fundamentals* varía entre los países y de acuerdo a la definición utilizada.

Abstract

This research analyses the response of the structural real exchange rate (relative tradable to non-tradable price) and the purchasing parity power real exchange rate to the fundamentals for Argentina, Brasil, Chile, México and Venezuela with quarterly data from 1995 to 2013. The Engle and Granger two step cointegration method is applied along the ordinary least square method (alternatively also the SUR and Panel Data). There is evidence of idiosyncratic responses of the real exchange rate to the economic fundamentals as well as depending on the real exchange rate measure adopted.

Códigos JEL: F1, F3 y F4

Palabras Clave: Tipo de cambio real estructural, tipo de cambio real de paridad, *fundamentals*, productividad, términos de intercambio

* E-mail: zarzosa.fernando@gmail.com, Instituto de Economía y Finanzas y Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba

** E-mail: nicolas.perez.3492@gmail.com, Instituto de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba

I. INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio real de equilibrio es un precio relativo que puede definirse de diferente manera¹. Este trabajo considera dos conceptos del tipo de cambio real: a) el tipo de cambio real estructural (TCRE), definido como el precio relativo entre los bienes transables y no transables, y b) el tipo de cambio real de paridad de poder de compra (TCRPPC), cociente entre el índice de precios del resto del mundo y el local, ponderado por el tipo de cambio nominal. El tipo de cambio real estructural provee una medida de la competitividad del sector transable en una economía, mientras que el tipo de cambio real de paridad es una medida de competitividad de la economía como un todo respecto al resto del mundo.

El modelo que explique los determinantes del tipo de cambio real puede variar de acuerdo al concepto adoptado. No obstante, su comprensión es un paso para entender los desajustes y sobrevaluación (Edwards, 1991, pag 15), sino también para conocer cuáles son los factores determinantes que resulten más efectivos a la hora de corregir los desvíos cambiarios por parte de los hacedores de política.

Los modelos de comportamiento de equilibrio del tipo de cambio real (BEER, Behavioral Equilibrium Exchange Rate, por sus siglas en inglés) utilizan el análisis econométrico directo sobre el tipo de cambio real y consideran como sus determinantes diferentes *fundamentals* macroeconómicos como los diferenciales de productividad, las dotaciones de factores, los términos de intercambio y los servicios de la deuda.

Sin ir más lejos, los países latinoamericanos se han caracterizado en las últimas décadas por incurrir en fuertes procesos de atraso cambiario, desencadenando sustantivos colapsos sobre el valor de sus monedas y depresiones abruptas en la actividad económica², con su consecuente efecto sobre la pobreza y desigualdad. Si bien, existe evidencia empírica del impacto que tiene el tipo de régimen cambiario adoptado por un país sobre el tipo de cambio real, resulta curioso observar que – cualquiera sea el régimen – gran parte de estos países han incurrido reiteradamente en el mismo problema de sobrevaluación.³

En este sentido, nuestro objetivo es evaluar la respuesta del tipo de cambio en términos de los *fundamentals* macroeconómicos para Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela desde el primer trimestre de 1995 (1995q1) al tercer trimestre del 2013 (2013q3), sobre la base de los modelos teóricos de comportamiento de equilibrio del tipo de cambio real.

Se estiman dos variantes econométricas: a) un modelo de datos de panel que agrupa las observaciones para el conjunto de países mencionados y encontramos evidencia de que el tipo de cambio real estructural y de paridad responden diferente a cambios en los *fundamentals* macroeconómicos, y b) un modelo de Regresiones Aparentemente no Relacionadas (SUR)⁴, y se encuentran resultados elocuentes para cada país en particular.

Este trabajo está estructurado de la siguiente manera: la sección dos presenta los hechos estilizados relevantes para los países bajo análisis; la sección tres plantea las relaciones teóricas; la sección cuatro presenta los datos, la metodología y los resultados correspondientes. La sección cinco provee las conclusiones.

¹ A pesar de la importancia del tipo de cambio real, Dwyer y Lowe (1993, p.1) sugieren que “existe poco consenso tanto en la medición como en la interpretación de sus movimientos.

² Bello, Heresi y Pineda (2010) estiman el tipo de cambio real para 17 países de América Latina desde 1970-2005 y demuestran la existencia de procesos recurrentes de sobrevaluación del tipo de cambio para varios países.

³ Baldi y Mulder (2004) estiman, a partir de un modelo de mínimos cuadrados ordinarios, el impacto del régimen cambiario sobre el tipo de cambio real en Argentina, Brasil, Chile y México para los años 1990-2002. Encuentran evidencia empírica de efectos del régimen cambiario en todos los países, excepto Chile.

⁴ Esta aplicación es una extensión del modelo SUR aplicado por Zarzosa (2010) para el caso de Argentina, Chile y México en el período que va del primer trimestre de 1994 al tercer trimestre de 1996.

II. HECHOS ESTILIZADOS

Durante la década del noventa varios países latinoamericanos implementaron, total o parcialmente, reformas económicas alineadas a las recomendaciones del Consenso de Washington con el objetivo de “procurar un modelo más estable, abierto y liberalizado para los países de Latinoamérica” (Casilda, 2004, pág. 19). El objetivo de mantener un tipo de cambio unificado y competitivo, sin embargo, no fue un objetivo que muchos países alcanzaron al enfrentar atrasos cambiarios persistentes que terminaron con el colapso de sus regímenes cambiarios⁵ y experiencias poco satisfactorias en el desempeño económico.

La figura 1 muestra el índice de tipo de cambio nominal para Argentina, Brasil, Chile y México y por el período 1995-2013.⁶ Encontramos tres sub-períodos: a) el primer sub-período muestra las consecuencias de la crisis del Tequila y crisis del Tequila la devaluación del peso mexicano en 1994 en el resto de los países de la región quienes, excepto Argentina, devaluaron a un ritmo constante los años posteriores durante la década; Brasil recién devaluó fuerte tras la liberalización de su régimen cambiario a fines del 98, b) el segundo sub-período surge en respuesta a la mega devaluación del peso Argentino tras el colapso del régimen de la convertibilidad (fines del 2001) y trae aparejado devaluaciones de los dos socios comerciales más importantes de Argentina (Uruguay y Brasil) y México y Chile, pero a una escala menor a la de Argentina. Con excepción de Argentina y México las tasas de devaluación en los períodos siguientes se vieron reducidas; y c) el tercer período surge con la crisis financiera internacional del 2008 que implicó un salto del tipo de cambio de los países de la región; el único país que siguió devaluando su moneda, sin embargo, fue Argentina.

Las variaciones del tipo de cambio nominal, sin embargo, pueden ser el reflejo de ajustes del tipo de cambio real a su valor de equilibrio. La figura 2 muestra la evolución del tipo de cambio real estructural, definido como la relación entre el precio de los bienes transables y los no transables para Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela para el período 1995q1-2013q3. El tipo de cambio real estructural tiene menos volatilidad que el tipo de cambio nominal, ya que el mismo es un indicador de la composición estructural de la economía. Por ejemplo, mientras el rango de variación del tipo de cambio nominal de Argentina llega al 477% en el período analizado, la máximo del tipo de cambio real estructural llega a un 140.3% (Venezuela).

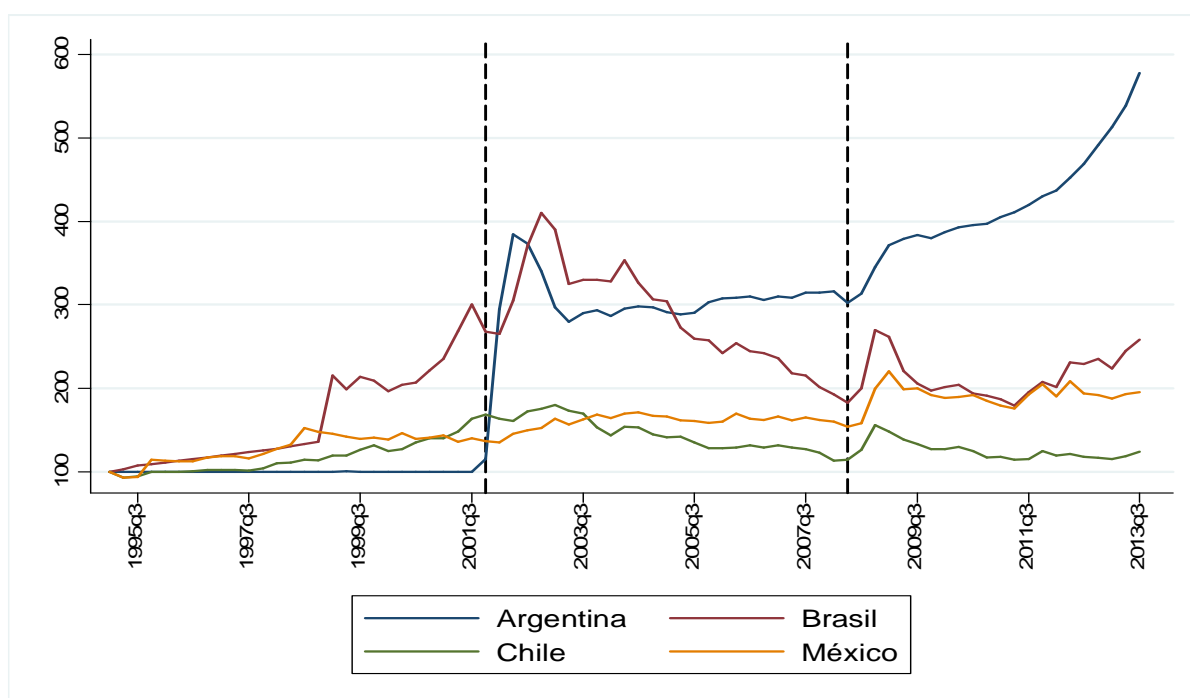
La figura 2 distingue dos sub períodos: a) el período 1995q1-2001q4 muestra un período de caída en el nivel de competitividad de los países,⁷ con su consecuente efecto desfavorable en los sectores transables de la región, y b) el período del 2002 en adelante muestra tendencias disimiles en la región. México, Brasil y Chile siguieron perdiendo competitividad hasta el año 2006 para luego crecer y retomar los niveles de competitividad de 1999; Argentina presentó un overshooting en el tipo de cambio real estructural en 2002 tras la mega devaluación y se mantuvo estable en la década siguiente; Venezuela tuvo un incremento sustantivo, principalmente como resultado del boom en el precio del petróleo. Con la crisis mundial de los subprime en 2008, el tipo de cambio real estructural de todos los países disminuyeron para luego mantenerse estable; solo Venezuela mantuvo su tendencia creciente.

⁵ No obstante, un aspecto que no deja de llamar la atención en la región es la característica histórica de presencia recurrente de fuertes procesos de sobrevaluación en sus monedas (Edwards, 1995), independientemente el régimen cambiario adoptado. Ante estas distorsiones, los hacedores de política se han visto obligados a realizar devaluaciones forzadas reiteradamente con el intento de corregir brechas cambiarias existentes.

⁶ Venezuela ha sido excluido del gráfico por sus variaciones excesivas.

⁷ Con la excepción de México que para los años 1995-1996 vio incrementado su indicador, lo cual se explica por la devaluación de su moneda en 1994 que dio paso a lo que se conoce como crisis del Tequila en los países emergentes.

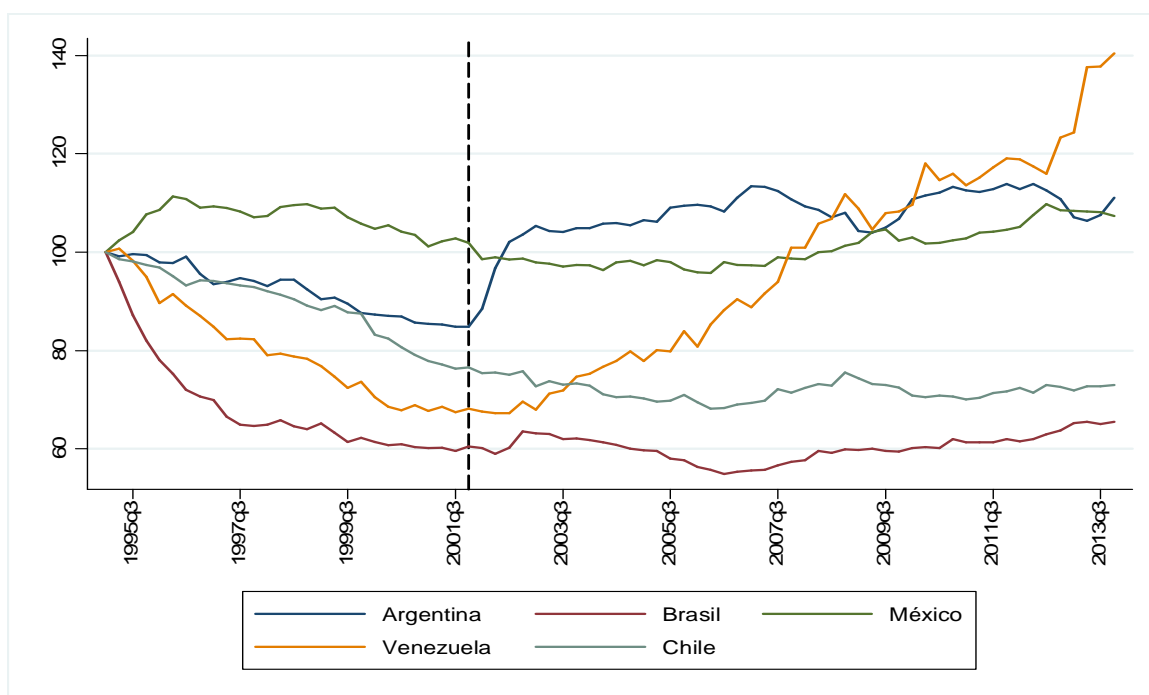
FIGURA 1: TIPO DE CAMBIO NOMINAL (BASE 1995q1)



Fuente: Elaboración propia.

El tipo de cambio real bilateral de paridad del poder de compra, igual al tipo de cambio nominal bilateral multiplicado por el cociente entre el índice de precios al consumidor del país en cuestión y el de Estados Unidos, refleja la relación de la capacidad de poder de compra entre dos países, llevado a una misma moneda. La figura 3 muestra la evolución del índice del tipo de cambio real de paridad (TCR_{PPC}).

FIGURA 2: ÍNDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL ESTRUCTURAL (BASE 1995q1)



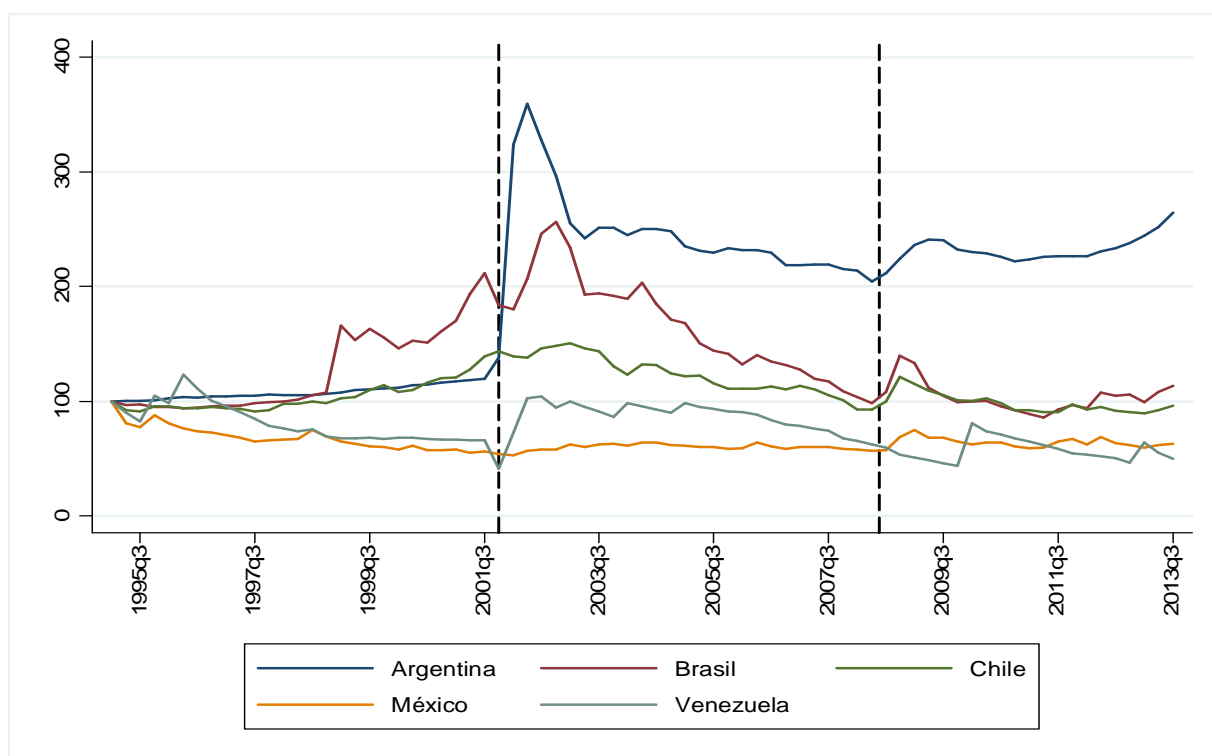
Fuente: Elaboración propia.

Los tipos de cambio reales de paridad tuvieron una tendencia levemente decreciente entre 1995 y fines de 2001. En el 2002 los tipos de cambio reales aumentaron; Argentina Brasil y Venezuela presentaron devaluaciones sustantivas. En los años siguientes cayó la competitividad en toda la región; excepto en Chile que aumento temporalmente entre fines del 2002 y principios del 2003. Con la crisis financiera del 2008 los países de la región en general hicieron ajustes devaluatorios, pero el tipo de cambio luego del salto hacia arriba correspondiente, mantuvo su tendencia decreciente; excepto Argentina.

Si bien el tipo de cambio real estructural y de paridad son medidas alternativas competitividad, ambas presentan diferencias en los niveles de variabilidad y, en algunos casos, en la dirección de su evolución de acuerdo al período y país que se considere. Por lo tanto, conocer sus determinantes que resultan más efectivos a la hora de corregirlos es un fundamental para las autoridades monetarias y los hacedores de política.

El siguiente apartado introduce el marco teórico para el tipo de cambio real en economías dependientes y el rol de los *fundamentals* en su determinación.

FIGURA 3: TIPO DE CAMBIO REAL DE PARIDAD (BASE 1995q1)



Fuente: Elaboración propia

III. Marco teórico

No existe un enfoque único y dominante para modelar el TCR de equilibrio. No obstante, “todos los enfoques⁸ consideran al TCR como una variable endógena determinada en un sistema macroeconómico completo donde los *fundamentals* macroeconómicos son las variables impulsoras claves para su movimiento”.

Según Zarzosa Valdivia (2010), Balassa (1964), Devarajan et al (1991), Baldi y Muller (2004), MacDonald y Ricci (2002), Calderon (2003), Gay y Pellegrini (2003) presentan

⁸ Esta sección se basa en Zarzosa Valdivia (2010, pag. 5-6)

modelos teóricos de tipo de cambio real. Estos autores afirman que el TCR depende negativamente de la productividad del sector de bienes transable, pero positivamente con la productividad sectorial, la dotación de factores, los términos de intercambio y el servicio de la deuda.

Productividades sectoriales

En el marco del modelo Balassa-Samuelson, que asume igualación del precio de los factores y la ley de un solo precio, la productividad sectorial determina el precio de los bienes no transables. Gay y Pellegrini (2003) muestran evidencia del efecto Balassa-Samuelson en Argentina; mientras que Baldi y Mulder (2004) en Argentina, Chile, Brasil y México.

Aumentos en la productividad del sector transable, aumentan la oferta de bienes transables, el producto y la demanda de todos los bienes. Bajo la ley de un solo precio, los precios de los bienes transables aumentan los precios de los bienes no transables y consecuentemente disminuye el tipo de cambio real estructural. La reducción del precio de los bienes no transables implica reducciones del índice de precios, pero si el índice de precios del resto del mundo también cae por aumentos de productividad en el extranjero, el tipo de cambio real de paridad puede no caer. De allí que el tipo de cambio real de paridad depende del diferencial de productividades entre el país en cuestión y el del resto del mundo.

Dotación de Factores

Cuando la dotación de factores aumenta, el precio del factor en cuestión cae aún cuando la oferta de todos los bienes aumenta. El consecuente exceso de oferta presiona el precio de los bienes no transables a la baja. El aumento de la oferta de todos los bienes aumenta el producto de la economía y la demanda de todos los bienes. El precio de los no transables tiende a aumentar, pero no compensa la caída del precio no transables; el tipo de cambio real así aumenta.

Términos de intercambio

Baldi y Mulder (2004, Chile y Mexico), Gay y Pellegrini (2003, Argentina) y Carrera y Restout (2008, 19 países de América Latina) han encontrado evidencia de una relación negativa entre tipo de cambio real y los términos de intercambio. Si los términos de intercambio mejoran, la producción de bienes primarios se vuelve relativamente más rentable y por lo tanto provee incentivos para reasignar recursos a este sector. Tal reasignación implica un aumento en la demanda de factores y presiona al alza de los precios de los factores, que al aumentar la oferta de bienes primarios y el producto, aumenta la demanda de bienes no transables conjuntamente con sus precios. El impacto de las mejoras de los termino de intercambio sobre el TCR es ambiguo ya que tanto el precio de los bienes transables como no transables varían en la misma dirección.

Deuda Externa

Cuando entran capitales aumenta la absorción interna y por lo tanto la demanda y el consumo de todos los bienes. Los precios de los bienes no transables aumentan en respuesta al aumento de la demanda de bienes no transables, el tipo de cambio real así cae.

IV. Aplicación empírica

Basados en Zarzosa Valdivia (2008 y 2010), la Tabla 1 presenta las siguientes relaciones esquemáticas entre los fundamentals y el tipo de cambio real estructural y de paridad. Dado

que Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela tienen diferentes estructuras económicas y presentan variaciones disímiles de sus variables, las estimaciones empíricas se basan en el modelo de mínimos cuadrados ordinarios siguiendo el método de cointegración en dos etapas de Engle and Granger. Este método consiste en estimar las relaciones postuladas con mínimos cuadrados ordinarios y luego testear la estacionariedad de los residuos. Si los mismos son estacionarios, las relaciones estimadas son cointegradas y no son espurias.

Variables macroeconómicas relevantes y test de raíces unitarias

El período de análisis va del primer trimestre de 1995 al tercer trimestre del 2013 para Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela; el apéndice I describe la fuente de datos. Antes de proceder a estimar las ecuaciones (1) y (2) se analizó la estacionariedad de las variables relevantes.⁹

En general no se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad. Dado que las series del tipo de cambio real estructural de Brasil y Chile son estacionarias, mientras que algunos de sus determinantes no lo son, no se hacen estimaciones de las relaciones entre el tipo de cambio real estructural de Brasil y Chile y sus determinantes. De la misma manera, no se hacen estimaciones relacionadas al tipo de cambio real de paridad de México.

Tabla 1: Tipo de cambio real y fundamentales

	Productividades		Dotación de factores	Términos de Intercambio	Servicios de la deuda	
Variable	PMEL	PMEL/PMEL*	$\Delta(Lc)$	IBF	TI	SSD
TCRE	—		+	+	?-	+
TCR_{PPC}		—	+	+	?-	+

Donde:

TCRE y TCR_{PPC} se refieren al logaritmo del tipo de cambio real estructural y de paridad, respectivamente. PMEL es el logaritmo de la productividad media del trabajo en la economía doméstica, mientras que PMEL/PMEL* es la relación del logaritmo de la productividad media del trabajo en la economía doméstica con respecto al logaritmo de la productividad media del trabajo en Estados Unidos. $\Delta(Lc)$ es el componente cíclico de la población económicamente activa.¹⁰ IBF es el logaritmo de la inversión bruta fija como proxy del capital; TI son los términos de intercambio y SSD es el ratio de los servicios de la deuda netos de los servicios financieros y transferencias con respecto al producto.

(+), (-) y (?) indican, respectivamente, una relación positiva, negativa y ambigua entre el tipo de cambio real correspondiente y el fundamento macroeconómico respectivo.

Relaciones de Largo plazo o cointegradas

Las tres primeras columnas de la tabla 3 muestran las relaciones de largo plazo entre el tipo de cambio real estructural y sus determinantes en Argentina, México y Venezuela; en los casos en los que los errores estimados excedían, en valor absoluto, en más de dos veces su desviación estándar se han incluido variables dummy con unos en el período crisis y cero en los restantes períodos.

⁹ Véase Apéndice II donde se muestra la prueba de DickeyFuller en sus tres variantes para cada una de las variables.

¹⁰ El ciclo se obtuvo de utilizar la metodología de descomposición serial de Hodrick and Prescott para variables trimestral.

TABLA 2: Dickey-Fuller observados del test de raíces unitarias Dickey-Fuller aumentado

		$TCRE$	TCR_{PPC}	$PMLi$	$PMLi/PML^*$	L^c	IBF	TI	SSD
Argentina	IT	(-2.439)	(-2.513)	(-1.257)	(-1.137)	(-3.009)	(-2.606)	(-2.827)	(-2.113)
	I	(-1.413)	(-1.755)	(-0.028)	(-1.321)	(-3.030)**	(-2.78)***	(-0.041)	(-2.206)
	NTI	(-1.413)	(0.662)	(0.923)	(-0.159)	(-3.051)*	(-0.275)	(1.521)	(-0.179)
Brasil	IT	(-6.237)*	(-1.551)	(-2.586)	(-2.393)	(-3.47)***	(-5.692)*	(-1.626)	(-2.448)
	I	(-8.909)*	(-1.405)	(1.896)	(-0.519)	(-3.437)**	(-3.001)**	(-0.942)	(-1.268)
	NTI	(-2.503)**	(0.080)	(-4.943)*	(5.710)	(-3.464)*	(0.015)	(0.522)	(0.648)
Chile	IT	(-0.649)	(-1.336)	(-6.313)*	(-2.436)	(-4.780)*	(-2.000)	(-3.182)	(-2.398)
	I	(-2.730)***	(-1.757)	(-3.744)*	(-0.914)	(-4.829)*	(0.930)	(-0.547)	(-2.375)
	NTI	(-2.721)*	(-0.140)	(1.773)	(-1.367)	(-4.869)*	(2.224)	(1.206)	(-1.329)
México	IT	(-0.906)	(-4.187)*	(-3.152)	(-3.020)	(-4.255)*	(-4.162)*	(-4.137)*	(-0.528)
	I	(-0.981)	(-4.568)*	(-2.76)***	(-0.900)	(-4.282)*	(-3.106)**	(-1.980)	(-0.423)
	NTI	(0.738)	(-1.072)	(1.077)	(1.396)	(-4.310)*	(1.205)	(0.377)	(-0.087)
Venezuela	IT	(-2.528)	(-3.086)	(-2.277)	(-2.150)	(-4.161)*	(-3.832)**	(-3.4)***	(-1.321)
	I	(0.553)	(-2.422)	(-1.949)	(-2.322)	(-4.214)*	(-2.70)***	(-0.991)	(-0.905)
	NTI	(1.020)	(-0.702)	(0.174)	(0.312)	(-4.240)*	(0.543)	(1.168)	(5.02E-05)
Estados Unidos	IT	-	-	(-1.990)	-	(-3.917)**	-	-	-
	I	-	-	(-1.741)	-	(-3.977)*	-	-	-
	NTI	-	-	-2.058	-	(-4.017)*	-	-	-

Donde: IT se refiere al test de raíces unitarias con tendencia e intercepto, I a la prueba de raíz unitaria con intercepto y NTI a la prueba de raíz unitaria sin tendencia ni constante. (*), (**) y (***) indican que la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria se rechaza a un nivel del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Los test completos así como los test y los estadísticos referidos al test del Dickey-Fuller aumentado de la primera diferencia están disponibles a pedido.

Encontramos evidencia del efecto Balassa-Samuelson solo en Argentina al 1% de significatividad estadística. La productividad laboral de la economía aumenta el tipo de cambio real estructural de México y Venezuela; aunque en el caso de México no es diferente de cero aún al 10% significatividad estadística. En línea con lo esperado, cuando la fuerza laboral de Argentina, México y Venezuela crece más que su tendencia el tipo de cambio real estructural de estos países aumenta; el estimador del ciclo de la fuerza laboral es, sin embargo, estadísticamente significativo al 1% en México y Venezuela.

La inversión bruta fija aumenta el tipo de cambio real estructural de Argentina (esperado teóricamente), pero reduce el de México y Venezuela; aunque solo en este último caso es estadísticamente significativo. Los términos de intercambio afectan positivamente al tipo de cambio real de Argentina y Venezuela, aunque negativamente al tipo de cambio real de México. Cuando se incrementan los servicios de la deuda (neto de transferencias) aumenta el tipo de cambio real estructural de Argentina, pero cae el México y Venezuela.

Los residuos de las estimaciones esperadas son estacionarios al 10% de significatividad estadística.

Se observa en las tres primeras columnas de la Tabla 3 que los tipos de cambio reales estructurales de los diferentes países responden a los fundamentales en diferente magnitud e incluso dirección. Es de esperar entonces que una replica en panel data de las relaciones estimadas en las tres primeras columnas de la Tabla 3 no de resultados significativos en incluso da resultados espurios; ver Table A.2 del apéndice II.

La influencia de los fundamentos en el tipo de cambio real de Argentina, Brasil, Chile y Venezuela se muestra en las últimas cuatro columnas de la tabla 3; en los casos en los que los errores estimados excedían, en valor absoluto, en más de dos veces su desviación estándar se han incluido variables dummy crisis.

Considerando el tipo de cambio real de paridad, encontramos evidencia del efecto Balassa-Samuelson para Argentina, Brasil y Venezuela. Aumentos por encima de la tendencia de la fuerza laboral aumentan el tipo de cambio real de paridad de Argentina, Brasil y Chile, aunque el estimador correspondiente no es estadísticamente diferente de cero, aún al 10%. El tipo de cambio real de paridad de todos los países depende negativamente de la inversión bruta fija; aunque solo en el caso de Venezuela el estimador correspondiente es significativamente diferente de cero al 1%.

Solo en Argentina, los términos de intercambio afectan positivamente al tipo de cambio real de paridad. En Brasil, Chile y Venezuela la relación entre estas variables es negativa, aunque no son estadísticamente significantes de cero aún al 10%, excepto para Chile. Los servicios de la deuda (netos de transferencia) influyen positivamente en el tipo de cambio real de paridad de Argentina y Venezuela, pero negativamente al tipo de cambio real de paridad de Brasil y Chile.

La dummy crisis de Argentina (primer trimestre del 2001) indica que el colapso del régimen cambiario a fines del 2001, aumento el tipo de cambio real de paridad en un 55.5%. El tipo de cambio real de paridad de Brasil aumento en un 38% en el segundo trimestre del 2003, pero cayó en un 38% en el primer trimestre del 2008 y luego de la caída del tipo de cambio nominal. Las dummy crisis compuestas de Chile (dummies con unos en el segundo, tercer y cuarto trimestre del 2002 y otra con unos en el primer y segundo trimestre del 2003 y ceros en los otros períodos) indican que hubo una depreciación del tipo de cambio real de paridad, pero ese salto del tipo de cambio real solo fue transitorio.

Los Dickey-Fuller observados sugieren que las raíces de los residuos de las relaciones estimadas son estacionarias y por lo tanto no espurias. Adicionalmente, una replica en panel data de las relaciones estimadas en las últimas cuatro columnas de la Tabla 3 (ver Tabla A.2 del apéndice II).

TABLA 3: Tipo de cambio real y fundamentos macroeconómicos

Variables	Tipo de Cambio Real Estructural			Tipo de Cambio Real de Paridad			
	<u>TCRE</u>			<u>TCR_{PPC}</u>			
	Arg	Mex	Ven	Arg	Bra	Chi	Ven
PMLi	-0.483 0.078*	0.033 0.18	1.181 0.088*				
PMLi/PML*				-2.325 0.214*	-0.47 0.151*	0.182 0.091**	-0.594 0.168*
Lc	1.69E-08 5.19E-08	3.05E-08 8.7E-09*	3.59E-07 6.83E-08*	2.85E-07 2.01E-07	1.02E-08 6.55E-08	2.35E-08 1.72E-07	2.35E-08 1.72E-07
IBF	0.063 0.026**	-0.01 0.029	-0.201 0.022*	-0.112 0.091	-0.108 0.264	-0.068 0.127	-0.237 0.049*
TI	0.541 0.049*	-0.19 0.057*	0.352 0.025*	1.805 0.168*	-2.758 0.269*	-0.225 0.16	-0.068 0.06
SSD	0.176 0.044*	-0.105 0.012*	-0.009 0.003*	0.272 0.176	-0.005 0.02	-0.024 0.01**	0.013 0.007***
D02q1				0.555 0.189*			
D02q3					0.383 0.165**		
D02q2-4						0.272 0.073*	
D03q1-2						0.312 0.087*	
D01q4-D02q1							-0.372 0.118*
D06q1		-0.062 0.028**					
D08q1					-0.383 0.17**		
D09q3							-0.34 0.163**
Intercepto	5.486 0.555*	5.437 1.314*	-2.287 0.667*	-3.605 1.902***	18.995 5.973*	7.711 2.35*	7.939 1.084*
R²	0.77	0.642	0.893	0.826	0.733	0.426	0.628
R²_{Ajustado}	0.75	0.61	0.886	0.811	0.705	0.369	0.589
ADF Obs.	(-4.040)*	(-4.681)*	(-5.678)*	(-4.267)*	(-3.710)*	(-3.061)*	(-4.032)*
ECF	-0.029	-0.14**	-0.171***	-0.141	-0.076	-0.050	-0.185*

(*), (**) y (***) reflejan un nivel de significación estadística del 1%, 5% y 10%, respectivamente

La primera y segunda fila de cada celda se refiere al estimador correspondiente y a su desviación estándar respectiva. ECF es el error correction factor (el residuo rezagado un período).

Las siguientes variables dummy tienen en general ceros y unos en el período especificado: uno en el primer trimestre del 2002 (D02q1), uno en el tercer trimestre del 2003 (D02q3), unos entre el segundo y el cuarto trimestre del 2002 (D02q2-4), unos en el primer y segundo trimestre del 2003 (D03q1-2), unos en el último trimestre del 2001 y el primer trimestre del 2002 (D01q4-D02q1), uno en el primer trimestre del 2006 (D06q1), uno en el primer trimestre del 2008 (D08q1) y uno en el tercer trimestre del 2009 (D09q3)

ADF observado es Dickey-Fuller del test de raíces unitarias aplicado sobre los residuos de las estimaciones correspondientes.

En línea con Zarzosa Valdivia (2010) se han realizado estimaciones por el método SUR (modelo de regresiones aparentemente no relacionadas); este método sugiere que la estimación conjunta de ciertas relaciones independientes es más eficiente si los errores de cada estimación están interrelacionados. Los resultados no difieren significativamente respecto de los de mínimos cuadrados ordinarios, pero los Dickey-Fuller observados del test de raíces unitarias del modelo SUR son menores que en el caso de mínimos cuadrados ordinarios; un posible indicador de variaciones disimiles e idiosincráticas de los tipos de cambio reales de paridad de los países en consideración.

V. REFLEXIONES FINALES

Este trabajo evalúa como los fundamentals afectan al tipo de cambio real en Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela. Propone dos medidas diferentes de tipo de cambio, el tipo de cambio real estructural (precio relativo entre los bienes transables y no transables) y de paridad (precio relativo entre los bienes de una economía y el resto del mundo), y encuentra que la respuesta a los fundamentals varía según la medida del tipo de cambio real utilizada.

Las estimaciones empíricas se basan en el modelo de mínimos cuadrados ordinarios¹¹ siguiendo el método de cointegración en dos etapas de Engle and Granger. Este método consiste en estimar las relaciones postuladas con mínimos cuadrados ordinarios y luego testear la estacionariedad de los residuos. Si los mismos son estacionarios, las relaciones estimadas son cointegradas y no son espurias. Estimaciones, disponibles a pedido, basados en el método SUR arrojan resultados similares, pero el estadístico Dickey-Fuller asociado al test de raíces unitarias

Encontramos evidencia del efecto Balassa-Samuelson en Argentina para las dos medidas de tipo de cambio real. La productividad laboral de la economía aumenta el tipo de cambio real estructural Venezuela. Cuando la fuerza laboral de México y Venezuela crece más que su tendencia el tipo de cambio real estructural de estos países aumenta. La inversión bruta fija reduce el tipo de cambio real estructural de Venezuela. Los términos de intercambio afectan positivamente al tipo de cambio real de Argentina y Venezuela, aunque negativamente al tipo de cambio real de México. Cuando se incrementan los servicios de la deuda (neto de transferencias) aumenta el tipo de cambio real estructural de Argentina, pero cae el México y Venezuela.

Encontramos evidencia del efecto Balassa-Samuelson para Brasil y Venezuela cuando consideramos el tipo de cambio real de paridad. El tipo de cambio real de paridad de todos los países depende negativamente de la inversión bruta fija en Venezuela. Solo en Argentina, los términos de intercambio afectan positivamente al tipo de cambio real de paridad y negativamente en Chile. Los servicios de la deuda (netos de transferencia) influyen positivamente en el tipo de cambio real de paridad de Argentina y Venezuela, pero negativamente al tipo de cambio real de paridad de Brasil y Chile.

Futuras líneas de investigación aplicada al tipo de cambio real podrían enfocarse en aplicar la metodología de Johansen, el método de corrección de errores. En cuanto a los datos para Argentina, se podrían incorporar otras medidas de precios para los últimos años de análisis dadas las distorsiones potenciales en los precios oficiales. Asimismo, se puede considerar otras medidas de productividad, básicamente la productividad total de los factores y por sector.

¹¹ El Apéndice II presenta alternativamente los resultados basados en estimaciones de panel.

BIBLIOGRAFIA

Balassa, Bela (1964). *The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal.* Journal of Political Economy, 72, 584-96.

Baldi, A.-L., y Mulder, N. (2004). The Impact of Exchange Rate Regimes on Real Exchange Rate in South America, 1990-2002. OECD Economics Department

Bello, O. D., Rodrigo, Heresi., & E, P. R. (2010). *El tipo de cambio real de equilibrio: un estudio para 17 países de América Latina.* Santiago de Chile: Division de Desarrollo Económico, CEPAL.

Casilda Béjar, R. (2004). América Latina y el Consenso de Washington. *ICE* , 19-38.

Devarajan, S., Lewis J. y Robinson S. (1991). *External Shocks, Purchasing Power Parity, and the equilibrium real exchange rate.* Development Discussion Paper No. 385, Harvard Institute for International Development, Harvard University.

Edwards, S. (1991). *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment* . Cambridge, Massachusetts: Massachusetts Institute of Technology.

Gay, A. y Pellegrini, S. (2003). *The Equilibrium Real Exchange Rate of Argentina.* Instituto de Economía y Finanzas, Universidad Nacional de Córdoba (Argentina) and Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y técnicas (CONICET)

MacDonald Ronald y Ricci Lucca (2002), Purchasing Power Parity and New trade theory, *IMF Working Paper 02/32.*

Zarzosa Valdivia, F. (2008). *Real Exchange Rate Movements, Dutch disease and functional and sectoral income distribution.* Trade, Integration and Economic Development: The EU and Latin America, ECSA-Austria Vol. XIII pp. 81-110.

Zarzosa Valdivia, F. (2010). Determinants of the structural real exchange rates and economic structures in Argentina, Chile and Mexico. Belgium : Faculty of Applied Economics, University of Antwerp.

APÉNDICE I

Tabla A1: Base de Datos*

País	Variable	Fuente Primaria
Argentina	TCN	Banco Central de la República Argentina
Brasil	TCN	Banco Central de la República Argentina
Uruguay	TCN	Banco Central de la República Argentina
Chile	TCN	Banco Central de Chile
México	TCN	Banco de México
Paraguay	TCN	Banco Central del Paraguay
Venezuela	TCN	Banco Central de Venezuela
Argentina	PT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Brasil	PT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Uruguay	PT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Chile	PT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
México	PT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Paraguay	PT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Venezuela	PT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Argentina	PNT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Brasil	PNT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Uruguay	PNT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Chile	PNT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
México	PNT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Paraguay	PNT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Venezuela	PNT	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Argentina	IPC	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Brasil	IPC	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Uruguay	IPC	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Chile	IPC	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
México	IPC	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Paraguay	IPC	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Venezuela	IPC	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Argentina	TI	Instituto Nacional de Estadísticas y Censos
Brasil	TI	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
Chile	TI	Banco Central de Chile
México	TI	Banco de México
Venezuela	TI	International FundMonetary
Argentina	L	Ministerio de Trabajo de Argentina Ministerio de Trabajo de Argentina
Brasil	L	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
Chile	L	Instituto Nacional de Estadísticas de Chile
México	L	Instituto Nacional de Estadísticas y Geografía de México
Venezuela	L	Instituto Nacional de Estadísticas de Venezuela
EEUU	L	Labor Force and Employment
Argentina	PIB	Comisión Económica para América Latina y el Caribe

Brasil	PIB	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Chile		Banco Central de Chile
		Comisión Económica para América Latina y el Caribe
México	PIB	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Venezuela	PIB	Banco Central de Venezuela
		Comisión Económica para América Latina y el Caribe
EEUU	PIB	Bureau of Economic Analysis
Argentina	SSD	Fondo Monetario Internacional
Brasil	SSD	Fondo Monetario Internacional
Chile	SSD	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
México	SSD	Fondo Monetario Internacional
Venezuela	SSD	Fondo Monetario Internacional
		Fondo Monetario Internacional
Argentina	IBF	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Brasil	IBF	Instituto Brasileiro de Geografía e Estatística
		Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Chile	IBF	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
México	IBF	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Venezuela	IBF	Banco Central de Venezuela
		Banco Central de Venezuela

Donde TCN es el tipo de cambio nominal, PT es índice de precios transables, PNT es el índice de precios no transables, IPC es el índice de precios al consumidor, TI son los términos de intercambio, L se refiere a los ocupados, PIB es el producto interno bruto, SSD son los servicios de la deuda neto de transferencias e IBF es la inversión bruta fija

APÉNDICE II: Estimaciones basadas en datos de panel

Dado el carácter de corte transversal y temporal de las variables en consideración y asumiendo similitudes entre los países considerados, la estructura de panel replica las estimaciones para el tipo de cambio real estructural y de paridad.

Por un lado, estimar un panel bajo efectos fijos implica suponer que existe heterogeneidad transversal inobservable, constante en el tiempo de carácter no aleatorio y permitiremos la presencia de términos independientes diferentes para cada individuo transversal del panel. Mientras que, por otro lado, el modelo de efectos aleatorios o modelo con errores compuestos se supone una sola ordenada en el origen y las ordenadas específicas correspondientes a cada individuo transversal del panel se integran en la perturbación aleatoria.

La elección entre el modelo de efectos fijos ó variables se realiza con el Test de Hausman (Hausman y McFadden, 1984), test que construye un χ^2 formado por la diferencia relativa entre las dos estimaciones alternativas relativizadas por la varianza de esa diferencia. Valores de la χ^2 superiores a la referencia de tabla indican la presencia de correlación entre el componente de error individual y las variables explicativas. Dado que el modelo de efectos aleatorios supone que esta correlación es igual a cero, entonces si las variables mencionadas están correlacionadas habría que considerar el modelo bajo efectos fijos y no aleatorios.

La tabla A.2 muestra las estimaciones correspondientes a los modelos de panel en efectos fijos y aleatorios. De los resultados obtenidos se tiene que los modelos de panel para el tipo de cambio real estructural tienen residuos que no son estacionarios. De allí que esas estimaciones sean espurias. El modelo de panel para el tipo de cambio real de paridad genera estimaciones robustas al no presentar -los términos de perturbación del modelo- raíces unitarias. El modelo de Hausman sugiere, sin embargo, que el modelo de efectos fijos es el modelo relevante.

En línea con la teoría, el diferencial de productividades reduce el tipo de cambio real de paridad (efecto Balassa-Samuelson), aumentos de la fuerza laboral por encima de su tendencia y aumentos de los servicios de la deuda (neta de transferencias) incrementan el tipo de cambio real de paridad. Los términos de intercambio tienen efectos positivos sobre el tipo de cambio real de paridad. Cierta ambigüedad con la generalización del modelo de panel esta relacionada a la evidencia de respuestas disímiles e idiosincráticas de los países bajo análisis.

