

TRABAJO FINAL
LICENCIATURA EN ECONOMÍA

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

Pérez Aguila, Nicolás*
Director: Zarzosa Valdivia, Fernando**

Resumen

El presente trabajo evalúa la respuesta del tipo de cambio real en términos de los *fundamentals* macroeconómicos para Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela para el período que va desde el primer trimestre de 1995 al tercer trimestre del 2013. A partir de los modelos teóricos del comportamiento de equilibrio del tipo de cambio real se estima un modelo de datos de panel y, a su vez, un modelo SUR (modelo de regresiones aparentemente no relacionadas) que permite para evaluar la respuesta de cada país en particular. Encontramos evidencia de una respuesta significativa de los determinantes sobre el tipo de cambio real en la región, con resultados que varían dependiendo de la definición utilizada en la literatura.

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

Clasificación JEL: F11, F31, F35, F37, F41, F43, C22

* E-mail: nicolas.perez.3492@gmail.com

** E-mail: zarzosa.fernando@gmail.com



Tipo de Cambio Real y Fundamentals en Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela por Pérez
Aguila, Nicolás se distribuye bajo una [Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-
SinDerivar 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

ÍNDICE GENERAL

I. INTRODUCCIÓN	4
II. HECHOS ESTILIZADOS.....	6
III. MARCO TEÓRICO. MODELO DE TIPO DE CAMBIO REAL.....	12
IV. SECCIÓN EMPÍRICA. DATOS, ESTIMACIONES Y RESULTADOS.....	15
IV.1. DATOS.....	17
IV.2. MODELO CON DATOS DE PANEL.....	18
IV.3. MODELO SUR	25
V. REFLEXIONES FINALES.....	31
BIBLIOGRAFÍA.....	32
APÉNDICE I.....	34
APÉNDICE II	36

ÍNDICE DE TABLAS Y GRÁFICOS

FIGURA 1: ÍNDICE DE TIPO DE CAMBIO NOMINAL	8
FIGURA 2: ÍNDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL ESTRUCTURAL	10
FIGURA 3: ÍNDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL DE PARIDAD DE PODER DE COMPRA ..	11
TABLA 1: PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA	19
TABLA 2: PANEL.ARGENTINA, BRASIL, CHILE, MÉXICO Y VENEZUELA.....	21
TABLA 3: MODELO SUR.ARGENTINA, BRASIL, CHILE, MÉXICO Y VENEZUELA.....	27
TABLA A1: BASE DE DATOS.....	34
TABLA A2: VARIABLES DUMMY.....	36

I. INTRODUCCIÓN

El Tipo de cambio real de equilibrio es un precio relativo que puede definirse de diferente manera. 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 fundamental no solo para entender los des lineamientos y sobrevaluaciones (Edwards, 1991, pág.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 económica¹, 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 real², resulta curioso observar que – cualquiera sea el régimen – gran parte de estos países han incurrido reiteradamente en el mismo problema de sobrevaluación.

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)³, y se encuentran resultados elocuentes para cada país en particular.

Dicho lo anterior, la presente investigación se estructurará de la siguiente manera: en la sección dos se presentan los hechos estilizados de las principales variables relevantes para los países bajo análisis; en la sección tres se plantean los aportes de la literatura sobre los modelos teóricos del comportamiento de equilibrio del tipo de cambio real a partir del cual se introduce el modelo a

¹ 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 de estos países.

² Baldi y Mulder (2004) estiman a partir un modelo OLS el impacto del régimen del tipo de cambio sobre el tipo de cambio real estructural en Argentina, Brasil, Chile y México para los años 1990-2002. Los autores encuentran evidencia empírica para todos los casos, excepto en Chile.

³ Esta aplicación es una extensión del modelo SUR aplicado por Zarzosa Valdivia (2010) para el caso de Argentina, Chile y México en el período que va del primer trimestre de 1994 al tercer trimestre de 2006.

estimar en este trabajo; la sección cinco presenta la metodología y los resultados de las estimaciones econométricas; mientras que en la sección seis se esbozan las principales conclusiones.

II. HECHOS ESTILIZADOS

Durante la década del noventa varios países latinoamericanos se vieron fuertemente influenciados a implementar, total o parcialmente, reformas económicas alineadas a las recomendaciones del Consenso de Washington. El objetivo de las medidas del Consenso era procurar un modelo más estable, abierto y liberalizado para los países de Latinoamérica (Casilda, 2004, pág. 19). Dentro de estas recomendaciones, una en particular planteaba mantener un tipo de cambio unificado y competitivo; sin embargo, no todos los países implementaron un régimen cambiario acorde a las sugerencias del Consenso. Tras experiencias poco satisfactorias en el desempeño económico y el nivel de empleo tras fuertes procesos de atraso cambiario el nuevo paradigma fue abandonado y en casos como Argentina el colapso se vio profundizado ante un incremento sustantivo en el nivel de pobreza y desigualdad.

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 pág.169), 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.

La situación mencionada anteriormente se puede ver reflejada a partir de la figura 1, la cual muestra el índice de tipo de cambio nominal⁴ para los países latinoamericanos de Argentina, Brasil, Chile, México, Paraguay y Uruguay en el período 1995-2013⁵. Para estos países que integran real o potencialmente el grupo económico del Mercado Común del Sur (MERCOSUR) se puede evidenciar que en la evolución del indicador mencionado se presenta claramente tres sub períodos con tendencias claras para la región. El primer sub período analizado parte en 1995 y muestra las consecuencias de la devaluación del peso mexicano en 1994⁶ que impactó al resto de los países de la región, quienes se vieron obligados a incrementar la tasa de devaluación a un ritmo constante los años posteriores durante la década. Sin embargo, hubo dos excepciones: Argentina, que sostuvo su régimen de convertibilidad en toda la década de los noventa, y Brasil, que comenzó con un proceso devaluatorio fuerte tras la liberalización del tipo de cambio a fines del 98. El segundo sub período, surge con el desenlace del primero tras la mega devaluación de Argentina en el 2002 al abandonar el régimen de la convertibilidad, replicándose la situación poco tiempo después para sus principales socios comerciales: Uruguay y Brasil (por su parte, México, Chile y Paraguay también vieron afectado el valor de sus monedas pero a una escala menor). Sin embargo, tras los overshootings, en los años siguientes los países vieron reducida la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal, con la excepción de Argentina y México que incrementó. Por último, el tercer período se da con la crisis financiera internacional del 2008 que llevó a incrementar sustantivamente la tasa de devaluación para toda la región, manteniéndose estable los años siguientes. No obstante, el único país que siguió devaluando su moneda -y a tasas exponenciales- fue Argentina.

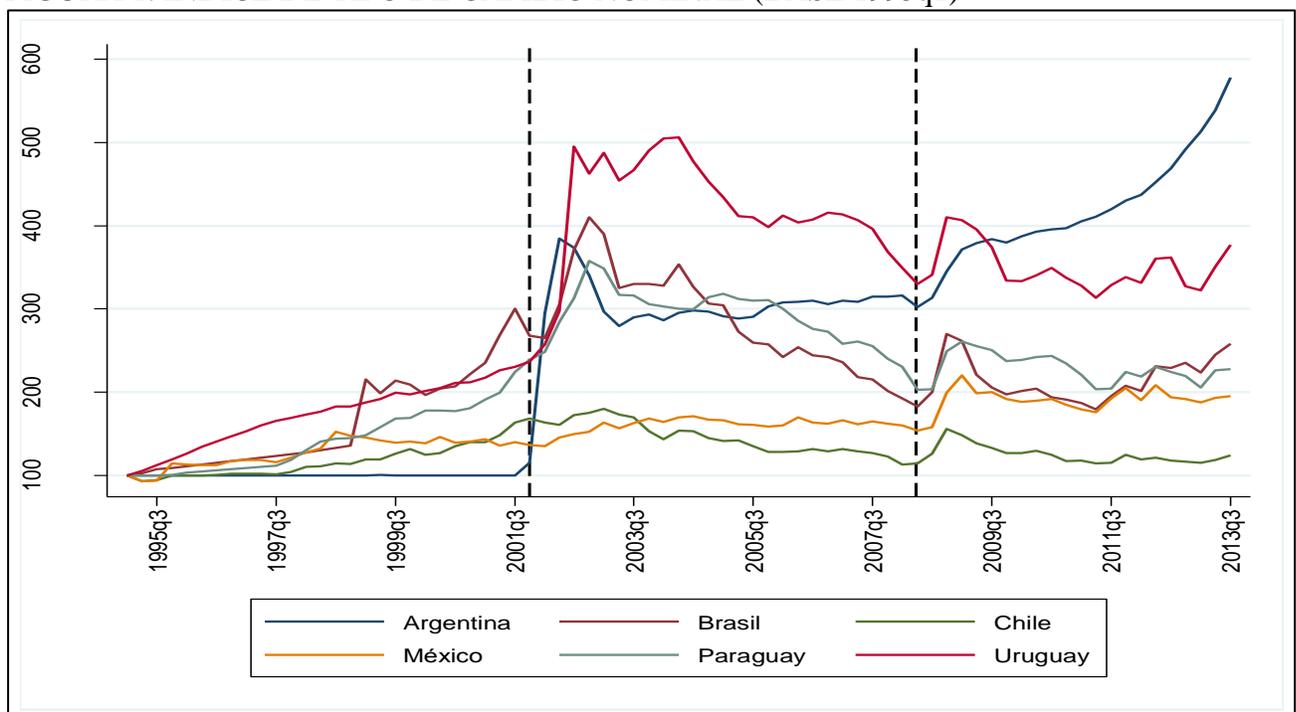
⁴Definido como el número de unidades de moneda nacional a pagar por una unidad monetaria estadounidense.

⁵El índice fue elaborado sobre la base del primer trimestre del año 1995.

⁶ Conocida como la Crisis del Tequila.

En definitiva, observar la evolución del tipo de cambio nominal de los países latinoamericanos nos permite percatar, por un lado, cuan fluctuante han sido en las últimas décadas y, por otro, observar la clara tendencia para la región durante los quinquenios analizados. De esta manera, teniendo en cuenta que el tipo de cambio nominal es un precio y -como todo precio- responde a señales del mercado, la teoría económica ha establecido el concepto de tipo de cambio real (TCR) como medida de referencia a partir del cual el nominal debe ajustarse.

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



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos referenciados en el Apéndice I.

Si bien el TCR puede definirse de diferente manera sobre la base de distintos modelos teóricos, su comprensión es un paso fundamental no solo para entender los des lineamientos y sobrevaluaciones del Tipo de Cambio Real (Edwards, 1991, pág.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 al ajustar el tipo de cambio nominal. A continuación se presentan

dos medidas de TCR presentados por la literatura que nos permite analizar la competitividad de los países de Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela para el período 1995q1-2013q3.

Como primer medida, tenemos el Tipo de Cambio Real Estructural (TCRE) definido como la relación entre el precio de los bienes transables y los no transables (P_T/P_{NT}), el cual es considerado un indicador de competitividad internacional para una economía ya que si se supone un nivel de precios internacionales fijo, un incremento del ratio implica que el país de referencia produce bienes transables más eficiente respecto al resto del mundo.

La figura 2 muestra el índice de TCRE para los países de la región y se puede comprobar que, a diferencia del índice de tipo de cambio nominal cuyo índice fluctúa hasta un nivel máximo del 477%⁷ en el período, el índice de TCRE varía en un rango del 140%⁸ teniendo en cuenta el conjunto de países considerados. Por su parte, se pueden distinguir dos sub períodos con tendencias claras en los valores observados de la variable. Por un lado, durante el período 1995q1-2001q4 el nivel de competitividad de los países se vio reducido⁹, lo que significó un duro golpe sobre el sector transable de la región. Por otro, desde 2002 en adelante la tendencia del índice en la región ya no siguió el mismo sentido para el conjunto de los países: México, Brasil y Chile siguieron perdiendo competitividad hasta el año 2006 para luego crecer y retomar los niveles de competitividad que contaban en 1999; Argentina, por su parte, presentó un overshooting en el tipo de cambio real estructural en el año 2002 tras la mega devaluación, manteniéndose estable la década siguiente; mientras que Venezuela tuvo un incremento sustantivo y sostenido en sus niveles de competitividad

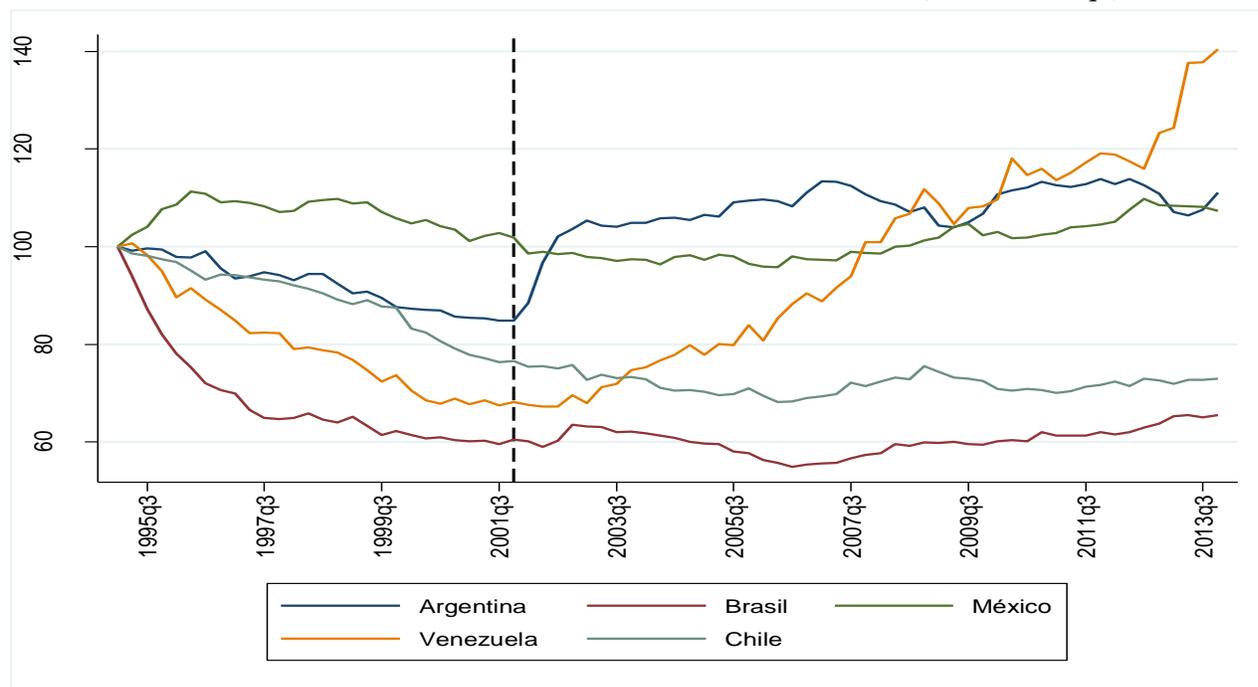
⁷ Si consideramos el caso de Argentina, que alcanza un nivel máximo del índice para los países seleccionados del 577% durante el tercer trimestre de 2013.

⁸ Brasil alcanza su valor mínimo de 54.9% en el tercer trimestre de 2006, mientras que Venezuela alcanza el máximo valor en 2013q3 de 140.3%

⁹ 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.

durante todo este período, principalmente como resultado del boom en el precio del petróleo. Luego, con la crisis mundial de los subprime en 2008, las tasas de recuperación de los niveles de competitividad de los países se vieron interrumpidas afectando negativamente a toda la región para mantenerse en niveles estables los años posteriores, con la excepción de Venezuela que mantuvo su tendencia creciente.

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

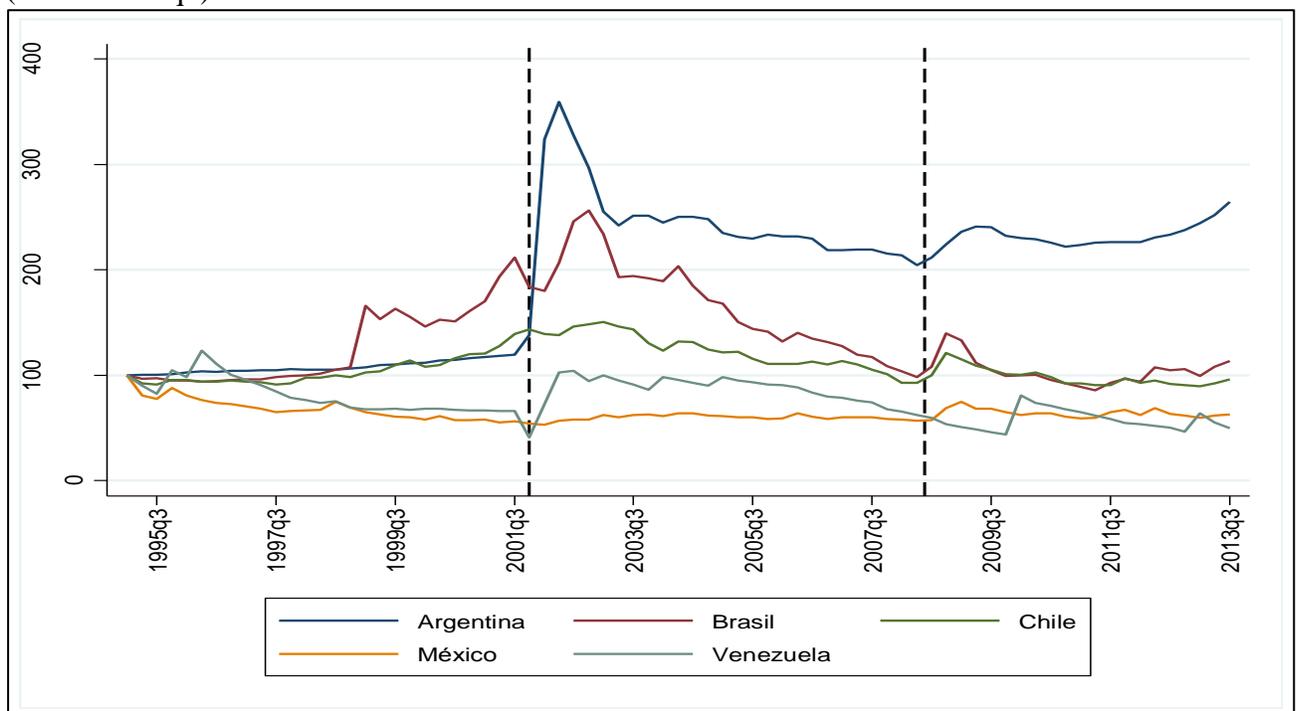


Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos referenciados en el apéndice II.

Como segunda medida del TCR, se presenta el Tipo de Cambio Real de Paridad de Poder de Compra (TCRPPC), definido como la relación entre la razón del producto del tipo de cambio nominal bilateral (E) y el índice de precios que refleja el poder adquisitivo de la moneda extranjera (P*), respecto al índice de precios que refleja el poder adquisitivo de la moneda doméstica (P), es decir $TCR = EP^*/P$. Así, el TCRPPC 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 TCRPPC, la cual permite apreciar que entre 1995 y fines de 2001 la competitividad de la región se mantuvo estable si lo comparamos con la década que le sigue tras una serie de overshootings en 2002 en la región: Argentina, Brasil y Venezuela presentaron devaluaciones sustantivas que explican los saltos en el índice de TCRPPC. Sin embargo, en los años siguientes hubo una tendencia a la baja en los niveles de competitividad para toda la región, lo cual sugiere un proceso de apreciación cambiaria de los países pero que con la crisis financiera del

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



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos referenciados en el apéndice II.

2008 varios países se vieron forzados a realizar ajustes devaluatorios que explican los overshootings en el cuarto trimestre del mismo año. Los años siguientes la situación del quinquenio anterior parece replicarse en toda la región con la excepción de Argentina (que desde 2011 ha incrementado el TCRPPC sostenidamente ante ajustes devaluatorios progresivos que buscan solventar el problema de apreciación en su moneda como resultado de un fuerte proceso inflacionario que viene

experimentando) y Venezuela (que presentó dos saltos sustantivos en 2010q1 y 2013q1 para corregir la sobrevaluaciones del bolívar pero que lejos estuvieron de tener resultados favorables)

Se debe tener en cuenta que si bien el TCRE como el TCRPPC son medidas alternativas del tipo de cambio real, ambas presentan diferencias en los niveles de variabilidad como en la dirección de su evolución de acuerdo al período y país de referencia. 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.

Dicho lo anterior, en la siguiente sección se introduce un marco teórico que permite, por un lado, identificar cuáles son los determinantes macroeconómicos que impulsan el movimiento del tipo de cambio real y, por otro, conocer en qué dirección lo hacen.

III. MARCO TEÓRICO. MODELO DE TIPO DE CAMBIO REAL

A pesar de la importancia del tipo de cambio real en la determinación de la asignación de recursos y gasto dentro de una economía, “existe sorprendentemente un bajo acuerdo tanto en la medición como en la interpretación de sus movimientos” (Dwyer y Lowe, 1993, p.1)¹⁰. En gran medida, los desacuerdos provienen del hecho que la definición de tipo de cambio real varía de acuerdo al contexto en el cual es utilizado. Este trabajo utiliza las dos variantes presentadas en la sección anterior del Tipo de Cambio Real: a) el denominado Tipo de Cambio Real Estructural (TCRE) definido como el precio relativo de los precios de bienes transables respecto de los bienes no

¹⁰ La siguiente sección se realiza sobre la base de la sección III de Zarzosa Valdivia (2010, pág. 5-6)

transables; b) el Tipo de Cambio Real de Paridad de Poder de Compra (TCRPPC), como la relación entre la capacidad de compra de dos países en una moneda uniforme.

No existe un enfoque único y dominante para modelar el TCR de equilibrio. No obstante, todos los enfoques consideran al TCR como una variable endógena determinada en un sistema macroeconómico completo donde los *fundamentals* macroeconómicos (productividad, términos de intercambio, dotación de factores y shocks de deuda) son las variables impulsoras claves para su movimiento.

Varios modelos teóricos para la determinación del tipo de cambio real han sido implementados por países en desarrollo. Ellos, generalmente, están basados en fuertes fundamentos microeconómicos pero difieren en su hipótesis subyacente, por ejemplo competencia perfecta y rendimientos constantes a escala en todos los sectores (Edwards, 1986); competencia perfecta pero rendimientos marginales decrecientes en todos los sectores (Lane y Milesi-Ferreti, 2004); competencia monopolística en un sector no transable que enfrenta rendimientos decrecientes a escala (Obstfeld y Rogoff, 1996); competencia monopolística en el sector no transable, tecnología lineal en el sector de bienes transables y no transables dada exógenamente (Calderon, 2002); competencia perfecta, tecnología lineal en el sector de bienes no transables y Cobb-Douglas en el sector de transables (Zarzosa Valdivia, 2008); y un sector monopólico de bienes no transables pero con competencia perfecta en los bienes transables, tecnología lineal en bienes no transables y Cobb-Douglas para bienes transables (Zarzosa Valdivia, 2008).

A pesar de sus diferencias, todos los modelos convergen en el planteo de una ecuación simple que permite derivar una forma reducida del tipo de cambio real de equilibrio. Por ejemplo, en línea con Balassa (1964), Devarajan et al (1991), Baldi y Mulder (2004), MacDonald y Ricci (2002), Gay y

Pellegrini (2003), Calderon (2002) and Obstfeld y Rogoff (2004), Zarzosa Valdivia (2008) afirman que el TCR depende negativamente de la productividad del sector de bienes transable, pero positivamente con la productividad del sector de no transables, la dotación de factores y el servicio de la deuda. A continuación se analiza el impacto de cada una de estas variables sobre el TCR con mayor detalle.

a) Productividades sectoriales

El modelo de Balassa-Samuelson (BS) fue el primer modelo que relaciono los shocks de productividad sectorial a los movimientos del tipo de cambio real. En el marco BS, el cual supone precio de los factores iguales y precio de bienes transables exógenos, la productividad sectorial determina el precio de los bienes no transables. Esto abarca la ya conocida teoría del “equilibrio interno” de la determinación del tipo de cambio real. Calderon (2002) y Gay y Pellegrini (2003) encontraron evidencia de efectos BS en Argentina; mientras que Baldi y Mulder (2004) han encontrado resultados similares para Argentina, Chile, Brasil y México.

b) Dotación de Factores

Así como la productividad sectorial, la dotación de insumos también determina el TCRE del lado de la oferta. Expansiones en la dotación de los factores incrementa la oferta de todos los bienes, y por ende reduce los precios de los factores y el precio de los bienes no transables. A pesar de la reducción del precio de los factores, la producción y el consumo de todos los bienes incrementa. No es claro, sin embargo, si los bienes primarios o de manufactura incrementan o no. El TCR, sin embargo, se deprecia como consecuencia de la dotación de la dotación de insumos.

c) Términos de intercambio

Varios modelos enfatizan en la importancia en las perturbaciones de los términos de intercambio como una fuente de demanda potencial de las fluctuaciones del TCRE, por ejemplo Baldi y Mulder (2004, Chile y Mexico), Gay y Pellegrini (2003, Argentina) y Carrera y Restout (2008, 19 países de América Latina) encontraron 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 más rentables en relación a la producción de bienes manufacturados y de bienes no transables, y por lo tanto provee de incentivos para reasignar recursos de éste último al sector primario. Tal reasignación presiona al alza de los precios de los factores, aumenta la oferta de bienes primarios y, a causa del efecto ingreso, también 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.

d) Deuda Externa

La entrada de capitales está asociada con apreciación en el tipo de cambio real porque, si no hay deuda inicial, “afecta la economía al incrementar la absorción interna” (Carrera y Restout 2008, p.6). Por ende, a través de efectos ingreso puros, la entrada de capitales incrementa la demanda de todos los bienes, presiona al alza de los precios de los bienes no transables e incrementa el consumo de ambos bienes transables que no sean bienes inferiores.

IV. SECCIÓN EMPÍRICA. DATOS, ESTIMACIONES Y RESULTADOS

La sección empírica sería aplicada en base a los lineamientos del comportamiento de equilibrio del tipo de cambio (BEER), que denota una estrategia de modelado que intenta explicar el

comportamiento actual del TCR en términos de las variables económicas relevantes. El BEER en este artículo, sin embargo, no está basado en condiciones ad-hoc sino más bien en las relaciones esquemáticas que el modelo teórico de Zarzosa Valdivia (2008) propone. Tenga en cuenta que el BEER involucra el análisis econométrico directos del TCR.

Entonces, teniendo en cuenta las relaciones de equilibrio del TCR respecto a los *fundamentals* macroeconómicos presentados en la sección anterior, en el presente trabajo se considera la productividad a partir de dos variantes dependiendo el concepto de TCR que se tenga en cuenta: por un lado, para el TCRE se considera la productividad media de los ocupados en la economía ($PMEL^i$); mientras que, por otro lado, para el TCRPPC se considera productividad media del trabajo en la economía doméstica respecto a la de Estados Unidos ($PMEL^i/PMEL^*$)¹¹, ya que el tipo de cambio real de paridad es una medida de competitividad de la economía como un todo respecto al resto del mundo. De este modo, si consideramos las variantes mencionadas anteriormente y los demás *fundamentals* presentados por la teoría económica, podemos resumir las relaciones con el TCR en el siguiente cuadro:

Variable	$PMEL^i$	$PMEL^i/PMEL^*$	L^c	IBF	TI	SSD
TCRE	-		+	+	?-	+
TCRPPC		-	+	+	?-	+

L^c representa la dotación del factor trabajo tomado como el componente cíclico¹² de los ocupados en la economía doméstica; IBF es la inversión bruta fija tomada como proxy del capital físico; por su parte, TI y SSD representan los términos de intercambio y los servicios de la deuda netos de los servicios financieros y transferencias, respectivamente.

¹¹ El supra índice “i” hace referencia a la economía doméstica, mientras que el supra índice “*” a la economía de Estados Unidos.

¹² El ciclo se obtuvo de aplicar la metodología de descomposición serial de Hodrick and Prescott para variables trimestrales con un lambda igual a 1600.

En este sentido, siguiendo los aportes de Balassa (1964), Devarajan et al (1991), Baldi y Mulder (2004), MacDonald y Ricci (2002), Gay y Pellegrini (2003), Calderon (2003), Obstfeld y Rogoff (2004), Zarzosa Valdivia (2010), sobre la base de las relaciones de la tabla de arriba se plantean las siguientes ecuaciones:

$$TCRE_i = -\phi_1(PMEL_i) + \phi_2(L_i^c) + \phi_3(IBF_i) - \phi_4(TI_i) + \phi_5(SSD_i) \quad (1)$$

$$TCRPPC_i = -\phi_6\left(\frac{PMEL_i}{PMEL_*}\right) + \phi_7(L_i^c) + \phi_8(IBF_i) - \phi_9(TI_i) + \phi_{10}(SSD_i) \quad (2)$$

A continuación se especifica como las ecuaciones (1) y (2) han sido estimadas, en primer lugar, a partir de un modelo de datos de panel -bajo efectos fijos y aleatorios- y, en segundo lugar, considerando un modelo de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR, Seemingly Unrelated Model por sus siglas en inglés) para un conjunto de países cuya información se especifica a continuación.

IV.1. DATOS

Se dispuso de datos desde el primer trimestre de 1995 (1995q1) al tercer trimestre de 2013 (2013q3) para los países de Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela. Los datos correspondientes al tipo de cambio real estructural, paridad de poder de compra, productividades medias¹³, los ocupados, la inversión bruta fija y los términos de intercambio fueron tomados en logaritmo natural para evaluar elasticidades del tipo de cambio real en respuesta a estas variables; mientras que la serie de servicios de la deuda neto de transferencias fue tomada en términos del producto para representar la tasa de cambio real de sus niveles. Las fuentes consultadas se pueden observar del Apéndice I.

¹³ La productividad del trabajo se calcula según la metodología usada por Zarzosa Valdivia (2010) como el ratio entre el Producto Bruto Interno y el nivel de ocupados en el mercado laboral.

IV.2. MODELO CON DATOS DE PANEL

Dado el corte transversal y temporal de las variables en consideración, se delinear los datos con la estructura de un panel que nos permite estimar los coeficientes estructurales de las ecuaciones (1) y (2) mediante un modelo de regresión bajo efectos fijos y aleatorios.

Por un lado, estimar un panel bajo efectos fijos implica suponer existencia de heterogeneidad transversal inobservable, constante en el tiempo de carácter no aleatorio y presencia de términos independientes diferentes para cada componente transversal. Mientras que, por otro lado, el modelo de efectos aleatorios supone una sola ordenada al origen y las ordenadas específicas correspondientes a cada individuo transversal del panel se integran en la perturbación aleatoria de modo que estos modelos se los llaman también modelos con errores compuestos¹⁴.

Previo a las estimaciones, se procedió a analizar la estacionariedad de las variables involucradas a partir de la prueba de raíz unitaria del test de Dickey-Fuller Aumentado en sus tres variantes disponibles¹⁵. La tabla 1 muestra los resultados de la prueba mencionada:

Como se puede apreciar, no todas las variables son estacionarias para los países seleccionados. En primer lugar, la serie de TCRE resultó estacionaria para los casos de Brasil y Chile, mientras que el TCRPPC lo hizo para el país de México; en segundo lugar, con respecto a la productividad, la variante estacionaria es la de la productividad media propia del país (PMELⁱ) para Brasil, Chile y México; tercero, si se considera la dotación del trabajo es estacionaria para todos los casos y todas

¹⁴ El Test de Hausman (Hausman & McFadden, 1984) es una prueba que permite tomar una decisión de elección entre los modelos bajo efectos fijos y variables a partir de evidencia probabilista. Formalmente, el test de Hausman es una prueba χ^2 , valores del estadístico 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 bajo efectos aleatorios.

¹⁵ Sin intercepto ni tendencia (NTI), con intercepto (I), y con intercepto y tendencia (IT).

TABLA 1: PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

		TCRE	TCRPPC	PML ⁱ	PML ⁱ /PML [*]	L ^c	IBF	TI	SSD
ARG	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)	(-3.03)**	(-2.8)***	(-0.041)	(-2.206)
	NTI	(-1.413)	(0.662)	(0.923)	(-0.159)	(-3.051)*	(-0.275)	(1.521)	(-0.179)
BRA	IT	(-6.237)*	(-1.551)	(-2.586)	(-2.393)	(-3.5)***	(-5.692)*	(-1.626)	(-2.448)
	I	(-8.909)*	(-1.405)	(1.896)	(-0.519)	(-3.44)**	(-3.00)**	(-0.942)	(-1.268)
	NTI	(-2.503)**	(0.080)	(-4.943)*	(5.710)	(-3.464)*	(0.015)	(0.522)	(0.648)
CHI	IT	(-0.649)	(-1.336)	(-6.313)*	(-2.436)	(-4.780)*	(-2.000)	(-3.182)	(-2.398)
	I	(-2.73)***	(-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)
MEX	IT	(-0.906)	(-4.19)*	(-3.152)	(-3.020)	(-4.255)*	(-4.162)*	(-4.137)*	(-0.528)
	I	(-0.981)	(-4.57)*	(-2.8)***	(-0.900)	(-4.282)*	(-3.11)**	(-1.980)	(-0.423)
	NTI	(0.738)	(-1.072)	(1.077)	(1.396)	(-4.310)*	(1.205)	(0.377)	(-0.087)
VEN	IT	(-2.528)	(-3.086)	(-2.277)	(-2.150)	(-4.161)*	(-3.83)**	(-3.4)***	(-1.321)
	I	(0.553)	(-2.422)	(-1.949)	(-2.322)	(-4.214)*	(-2.7)***	(-0.991)	(-0.905)
	NTI	(1.020)	(-0.702)	(0.174)	(0.312)	(-4.240)*	(0.543)	(1.168)	(0.000)
EEUU	IT	-	-	(-1.990)	-	(-3.92)**	-	-	-
	I	-	-	(-1.741)	-	(-3.977)*	-	-	-
	NTI	-	-	-2.058	-	(-4.017)*	-	-	-

*** 99% de confianza, **95% de confianza, *90% de confianza, () DF observado

las variantes, ya que solo consideramos el ciclo de la misma como variable explicativa; en cuarto lugar, si observamos la inversión bruta fija, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para todos los países sin constar Venezuela; y en quinto y último lugar, teniendo en cuenta los términos de intercambio (TI) y los servicios de la deuda (SSD), la primera muestra estacionariedad para México y Venezuela.

Por lo tanto, dado que no todas las variables del modelo planteado en la sub sección anterior cumplen con la condición de estacionariedad y se tiene la intención de mostrar resultados sobre el conjunto de los países considerados a partir del panel, para evitar estimaciones espurias con residuos no estacionarios se incorporaron variables dummy con valores 1 sólo en aquellos períodos en que

las tasas de devaluación de la moneda doméstica superaron 2 desviaciones estándar y, además, afectaron a más de un país durante el período analizado¹⁶.

De esta manera, de acuerdo a la información presentada por la tabla 1, las variables dummy D95q4 (correspondiente al cuarto trimestre de 1995, México y Venezuela devaluaron sus monedas a tasas porcentuales del 25 y 48%, respectivamente), D02q1 (correspondiente al primer trimestre de 2002, período de la megadevaluación de Argentina tras la salida de la convertibilidad y Venezuela con tasas del 156 y 87%, respectivamente) y D08q1 (correspondiente al cuarto trimestre de 2008 como consecuencia de la crisis financiera mundial en que Brasil, Chile y México devaluaron conjuntamente a tasas porcentuales de 39, 23 y 26%, respectivamente) fueron incorporadas a las ecuaciones (1) y (2) originales, dando lugar a las ecuaciones (1.1) y (2.1) que se presentan a continuación:

$$TCRE = -\phi_1(PMEL_i) + \phi_2(L^c) + \phi_3(IBF) - \phi_4(TI) + \phi_5(SSD) + \phi_6(D95q4) + \phi_7(D02q1) + \phi_8(D08q4) \quad (1.1)$$

$$TCRPPC = -\phi_9\left(\frac{PMEL_i}{PMEL_*}\right) + \phi_{10}(L^c) + \phi_{11}(IBF) - \phi_{12}(TI) + \phi_{13}(SSD) + \phi_{14}(D95q4) + \phi_{15}(D02q1) + \phi_{16}(D08q4) \quad (2.1)$$

La tabla 2 muestra las estimaciones de las ecuaciones especificadas arriba bajo los modelos de panel con efectos fijos y aleatorios¹⁷. Independientemente el modelo considerado, la prueba de raíz unitaria para los errores estimados del panel rechaza la hipótesis nula, por lo que los residuos muestran ser estacionarios, lo cual es una señal de robustez en los resultados obtenidos pero que genera cierta ambigüedad si consideramos que no todas las variables habían cumplido con la propiedad de estacionariedad. Teniendo en cuenta lo anterior, a continuación se analiza con más detalle los resultados obtenidos de las estimaciones:

¹⁶ En el Apéndice II se puede ver la tabla A2 que muestra el criterio para computar las variables dummy.

¹⁷ El utilitario estadístico STATA 11 fue utilizado para realizar las estimaciones mencionadas.

TABLA 2: PANEL. ARGENTINA, BRASIL, CHILE, MÉXICO Y VENEZUELA

Variables	Signo Esperado	TCRE		TCRPPC	
		Efectos Fijos	Efectos Aleatorios	Efectos Fijos	Efectos Aleatorios
PMLi	-	-0.162 (0.040)*	0.097 (0.024)*		
PMLi/PML*	-			-0.165 (0.084)**	0.623 (0.055)*
Lc	+	0.771 (0.416)***	0.287 -0.593	-1.721 (0.941)***	-1.11 -1.367
IBF	+	-0.08 (0.027)*	0.000 -0.014	-0.131 (0.058)**	-0.333 (0.031)*
TI	?	0.295 (0.033)*	0.31 (0.025)*	0.02 -0.074	-0.086 -0.06
SSD	+	0.016 (0.003)*	0.039 (0.004)*	0.019 (0.008)**	-0.027 (0.010)*
D95q4_mex		0.028 -0.112	0.154 -0.164	0.259 -0.255	-0.252 -0.376
D95q4_ven		0.154 -0.115	0.368 (0.164)**	0.175 -0.26	-0.378 -0.38
D02q1_arg		-0.12 -0.117	0.041 -0.17	0.317 -0.265	0.576 -0.392
D02q1_ven		-0.2 (0.113)***	-0.043 -0.165	0.01 -0.255	-0.068 -0.379
D08q4_chi		0.006 -0.112	-0.146 -0.163	0.19 -0.254	0.012 -0.376
D08q4_mex		0.046 -0.112	0.111 -0.164	0.152 -0.254	-0.085 -0.378
D08q4_bra		-0.05 -0.112	-0.158 -0.164	-0.111 -0.254	0.18 -0.378
Intercepto		6.473 (0.530)*	2.137 (0.224)*	7.332 (1.185)*	14.4 (0.809)*
Observaciones		375	375	375	375
Corr(u _i , Xb)		-0.861	0	-0.644	0
R2	Within	0.232	0.108	0.104	0.019
	Between	0.09	0.92	0.022	0.678
	Total	0.035	0.478	0.004	0.339
Rho		0.933	0	0.83	0
Hausman Test		-	✓	✓	-
UnitRoot Test(p-value)		(0.0082)*	(0.0020)*	(0.0367)**	(0.0001)*

*** 99% de confianza, **95% de confianza, *90% de confianza, () Errores estándar, ✓ Hausman choice.

a) Ecuación del TCRE

La prueba de Hausman para la ecuación (1.1) estimada bajo efectos fijos y aleatorios sugiere considerar éste último modelo que, a su vez, si nos guiamos por el coeficiente de determinación presenta mayor calidad para replicar los resultados de la variable TCRE en función de los *fundamentals*. Los residuos estimados del modelo elegido, por su parte, resultan ser estacionarios al 99% de confianza, lo cual permite concluir que el modelo estimado bajo efectos aleatorios del tipo de cambio real estructural presenta los coeficientes estimados más consistentes relativamente al de efectos fijo.

Sin embargo, cuando analizamos el signo de los coeficientes estimados de los determinantes macroeconómicos que resultaron estadísticamente significativos¹⁸ los mismos no parecen seguir el signo esperado por la teoría económica de acuerdo al modelo de comportamiento de equilibrio de tipo de cambio real (BEER).

Entonces, en primer lugar, si observamos el coeficiente estimado de la productividad media de los ocupados de los países considerados (PMELi) el mismo tiene signo positivo, lo cual se contradice con la teoría económica que sugiere que si se considera el TCRE entonces la mayor competitividad se da principalmente en los sectores transables que son los más expuestos a las presiones que genera la competencia, entonces un aumento en la productividad media del trabajo debiera reflejarse en un tipo de cambio real más apreciado.¹⁹

En segundo lugar, si se considera la dotación de trabajo (Lc) y la inversión bruta fija (IBF) como proxy del capital físico, ambas variables presentan el signo esperado en los coeficientes estimados

¹⁸ Notar que los coeficientes estimados estadísticamente significativos al 99, 95 o 90% están marcados en negrita.

¹⁹ También conocido por la teoría como efecto Balassa-Samuleson.

pero no son estadísticamente significativos. El considerar la dotación del trabajo a partir del ciclo de los ocupados y a la inversión bruta fija como proxy del capital físico²⁰ puede ser una de las causas de la falta de relevancia de estas variables.

En tercer lugar, si se tiene en cuenta la respuesta del TCR al cambio en los términos de intercambio (TI) para la teoría no hay una postura definida. Si consideramos que el signo del coeficiente estimado por el modelo de efectos aleatorios es positivo y estadísticamente significativo, esto implica que un incremento en los términos de intercambio deprecia el tipo de cambio real. Esta relación directa entre TI y TCRE tiene sentido si consideramos que de la totalidad de los bienes transables que producen los países analizados, un gran porcentaje corresponde a bienes primarios y productos manufactureros que se derivan del mismo sector.

Cuarto, los coeficientes servicios de la deuda (SSD) también resulta ser significativos y siguen el signo esperado por la teoría. Es decir, que un incremento en los servicios de la deuda en términos del producto bruto internos impulsan a aumentar la competitividad por parte de la economía para producir flujos futuros que le permitan hacer frente a las obligaciones que tienen con los acreedores externos.

Por último, solo la variable dummy correspondiente al cuarto trimestre del año 1995 para Venezuela resulto ser estadísticamente significativo y el signo positivo sugiere que se depreció el tipo de cambio real, es decir que la devaluación del país en ese período tendió a aumentar la competitividad de la región. Esta última, es una conclusión en primera instancia muy fuerte que requiere ser analizada con mayor detalle. En la sub sección siguiente se proporciona un modelo que permite considerar la existen de respuestas idiosincráticas entre los países bajo estudio.

²⁰ Mientras que la teoría económica considera el capital físico como un stock, la inversión fija es un flujo.

b) Ecuación del TCRPP

A diferencia del caso anterior, la prueba de Hausman para la ecuación (1.2) estimada bajo las variantes de efectos fijos y aleatorios sugiere considerar el primer modelo. De esta manera, el modelo elegido no es mejor al de efectos aleatorios si nos guiamos del coeficiente de determinación y la estacionariedad de los residuos estimados²¹. No obstante, los mejores resultados presentados por el modelo de efectos aleatorios pueden estar sugiriendo problemas de estimaciones espurias al sobredimensionar el impacto y la significancia de sus coeficientes, por lo que reiteramos la elección bajo el criterio de Hausman y trabajamos a continuación sobre el modelo bajo efectos fijos para el tipo de cambio real de paridad de poder de compra.

Bajo esta variante, por un lado, la productividad media de los países considerados respecto a la de Estados Unidos ($PMEL^i/PMEL^*$) a partir del coeficiente estimado muestra el signo esperado por la teoría y se cumple el efecto Balassa-Samuelson. Es decir que a medida que los países se vuelven más competitivos respecto al resto del mundo, el tipo de cambio real tiende a apreciarse.

Sin embargo, por otro lado, a diferencia del caso para el TCRE, para el TCRPPC estimado con efectos fijos los coeficientes estimados de la dotación de trabajo y la inversión bruta fija son estadísticamente significativos pero sus signos van en contra de lo que dice la teoría económica y su interpretación implica que aumentos en la cantidad de ocupados y en la inversión tienden a depreciar el tipo de cambio real y vuelve menos competitiva la economía de los países. Sin embargo esta proposición solo tendría sentido si se puede probar que éstos cambios impactan directamente sobre el índice de precios domésticos afectando el denominador del índice de TCRPP (EP^*/P), pero no estamos en condiciones de realizar este tipo de conclusiones preliminarmente.

²¹ Bajo efectos fijos los residuos resultan estacionarios al 95% de confianza mientras que bajo efectos fijos al 99%.

Por último, los términos de intercambio no resultan ser estadísticamente significativos, mientras que los servicios de la deuda siguen la respuesta que se obtuvo para el TCRE, lo cual va en la misma dirección de lo que espera la teoría económica.

En definitiva, el método de datos de panel que agrupa las observaciones para el conjunto de países seleccionados permite concluir que existe evidencia empírica de que el tipo de cambio real estructural y de paridad responde diferente en su respuesta a cambios en los *fundamentals* macroeconómicos

IV.3. MODELO SUR

Los resultados obtenidos del panel anterior nos dan una noción del impacto de los *fundamentals* sobre el TCR para toda la región. Sin embargo, con la intención de indagar sobre las respuestas particulares del TCR en cada país, a continuación se amplía el periodo del análisis de Zarzosa Valdivia (2010), cuyas estimaciones estuvieron basadas en el modelo de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR) para Argentina, Chile y México, a partir de las cuales asume que los coeficientes a estimar difieren entre países, por lo que las ecuaciones (1) y (2) se puede estimar independiente e individualmente para los países objeto de estudio. La estimación conjunta de aquellas relaciones independientes es, sin embargo, más eficiente por cuanto se tiene en cuenta si los errores de cada estimación están interrelacionados. De allí que Zarzosa Valdivia (2010) aplica el Método SUR en vez del aplicar el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios por separado. Una ventaja de estimar este tipo de modelos es que en caso de encontrar evidencia de coeficientes estimados disímiles para shocks de similar naturaleza sobre el TCRE y el TCRPPC se sugiere que los países responden idiosincráticamente y en diferente magnitud.

Sin embargo, con el objetivo de evitar regresiones espurias y a fines de poder comparar resultados con el modelo de datos de panel, se introducen las variables dummy utilizadas anteriormente especificadas para el modelo SUR. De este modo, las ecuaciones a estimar son las siguientes:

$$TCRE(ARG) = -\phi_1(PMEL_i) + \phi_2(L^c) + \phi_3(IBF) - \phi_4(TI) + \phi_5(SSD) + \phi_7(D02q1) \quad (1.2)$$

$$TCRE(BRA) = -\phi_1(PMEL_i) + \phi_2(L^c) + \phi_3(IBF) - \phi_4(TI) + \phi_5(SSD) + \phi_8(D08q4) \quad (1.3)$$

$$TCRE(CHI) = -\phi_1(PMEL_i) + \phi_2(L^c) + \phi_3(IBF) - \phi_4(TI) + \phi_5(SSD) + \phi_8(D08q4) \quad (1.4)$$

$$TCRE(MEX) = -\phi_1(PMEL_i) + \phi_2(L^c) + \phi_3(IBF) - \phi_4(TI) + \phi_5(SSD) + \phi_6(D95q4) + \phi_8(D08q4) \quad (1.5)$$

$$TCRE(VEN) = -\phi_1(PMEL_i) + \phi_2(L^c) + \phi_3(IBF) - \phi_4(TI) + \phi_5(SSD) + \phi_6(D95q4) + \phi_7(D02q1) \quad (1.6)$$

$$TCRPPC(ARG) = -\phi_1\left(\frac{PMEL_i}{PMEL_*}\right) + \phi_2(L^c) + \phi_3(IBF) - \phi_4(TI) + \phi_5(SSD) + \phi_7(D02q1) \quad (2.2)$$

$$TCRPPC(BRA) = -\phi_1\left(\frac{PMEL_i}{PMEL_*}\right) + \phi_2(L^c) + \phi_3(IBF) - \phi_4(TI) + \phi_5(SSD) + \phi_8(D08q4) \quad (2.3)$$

$$TCRPPC(CHI) = -\phi_1\left(\frac{PMEL_i}{PMEL_*}\right) + \phi_2(L^c) + \phi_3(IBF) - \phi_4(TI) + \phi_5(SSD) + \phi_8(D08q4) \quad (2.4)$$

$$TCRPPC(MEX) = -\phi_1\left(\frac{PMEL_i}{PMEL_*}\right) + \phi_2(L^c) + \phi_3(IBF) - \phi_4(TI) + \phi_5(SSD) + \phi_6(D95q4) + \phi_8(D08q4) \quad (2.5)$$

$$TCRPPC(VEN) = -\phi_1\left(\frac{PMEL_i}{PMEL_*}\right) + \phi_2(L^c) + \phi_3(IBF) - \phi_4(TI) + \phi_5(SSD) + \phi_6(D95q4) + \phi_7(D02q1) \quad (2.6)$$

Los resultados de las estimaciones realizadas²² sobre el TCRE y TCRPPC son presentados en la tabla 3 que se presenta a continuación:

²² Para este tipo de modelos se utilizó el utilitario estadístico Eviews 7.

TABLA 3: MODELO SUR. ARGENTINA, BRASIL, CHILE, MÉXICO Y VENEZUELA

Variables	Signo Esperado	TCRE					TCPPC				
		Arg	Bra	Chi	Mex	Ven	Arg	Bra	Chi	Mex	Ven
PMLi	-	-0.463 (0.071)*	0.13 -0.112	-0.182 (0.042)*	0.072 -0.148	1.657 (0.477)*					
PMLi/PML*	-						-2.026 (0.199)*	-0.224 (0.127)***	0.11 -0.082	-0.75 (0.268)*	-0.516 (0.159)*
Lc	+	0.624 (0.358)***	0.012 -0.93	0.577 -0.427	1.076 (0.28)*	-0.177 (0.023)*	-0.956 -1.386	0.623 -1.494	-0.604 -0.738	0.185 -0.882	-1.717 -1.144
IBF	+	0.043 -0.027	-0.21 (0.13)*	-0.078 -0.071	-149 (0.054)*	0.355 (0.026)*	-0.072 -0.097	-0.001 -0.221	-0.071 -0.122	-0.335 (0.069)*	-0.282 (0.051)*
TI	?	0.553 (0.048)*	0.586 (0.13)*	0.019 -0.086	-0.085 (0.011)*	-0.01 (0.003)*	1.715 (0.173)*	-1.96 (0.223)*	-0.224 -0.148	-0.157 -0.167	-0.027 -0.06
SSD	+	0.19 (0.04)*	0.037 (0.008)*	0.013 (0.005)*	0.036 -0.026	-0.019 -0.073	0.358 (0.158)**	0.009 -0.015	-0.029 (0.009)*	-0.04 -0.033	0.015 (0.007)**
D95q4					0.019 -0.027	0.061 -0.073				0.177 (0.073)**	-0.036 -0.167
D02q1		0.026 -0.05				-0.019 -0.073	0.54 (0.189)*				-0.069 -0.17
D08q4			-0.022 -0.083	0.026 -0.068	0.044 -0.644			0.032 -0.158	0.149 -0.131	0.184 (0.084)**	
Intercepto	?	5.739 (0.533)*	5.457 -3.465	7.695 (1.222)*	5.107 (1.1)*	0.819 (0.085)*	-3.712 (1.97)***	13.402 (5.03)*	7.569 (2.254)*	12.53 (1.391)*	9.006 (1.121)*
R2		0.776	0.415	0.636	0.631	0.857	0.808	0.632	0.202	0.513	0.561
DF test (t)		(-4.071)*	(-5.71)*	(-2.51)**	(-2.50)**	(-2.78)*	(-3.668)*	(-2.190)**	(-1.99)**	(-6.307)*	(-3.949)*

*** 99% de confianza, **95% de confianza, *90% de confianza, () Errores estándar

Los resultados presentados por la tabla 3 nos permiten analizar la respuesta del TCRE y TCRPPC respecto a los *fundamentals* macroeconómicos para cada país en particular. La prueba de raíz unitaria para los residuos estimados muestra que son estacionarios, por lo que hay robustez en los valores obtenidos de los coeficientes estimados. Analicemos cada ecuación en particular:

a) Ecuación del TCRE

Si analizamos el impacto de la productividad media de los ocupados (PMEL^j) sobre el TCRE podemos ver que de los coeficientes estadísticamente significativos²³ solo el caso de Venezuela replica los resultados del modelo de datos de panel al presentar un signo positivo; mientras que para los casos de Argentina y Chile se diferencian y muestran el signo negativo esperado por la teoría económica, es decir que ante un aumento en la productividad se espera mejoras en la competitividad del sector transable, apreciando el tipo de cambio real estructural de estos últimos dos países.

Respecto a la dotación del factor trabajo, tenemos que los coeficientes estimados son relevantes para el caso de Argentina, México y Venezuela. Mientras los primeros dos sí presentan el signo esperado por la literatura, Venezuela nuevamente presenta resultados en dirección contraria a lo esperado por la teoría económica.

Si analizamos la inversión bruta fija, la cual es estadísticamente significativa y con el signo esperado por la teoría solo para Venezuela. Para los coeficientes de Brasil y México que también son relevantes no siguen el signo esperado.

Por su parte si se analizan los términos de intercambio son cuatro los coeficientes estadísticamente significativos: para Argentina, Brasil, México y Venezuela. Mientras que para los primeros dos

²³ Se muestran en negrita en la tabla.

países la respuesta del TCRE es positiva a la variable considerada, para México y Venezuela sigue el sentido contrario. No obstante, como habíamos mencionado anteriormente, no hay una posición dominante en la literatura que diga cuál es el signo que se deba esperar de este *fundamental*.

Por último si tenemos en cuenta el impacto de los servicios de la deuda, ésta no presenta resultados distintos a los obtenidos por el método de datos de panel bajo efectos aleatorios de la sub sección anterior: los coeficientes estadísticamente significativos de Argentina, Brasil y Chile siguen el signo esperado y, a diferencia de las demás variables, no hay divergencias entre los países.

Si nos guiamos del coeficiente de determinación, vemos que Venezuela es quien presenta mayor calidad para replicar los resultados de la variable. Sin embargo, dado que éste presenta solo un *fundamental* que sigue la teoría económica no podemos considerarlo el mejor caso que se ajuste a la teoría del comportamiento de equilibrio del tipo de cambio real. En ese caso, Argentina muestra resultados buenos en el nivel de explicación del modelo con un coeficiente de determinación de 0.776 y con coeficientes estimados que se ajustan mucho más a la teoría económica.

b) Ecuación del TCRPPC

En este caso, se puede observar que no hay divergencia en el sentido de los coeficientes estimados estadísticamente significativos del ratio de productividades medias entre el país doméstico y los Estados Unidos ($PMEL^i/PMEL^*$) para los países de Argentina, Brasil, México y Venezuela, los cuales siguen el comportamiento esperado por la teoría económica del enfoque BEER. Es decir que hay evidencia empírica suficiente para sugerir que el tipo de cambio real de paridad de poder de compra tiene una relación indirecta con respecto a la productividad para los países seleccionados, con la excepción de Chile que no presentan relevancia estadística en los valores de los coeficientes estimados.

A diferencia de las estimaciones obtenidas con los modelos de datos de panel para el TCRPPC, la dotación del trabajo con el modelo SUR no es relevante para ningún país. Mientras que si consideramos la inversión bruta fija tenemos que no sigue el signo esperado por la teoría para México y Venezuela, países en los que la variable presentó relevancia estadística. Esto último está en línea con los resultados que se venían obteniendo con las demás variantes.

Respecto a los términos de intercambio, podemos observar que se mantiene la divergencia en la respuesta de los países de Argentina (que muestra una relación directa con el TCRPPC) y Brasil (caso contrario). Para los servicios de la deuda, Argentina y Venezuela presentan el signo esperado por la teoría, mientras que Chile viene a ser el primer caso en que un coeficiente estadísticamente significativo para la variable discutida no sigue el sentido que sugiere el enfoque BEER.

Por último, y no menos importante, tenemos el impacto de las variables Dummy. En aquellos casos que resultaron ser significativos a niveles probabilísticos presentaron un signo positivo, es decir que en períodos de fuerte devaluación el tipo de cambio real tendió a depreciarse para los casos de Argentina y México.

Una vez analizados los resultados, se puede concluir que tal como en la ecuación del TCRE, con el TCRPPC Argentina vuelve a mostrar resultados robustos en el sentido de los coeficientes estimados con el nivel explicativo si se considera el coeficiente de determinación. También, se puede decir que no solo se presenta que el TCR responde distinto a los *fundamentals* entre los países, sino que se mantienen las diferencias dependiendo el concepto de tipo de cambio real que se considere.

V. REFLEXIONES FINALES

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 económica. Por lo tanto, comprender el tipo de cambio real es un paso fundamental no solo para entender los des lineamientos y sobrevaluaciones (Edwards, 1991, pág.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.

En este sentido, en el presente trabajo se estimaron dos variantes econométricas sobre los modelos teóricos del comportamiento de equilibrio del tipo de cambio real (BEER) que permitieron analizar la respuesta del tipo de cambio real estructural y de paridad de poder de compra a los *fundamentals* para los países de Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela en el período 1995q1-2013q3. En una primera etapa, se estimó un modelo de datos de panel que agrupa las observaciones para el conjunto de países mencionados y se encontró evidencia de que el tipo de cambio real estructural y de paridad responden diferente a cambios en los *fundamentals* macroeconómicos; y, en una segunda etapa, un modelo de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR) es estimado y se encuentran resultados elocuentes para cada país en particular, particularmente sobre Argentina que muestra resultados que –en general- se ajustan a los aportes de la teoría económica.

BIBLIOGRAFÍA

- Balassa, B. (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., Heresi, R., y Pineda, R.E. (2010).** *El tipo de cambio real de equilibrio: un estudio para 17 países de América Latina.* Santiago de Chile: Division de Desarrollo Económico, CEPAL.
- Calderon, C.(2002).** *Real exchange rate in the long run and short run: A panel Cointegration approach.* Central Bank of Chile Working Paper No. 153.
- Carrera, J., Restout, R. (2008).** *Long-run determinants of Real Exchange rate in Latin-America.* GATE (Groupe d'Analysis de théory Economique) Working paper 08-11
- 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.
- Dwyer, J. y Lowe, P. (1993).** *Alternative concepts of the real exchange rate: a reconciliation.* Reserve Bank of Australia: Economic Research Department.

Edwards, S. (1986). *Real exchange rates in the developing countries: concepts and measurement.* – Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

_____ (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)

Lane, J. y Milesi-Ferreti G. M. (2004). *Financial globalization and exchange rates.* LSE Research Online Documents of Economics 19926, London School of Economics and Political Science , LSE Library.

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

Obstfeld, M., Rogoff K. (2004). *The unsustainable US current account: Position revisited.* National Bureau of Economic Research Working Paper 10869.

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.

_____ (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 Fund Monetary
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 Geografia 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

* TCN tipo de cambio nominal
PT índice de precios transables
PNT índice de precios no transables
IPC índice de precios al consumidor
TI términos de intercambio
L ocupados
PIB producto interno bruto
SSD servicios de la deuda neto de transferencias
IBF inversión bruta fija

APÉNDICE II

TABLA A2: VARIABLES DUMMY

Dummy	País	$\Delta\%$ tcn	$>2\sigma$	>2 países
d95q4	México	0.215	ok	ok
	Venezuela	0.483	ok	ok
d96q2	Venezuela	0.625	ok	-
d98q3	México	0.148	ok	-
d99q1	Brasil	0.582	ok	-
d01q3	Chile	0.105	ok	-
d02q1	Argentina	1.565	ok	ok
	Venezuela	0.873	ok	ok
d02q2	Venezuela	0.477	ok	-
d02q3	Brasil	0.214	ok	-
d08q4	Chile	0.347	ok	ok
	Brasil	0.239	ok	ok
	México	0.264	ok	ok
d10q1	Venezuela	0.955	ok	-
d13q1	Venezuela	0.465	ok	-

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos referenciados en el Apéndice I