

PPA y tasa de cambio: Una evaluación para Colombia y países de la región frente a las crisis financieras

Mauricio Pinto López

Universidad Nacional de Colombia
Facultad de Ciencias Económicas, Escuela de Economía
Bogotá D.C., Colombia
2015

PPA y tasa de cambio: Una evaluación para Colombia y países de la región frente a las crisis financieras

Mauricio Pinto López

Trabajo final presentado como requisito parcial para optar al título de:

Magister en Ciencias Económicas

Director:

Mgtr. Segundo Condisa Pérez

Codirector:

Ph.D. Oscar Arturo Benavides Gonzalez

Línea de Profundización

Universidad Nacional de Colombia
Facultad de Ciencias Económicas, Escuela de Economía
Bogotá D.C., Colombia
2015



Agradecimientos

Un agradecimiento especial al Director de esta investigación el profesor Segundo Condisa por su valioso apoyo y asesoría durante la realización de este trabajo y su incondicional disposición para transmitir y enriquecer el conocimiento. También quiero agradecer a toda la comunidad académica y administrativa vinculada con la Maestría en Ciencias Económicas y en particular al profesor Oscar Benavides.

_

Resumen

En este trabajo se evaluó un modelo de tasa de cambio de equilibrio con capital (CHEER) que considera de manera conjunta la teoría del poder adquisitivo y la paridad de tasa de interés, los países seleccionados fueron Brasil, Colombia, México, Perú y como país extranjero Estados Unidos, adicionalmente se hizo un énfasis especial en el caso Colombiano. Se consideraron las series de la tasa de cambio, la tasa de interés y el índice de precio al consumidor IPC entre febrero de 1999 a diciembre de 2014, en este periodo los países analizados contaban con un régimen de tasa de cambio flexible. Se utilizó un modelo de corrección de errores (VECM) y se consideró una variable adicional para medir el impacto de la crisis financiera del 2008. Los resultados respaldan la existencia de una relación de largo plazo entre las variables seleccionadas para todos los países a excepción de Perú.

Palabras clave: Modelo de corrección de error, cointegración, paridad del poder adquisitivo, paridad de tasa de interés, tasa de cambio de equilibrio.

Abstract

This paper test a capital enhance equilibrium exchange rate model (CHEER) that considers the purchasing power parity and the interest rate parity simultaneously; Brazil, Colombia, Mexico and Peru were selected, United States was the foreign country, additionally a special review on the Colombian case was made. The exchange rate, interest rate and consumer price index where used in the period between February 1999 and December 2014, during which all countries have a floating exchange rate regime. A vector error-correction models (VECM) was estimated and an additional variable for analyze the impact of 2008 financial crisis was included. The results support the existence of a relation in the long run among the variables selected except for the case of Peru.

Keywords: Vector error-correction models, cointegration, the purchasing power parity, interest rate parity and capital enhance equilibrium exchange rate

Contenido

	Pág.
Resumen	IX
Abstract	X
Lista de figuras	XIII
Lista de tablas	XIV
Lista de Símbolos y abreviaturas	XV
Introducción	17
Tasa de cambio y sus determinantes Comportamiento de las tasas de cambio en América Latina	19
1.1 Comportamiento de las tasas de cambio en America Latina 1.2 PPA	
1.3 Paridad de tasa de interés	
1.4 PPA y PDTI para Colombia	27
2. CHEER y crisis financieras	
2.1 Tasa de cambio de equilibrio con capital2.2 Crisis financiera del 2008	
3. VECM	36
4. Evaluación empírica	
4.1 Descripción de los datos	
4.2.1 Dickey-Fuller aumentado	
4.2.2 Fisher-Type Test	
4.2.3 Numero de rezagos	
4.3 Cointegración	
4.4 Estimación VECM	
4.4.1 Estimación del VECM con la crisis financiera del 2008	
4.5 Evaluación post-estimación	54
4.6 Impulso respuesta	
4.7 Pronóstico	58
5. Conclusiones	61

PPA y tasa de cambio: Una evaluación para C	Colombia y países de la región
	frente a las crisis financieras

	Conclusiones	
A. Aı	nexo 1: Descripción general de las series	64
B. Aı	nexo 2: Resultados de los test y las estimaciones	71
Biblio	grafía	90

XII

Introducción XIII

Lista de figuras

Pá	g.
Ilustración 2-1: PIB durante la crisis del 2008 en Europa y Estados Unidos	32
Ilustración 2-2: Tasa de desempleo durante la crisis del 2008 en Europa y Estados 3	33
Ilustración 2-3: Exportaciones después de la crisis del 2008 para Colombia y países de l	a
región3	33
Ilustración 2-4: Comportamiento de las materias primas a nivel mundial después de la	
crisis del 2008 3	34
Ilustración 2-5: Precio de las materias primas agrícolas y del sector energético 3	34
Ilustración 4-1: Resultado del impulso respuesta para Brasil5	55
Ilustración 4-2: Resultado del impulso respuesta para Colombia 5	56
Ilustración 4-3: Resultado del impulso respuesta para México 5	56
Ilustración 4-4: Pronóstico para Brasil 5	58
Ilustración 4-5: Pronóstico para Colombia 5	59
	59

Introducción XIV

Lista de tablas

	Pág.
Tabla 4-1: Resumen estadístico por niveles	40
Tabla 4-2: P-valor del ADF test para la serie en niveles	41
Tabla 4-3: P-valor del ADF test para la serie en niveles con tendencia	41
Tabla 4-4: P-valor del ADF test para las primeras diferencias	42
Tabla 4-5: P-valor del ADF test para las primeras diferencias con tendencia	42
Tabla 4-6: Fisher-Type Test para la serie en niveles	43
Tabla 4-7: Fisher-Type Test para las primeras diferencias	44
Tabla 4-8: Test de rezagos para Brasil	45
Tabla 4-9: Test de rezagos para Colombia	46
Tabla 4-10: Test de rezagos para México	46
Tabla 4-11: Test de rezagos para Perú	46
Tabla 4-12: Test de cointegración	47
Tabla 4-13: Participación de Estados unidos sobre el total de importaciones y	
exportaciones para el año 2013	48
Tabla 4-14: Estimación VECM	50
Tabla 4-15: Estimación VECM con la crisis financiera del 2008	52

Introducción XV

Lista de Símbolos y abreviaturas

Símbolos con letras latinas

Abreviaturas

Abreviatura	Término
PPA	Paridad del poder adquisitivo
PDTI	Paridad descubierta de tasa de interés
CHEER	Capital Enhance Equilibrium Exchange Rate Model
PIB	Producto Interno Bruto
VECM	Vector Error Correction Model.
PCTI	Paridad cubierta de tasa de Interés
PALLFNF	Índice de precio para todas las materias primas
PRAWM	Índice de precio para las materias primas agrícolas
FPE	Error final de predicción
AIC	Criterio de Akaike
PNRG	Índice de precio para los combustibles
HQIC	Criterio de Hannan and Quinn
SBIC	Criterio bayesiano de Schwarz
LR	Razón de verosimilitud
LOG_TC	Logaritmo de la tasa de cambio
LOG_I	Logaritmo de la tasa de interés local
LOG_IPC	Logaritmo del nivel de precios local
LOG_I_FOR	Logaritmo de la tasa de interés extranjera
LOG_IPC_FOR	Logaritmo del nivel de precios extranjero
IFS	International Financial Statistics
IMF	International Monetary Fund
OMC	Organización mundial de comercio
ADF	Test de Dickey-Fuller aumentado
IPC	Índice de precios al consumidor

Introducción 17

Introducción

Después de la primera mitad del siglo XX, la integración comercial y financiera se ha incrementado de manera sostenible a nivel mundial. En la actualidad, las economías se encuentran estrechamente relacionadas, intercambiando grandes cantidades de bienes y servicios. Complementado esta actividad comercial, existe un sistema financiero internacional que facilita la transferencia de recursos y expande las alternativas de financiación e inversión.

En este contexto, el comportamiento de la tasa de cambio se ha convertido en un factor determinante, impactando tanto al sector real como financiero e influyendo en las decisiones sobre política monetaria y cambiaria de la mayoría de los bancos centrales del mundo.

La teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA) y la paridad descubierta de tasa de interés (PDTI) son dos de las aproximaciones más relevantes sobre el estudio de la tasa de cambio. La PPA utiliza el nivel de precios local y extranjero para determinar la tasa de cambio que debería existir bajo ciertas condiciones. De manera similar, la PDTI considera las tasas de interés entre dos países para encontrar la tasa de cambio correspondiente al nivel de no arbitraje. Como lo plantea Rashid (2009), estas aproximaciones son complementarias y al considerarlas de manera simultánea se puede realizar un análisis más completo y mejor fundamentado.

La integración económica global ha resaltado la importancia del comportamiento de la tasa de cambio y en general, la de la estabilidad del sistema financiero internacional. En este sentido, las crisis que se presentan en una economía se pueden trasferir y ampliar a otras de una manera rápida e impredecible.

En el año 2008 se presentó la peor crisis financiera en los Estados Unidos desde la gran depresión (1929), los principales bancos e instituciones financieras no pudieron cumplir

con sus obligaciones y el pánico se apodero de los mercados. Dado el alto nivel de interacción y dependencia de los mercados financieros internacionales, la crisis se expandió a nivel global y rápidamente se transformó en una recesión económica que afectó la producción y el empleo de manera prolongada. Colombia y América latina se vieron afectadas de manera directa con el encarecimiento del crédito, la reducción en la inversión extranjera y la disminución de la actividad comercial con sus principales socios (Estados Unidos y Europa).

Con el objetivo de contribuir al estudio sobre el comportamiento de la tasa de cambio y su relación con las crisis financieras, en este documento se presenta un análisis en el contexto conjunto de la PPA y PDTI para Colombia, Brasil, México y Perú en los periodos previos y posteriores a la crisis financiera del 2008. Considerando a Estados Unidos como el país extranjero, se evalúa el comportamiento del nivel de precios, la tasa de interés y la tasa de cambio, utilizando un modelo de corrección de errores (VECM).

Esta investigación la componen 5 secciones con los siguientes contenidos: Inicialmente se presentan las teorías de la paridad del poder adquisitivo y la paridad descubierta de la tasa de interés. La segunda sección presenta las ventajas de considerar de manera simultánea la PPA y la PDTI, también se presentan las causas y consecuencias de la crisis financiera de 2008, junto con su impacto en los países incluidos en el análisis. En la tercera sección se describe la metodología VECM con la que se busca evaluar la evidencia empírica. La cuarta sección comprende las evaluaciones previas necesarias para la implementación del modelo seleccionado junto con la estimación y el análisis del mismo. En la quinta sección se presentan algunas conclusiones y recomendaciones producto de esta investigación.

Capítulo 5

1. Tasa de cambio y sus determinantes

1.1 Comportamiento de las tasas de cambio en América Latina

Como lo platean Frenkel y Rapetti (2010) en la década de los cincuentas las economías de América Latina entraron en el sistema Bretton Woods en donde las tasas de cambio eran fijas respecto al dólar y solo se modificaban en acuerdo con el FMI.

La caída en los precios de las materias primas al finalizar la guerra de Corea, llevo a que varias economías de la región presentaran problemas con la balanza de pagos y se vieran obligados a negociar nuevos niveles de tasa de cambio, para mediados de los sesentas los desbalances eran tan prominentes que se empezaron a establecer sistemas de bandas cambiaras en varios países para permitir una devaluación controlada de la moneda.

Colombia y Chile devaluaron su moneda con el objetivo de brindar estabilidad macroeconómica pero al mismo tiempo buscando competitividad, esto llevo a que, en el caso de Colombia, la economía creciera en promedio a niveles superiores al 6% entre 1967 y 1974.

Para mediados de los setentas, la integración financiera internacional incrementó de manera importante. En primer lugar las economías desarrolladas empezaron a cambiar de regímenes de tasa fija a tasa variable contribuyendo así en la formación del mercado de divisas a nivel global. Por otro lado, el incremento coordinado de los precios del petróleo por parte de los países de la OPEC le dio liquidez al mercado Eurodollar.

Estos dos factores llevaron a que varios países de américa latina buscaran financiación en el mercado financiero internacional. Los déficits en cuenta corriente y las nuevas fuentes de financiación, dejaron a muchas economías de la región en una situación de vulnerabilidad frente a las condiciones financieras internacionales.

Cuando las tasas de interés empezaron a subir a nivel global y se contrajo el crédito internacional, países como Argentina, Brasil, Chile, México, Perú, Uruguay y Venezuela

sufrieron una crisis de balanza de pagos y en algunos casos, crisis financieras. La devaluación y la inflación fueron los principales problemas para estos países.

Durante la mayor parte de la década de los noventa, los países de la región buscaron negociar nuevas condiciones de pago con bancos e instituciones financieras internacionales, en caso de Colombia, los efectos de esta contracción del crédito fueron más leves que en otros países, en gran medida, debido a la financiación contralada que había tenido el país durante la expansión crediticia internacional.

Las crisis de México, Rusia y Asia generaron una nueva visión sobre el manejo de la política monetaria y cambiaria en la región, varios bancos centrales establecieron un sistema de inflación objetivo utilizando la tasa de interés como el instrumento principal de política monetaria, y aun cuando los sistemas cambiarios se transformaron oficialmente a sistemas de tasa de cambio flotante, la intervención de la autoridad monetaria tiene efectos determinantes en el comportamiento de la tasa de cambio.

1.2 PPA

La teoría de la paridad del poder adquisitivo está estrechamente relacionada con la ley del precio único, según esta ley, si dos países producen exactamente el mismo bien y no existen barreras comerciales, ni costos de transporte, dicho bien debe venderse por el mismo precio expresado en la misma moneda.

En un mercado competitivo en donde no existen aranceles, ni cuotas comerciales, y en ausencia de costos de trasporte, el precio de un bien expresado en la misma moneda en dos países distintos, debe ser necesariamente el mismo; si por alguna razón fuera diferente, existirían incentivos para comprar en el país en donde el precio sea menor y vender en el país con el precio más alto, esto haría que eventualmente los precios en los dos países se igualen.

La ley del precio único se puede formalizar de la siguiente manera:

Capítulo 5 21

$$P_X^i = E_{X/Y} * P_Y^i$$
 (1)

Donde

 P_X^i es el precio del bien i expresado en el moneda del país X

 P_Y^i es el precio del bien i expresado en el moneda del país Y

 $E_{X/Y}$ es la tasa de cambio entre los países X y Y

De esta manera la tasa de cambio entre los dos países haría que el precio del mismo bien sea el mismo medido en la misma moneda.

Al igual que la ley del precio único la PPA supone que no existen barreras comerciales ni costos de transporte, sin embargo, no considera un único bien sino una canasta representativa de bienes. Es así como la tasa de cambio iguala el nivel de precios entre dos países. Esta teoría fue impulsada por varios economistas del siglo XIX entre los que se encuentra David Ricardo y posteriormente Gustav Cassel¹.

La formalización de la PPA es la siguiente:

$$P_X = E_{X/Y} * P_Y (2)$$

Donde

 P_X es el nivel de precios en el país X

 P_Y es el nivel de precios en el país Y

 $E_{X/Y}$ es la tasa de cambio entre los países X y Y

Al considerar más de dos países la PPA se puede estimar así (Rashid y Bin Saedan, 2014):

¹ Cassel utilizó la PPA como fuente principal para su teoría sobre el funcionamiento de las tasa de cambio a comienzos del siglo XX.

$$e_{it} = \alpha_i + \beta_i (p_{it}^d - p_t^f) + \varepsilon_t con \ t = 1, ..., T \ y \ i = 1, ..., N \ (3)$$

 e_{it} = log de la tasa de cambio nominal para el país i definida como la cantidad de moneda local por una unidad de moneda extranjera.

 p_{it}^d = log del nivel de precios doméstico en el periodo t

 $p_t^f = \log \operatorname{del} \operatorname{nivel} \operatorname{de} \operatorname{precios} \operatorname{extranjero} \operatorname{en} \operatorname{el} \operatorname{periodo} \operatorname{t}$

 ε_t = choque comercia con media cero y varianza finita

 α_i = constante

T= total de observaciones

N=total de países

Si la ley del único precio se cumple para todos los bienes de dos países, es claro que la PPA también se cumpliría, sin embargo, aun cuando el precio del mismo bien no sea el mismo la PPA se puede mantener. Esto ocurre porque si se mantienen los supuestos de no barreras y no costos de transporte, las fuerzas del mercado harán que ante un aumento temporal de los precios en un país la demanda por sus bienes y su moneda disminuya, lo que llevaría a la tasa de cambio y al nivel de precios nuevamente a un nivel acorde con la PPA.

Los resultados de la evaluación empírica de la PPA y la ley del único precios no ha sido completamente satisfactorios, como lo muestra Isard (1977), la tasa de cambio observada se aleja considerablemente de la propuesta por la ley del precio único, cuando se consideran bienes manufacturados muy similares, de la misma forma, los resultados de Kravis et al. (1977) concluyen que es necesario considerar las características propias de cada país, junto con las imperfecciones del mercado,para obtener un análisis más acertado sobre la tasa de cambio y el nivel de precios.

Las principales razones por las que la ley del único precio y la PPA no se cumplen plenamente son las siguientes:

 a) Barreras comerciales: Las barreras comerciales pueden generar grandes desviaciones de la PPA, en la actualidad los aranceles y cuotas comerciales son utilizados por muchos países para proteger ciertas industrias y actividades Capítulo 5

productivas de gran importancia como la agricultura. Estas restricciones hacen que el precio para un mismo bien, varíe considerablemente entre diferentes países, alejándose así, de la ley del único precio.

- b) Bienes no transables: Los costos de transporte para ciertos productos o servicios pueden llegar a ser tan altos que no tendría sentido tratar de obtenerlos en un país diferente al que se produce. Esto hace, que el precio de los bienes no transables únicamente este determinado por la oferta y demanda interna de cada país.
- c) Desviaciones del libre mercado: Cuando existen estructuras de mercado como el monopolio u oligopolio las empresas pueden diferenciar los precios ofrecidos dependiendo del mercado en el que están compitiendo. Es posible que el mismo bien sea vendido a diferentes precios en diferentes mercados.
- d) Diferencia en las preferencias: Los consumidores de diferentes países tienen preferencias muy diversas, consumen diferentes tipos de bienes y servicios en cantidades muy variadas. Al construir una canasta representativa para calcular el nivel general de precios, las canastas entre dos países pueden no ser comparables.

Aun así la teoría de la paridad del poder adquisitivo ha sido una de las líneas de investigación más desarrolladas en la economía internacional, como lo plantea Benamar et al (2009) los estudios sobre la PPA se pueden dividir en dos grandes enfoques, el primero evalúa si en el largo plazo los precios relativos y las tasas nominales se mueven conjuntamente en el largo plazo y el segundo valida si las tasas de cambio reales tienden a volver a un nivel de equilibrio en el tiempo.

Como lo muestra MacDonald (1995), existe evidencia de una relación de largo plazo para la tasa de cambio y los precios, en particular, para el periodo de tasas de cambio flotantes.

La evidencia empírica y las nuevas herramientas econométricas han permitido encontrar que la PPA se puede llegar a cumplir en el largo plazo, sin embargo, como lo muestra Rogoff (1996) el lento ajuste de la tasa de cambio a su nivel correspondiente a la PPA no se explica por completo.

Nuevos desarrollos abordan este problema reconociendo la no linealidad asociada a las barreras comerciales y los costos de transportes entre otras. Peppinger (2004) considera estos aspectos y sugiere una serie de cambios para el estudio de la PPA como la inclusión de los precios forwards y futuros, para evaluar la teoría del único precio en el mercado de materias primas. También encuentra que la volatilidad de las tasas de cambio después de Bretton Woods no se debe al cambio del sistema como tal, sino, a las restricciones que existían antes que no permitían que las tasas de cambio se movieran hacia su nivel consistente con la PPA.

A pesar de las limitaciones, esta teoría se puede utilizar como una referencia general sobre los movimientos de la tasa de cambio en el largo plazo, constituye un insumo primario en la aproximación teórica sobre la relación entre el nivel de precios y la tasa de cambio, como lo muestra Taylor (2002) los resultados de la PPA son favorables utilizando modelos multivariados si se considera un periodo considerable de tiempo.

1.3 Paridad de tasa de interés

Las divisas se pueden considerar como cualquier otro activo, con un riesgo y rendimiento asociado. En este contexto, un inversionista consideraría una divisa como cualquier otra inversión financiera, tal como ocurre con una acción o un bono. Una inversión en dólares, por ejemplo, generaría los rendimientos vigentes para los depósitos en dólares por un periodo de tiempo determinado, si los rendimientos que generan estos depósitos aumentan respecto a otras monedas, los inversionistas buscaran invertir más recursos en dólares.

Al considerar a las monedas como sustitutos perfectos, los inversionistas por ejemplo, serán indiferentes al momento de invertir en yenes o euros, su decisión solo estará determinada por el rendimiento de cada moneda. Para que esto se cumpla, el riesgo y la liquidez asociada a cada moneda debe ser el mismo. Igualmente, para que las monedas se pueden considerar sustitutos perfectos es necesario que exista movilidad perfecta de capitales, sin costos de transacción o restricciones a las inversiones en moneda extranjera.

Si la tasa de cambio esperada no cambia, la siguiente condición se debe cumplir para que exista equilibrio en el mercado de divisas:

Capítulo 5 25

$$i^{D} = i^{F} - \frac{E_{t+1}^{e} - E_{t}}{E_{t}}$$
 (4)

Donde

iD es la tasa de interés local

iF es la tasa de interés extranjera

 E_t es la tasa de cambio actual

 E_{t+1}^e es la tasa de cambio esperada

Es así como la tasa de interés local debe ser igual a la tasa de interés extranjera más la apreciación esperada de la moneda extranjera.

Siguiendo a Rashid y Bin Saedan (2014) la PDTI se puede expresar como:

$$\Delta e_{it+1} = \lambda_i + \delta_i (i_{it}^d - i_t^f) + \mu_t \ con \ t = 1, ..., T \ y \ i = 1, ..., N \ (5)$$

Donde,

 i_{it}^d = log de la tasa de interés doméstica en el periodo t

 $i_t^f = \log de$ la tasa de interés extranjera en el periodo t

 Δ = operador de diferencia

 μ_t = termino de error con media cera y varianza finita

T= total de observaciones

N=total de países

La paridad de tasa de interés no hace posible la existencia de arbitraje en el mercado de divisas, si el retorno esperado de una moneda aumenta, este aumento se compensará con una depreciación de la tasa de cambio y viceversa.

Cuando los inversionistas son indiferentes en invertir entre dos monedas, dado que los rendimientos esperados son iguales y no entran en ningún contrato sobre la tasa de cambio, la paridad de tasa de cambio esta descubierta (PDTI). Por el contrario, cuando los

inversionistas entran en contrato Forward y pactan la tasa de cambio desde el inicio, la paridad de tasa de interés está cubierta.

Aun cuando en la actualidad el sistema financiero internacional está altamente integrado, y es posible trasferir recursos de manera rápida y segura entre diferentes monedas, existen restricciones que no permiten la libre movilidad de capitales entre países.

De la misma manera los inversionistas no son indiferentes entre las distintas monedas por varias razones, en primer lugar el riesgo asociado a cada moneda varía considerablemente, el dólar es una de las monedas menos riesgosas dado que es poco probable que el gobierno estadounidense no respalde su moneda, lo anterior no es igual para países con instituciones débiles o con una historia reciente de inestabilidad macroeconómica.

La liquidez es un factor fundamental al momento de invertir en divisas, el dólar es utilizado a nivel mundial como la moneda principal para intercambios comerciales, es por esto que en muchos casos no se negocian dos monedas directamente sino por el contrario se convierten primero en dólares y después en cualquier otra. Esto hace que el dólar sea una de las monedas más liquidas en el mercado de divisas.

Al igual que la PPA la PDTI también ha se ha examinado de manera extensa y los estudios resientes han confirmado su utilidad. Macdonald (2000) realiza una evaluación para 14 países industrializados en el periodo de tasa de cambio flotante utilizando la tasa de cambio real y la tasa de interés, sus resultados evidencian una relación de largo plazo cuando se realiza un test de cointegración con datos panel.

Al igual que Macdonald, Chinn (2004) encuentra que al considerar un periodo de tiempo mucho mayor y utilizando la tasa de interés de los bonos de mayor plazo, existe evidencia suficiente que respalde la PDTI, Chinn utiliza la información de los países del G-7 desde principios de la década de los setentas.

Capítulo 5

En esta misma línea de investigación y considerando un grupo de 23 países, Flood y Rose (2001) encuentran que la PDTI se cumple de manera más contundente para la década de los noventas sin diferencia alguna sobre los países ricos y pobres.

La PPA y PDTI contienen limitaciones que no permiten su aplicación plena, es por esto que la literatura reciente ha centrado su atención en nuevos modelos que unifiquen criterios para abordar de una manera más amplia el estudio sobre la tasa de cambio y sus determinantes.

1.4 PPA y PDTI para Colombia

Los trabajos sobre la PPA y la PDTI para Colombia han respaldado su existencia en el largo plazo. Oliveros (2003) evalúa la PPA ajustada por el efecto Balassa-Samuelson² utilizando información trimestral de la tasa de cambio nominal y los índices de precios extranjeros y domésticos desde 1980 al 2002. Empleando la metodología de integración propuesta por Johansen (1995) encuentra evidencia que respalda la existe de PPA con Estados Unidos. Adicionalmente, el modelo propuesto logra un poder de predicción considerable para los periodos mayores a 12 meses.

Patiño (2005) comparó la capacidad de predicción de cuatro modelos utilizando el enfoque de precios rígidos, el efecto Balassa-Samuelson y la PPA. Aunque encuentra que el poder predictivo de todos los modelos es muy limitado, ya que no superan a la caminata aleatoria, si demuestra la existencia de una relación en el largo plazo entre los precios y la tasa de cambio utilizando la metodología de Engle, Grager (1987) y Johansen.

En la misma línea de investigación, Manrique y Castillo (2014) evalúan la PPA para Colombia y Estados Unidos entre el 2004 y el 2014, los autores realizan un análisis para los periodos previos y posteriores a la crisis financiera del 2008. Encuentran que existe

² Bela Balassa y Paul Samuelson proponen un modelo en donde un aumento de la productividad en el sector de los bienes transables, lleva a un aumento en los precios y a una apreciación de la

tasa de cambio real.

evidencia más robusta de la existencia de la PPA para el periodo posterior a la crisis y confirman sus resultados analizando el comportamiento de la tasa de cambio real.

La paridad cubierta y descubierta de tasa de interés, también ha sido evaluada por varios autores; a partir de las tasas de interés, las tasas de cambio forward y las encuestas de expectativas sobre la tasa de cambio Echavarria et al (2008) encuentran que para el periodo 2000-2007 los resultados respaldan la existencia de la PCTI Y la PDTI para Colombia cuando se tiene en cuenta la influencia del riesgos país.

Rowland (2003) utiliza información semanal desde 1994 a 2004, su análisis respalda la existencia de la PDTI desde 1996 en adelante, igualmente muestra como la validez de PDTI se incrementa a medida que se evalúan perdidos más largos de tiempo, Rowland sugiere que la fuerte evidencia respaldado a la PDTI puede ser temporal y estar explicada por los cambios macroeconómicos que experimentó Colombia en el periodo de tiempo analizado.

Igualmente, Pacheco (2005) analiza el periodo 1991-2003 y aunque encuentra que la PDTI no se cumple para periodos de 1, 2, 3 y 6 meses si lo hace para los plazos mayores a 12 meses. Obtiene los mismos resultados cuando solo se considera el periodo de tasa de cambio flexible 1999-2003, igualmente valida la existencia de una relación de cointegración estacionaria en el largo pazo.

Aunque existen resultados mixtos en el corto plazo, la evidencia para Colombia respalda la existencia de la PPA y PDTI en el largo plazo.

Capítulo 5 29

2. CHEER y crisis financieras

2.1 Tasa de cambio de equilibrio con capital

La evaluación empírica de la PPA y la PDTI ha generado resultados mixtos y no del todo concluyentes, como lo expone Rashid (2009) esto ocurre en parte, debido a que cada teoría, si se considera separadamente, no logra capturar la relación que existe entre los precios, las tasas de interés y la tasa de cambio de manera simultánea.

En respuesta a esta dificultad, una nueva aproximación teórica para el análisis de la tasa de cambio ha surgido en la literatura económica reciente. Uno de los trabajos más significativos sobre la relación entre la PPA y la PDTI es el de Johansen y Juselius (1992), los autores utilizan la información sobre los precios, tasa de interés y tasa de cambio del Reino Unido desde 1972 a 1987. Inicialmente, encuentran que la PPA no es un proceso estacionario sin tener en cuenta las tasas de interés, pero el diferencial de tasas nominales de interés si lo es, posteriormente integran la PPA con las tasas de interés y encuentran que existe suficiente evidencia para concluir que es un proceso estacionario. Los resultados confirman la relación entre los precios, las tasas de interés y las tasas de cambio. Aunque sugieren incluir en el análisis los movimientos de la balanza de pagos y la cuenta corriente, demuestran las ventajas de integrar la PPA y la PDTI.

Posteriormente Juselius (1995) concluye que los resultados para la PPA y la PDTI son débiles cuando se evalúan por separado, pero al considerarlos de manera simultánea los resultados son mucho más satisfactorios, la desviaciones de la PPA son un buen indicador de la tasa de cambio de largo plazo y las interacciones entre los mercados bienes y capitales explican de mejor manera los movimientos de la tasa de cambio, las tasas de

interés y los precios. Para obtener estos resultados el autor utiliza los datos de Alemania y Dinamarca entre 1972 a 1971.

Soportando de una manera alternativa la interacción de estas dos teorías Caporale et al (2001) encuentran evidencia que respalda la existencia de la PPA y la PDTI en un contexto de máxima verosimilitud e información completa (FIML) utilizando información de Alemania, Japón y Estados Unidos.

El modelo de tasa de cambio de equilibrio con capital o CHEER por sus siglas en inglés considera de manera simultánea la PPA y la PDTI, Stephens (2004) muestra como las dos teorías son complementarias: si se supone que los inversionistas conocen la PPA y su efecto sobre la tasa de cambio, una modificación en los precios va a afectar las expectativas que a su vez afectan la tasa de cambio determinada por la PDTI.

Driver et al (2004) destaca la utilidad del modelo CHEER dado que en este contexto la PPA establece el nivel de largo plazo de la tasa de cambio y las variaciones que se puedan presentar son explicadas por las diferencias en la tasas de interés.

Utilizando las ecuaciones 3 y 5 se obtiene la siguiente formalización del CHEER (Rashid y Bin Saedan, 2014).

$$\eta_{i}(p_{it}^{d} - p_{t}^{f} - \alpha_{i} - e_{it}) = \lambda_{i} + \delta_{i}(i_{it}^{d} - i_{t}^{f}) + \mu_{it}$$

$$e_{it} = p_{it}^{d} + p_{t}^{f} + \frac{\delta_{i}}{\eta_{i}}(i_{it}^{d} - i_{it}^{f}) + \psi_{i} (6)$$

Donde

$$\psi_i = \alpha_i + \frac{\lambda_i}{\eta_i} + \frac{\mu_{it}}{\eta_i}$$

El objetivo de utilizar la metodología CHEER, es contribuir en el análisis sobre la tasa de cambio para Colombia y países de la región, utilizando dos teorías complementarias y que para el caso de Colombia se han evaluado de manera separada. Adicionalmente se incluirá

Capítulo 5

en el análisis, los efectos de la última crisis financiera mundial que influyeron de una manera importante en América Latina.

2.2 Crisis financiera del 2008

El sector bancario, y en general el sistema financiero tienen la capacidad de contribuir en el crecimiento económico, el acceso al crédito permite distribuir recursos a actividades productivas y de esta manera contribuir al aumento del producto y el empleo. Sin embargo, y como lo muestra la historia económica reciente, el sistema financiero también puede afectar la economía de manera negativa. Las crisis financieras reducen el acceso al crédito, disminuyen la liquidez del mercado, encarecen la deuda, aumentan la incertidumbre y reducen la inversión.

La rapidez con que ocurren estas crisis las hacen particularmente perjudiciales, la reducción repentina del crédito hace que los agentes económicos no pueden apalancar sus actividades y tengan que recurrir a diferentes fuentes de financiación, como la venta de activos que termina por reducir los precios empeorando la situación. Otra característica de las crisis es su perdurabilidad en el tiempo, las economías tardan bastante en volver a los niveles de producción y empleo anteriores, lo que significa una subutilización de capital humano y físico.

En el 2008, Estados Unidos fue el escenario de la última crisis financiera a nivel global, lo que inició con la caída de varios bancos y aseguradoras en Wall Street, se transformó rápidamente en una recesión económica para varios países de América y Europa.

En los años que precedieron a esta situación el sector de la construcción venía creciendo de manera sostenida en los Estados Unidos, el precio de las viviendas siempre estaba al alza y esto creaba incentivos para invertir en estos activos, ante este panorama favorable, las instituciones financieras estaban dispuestas a otorgar créditos hipotecarios a prestamistas de baja calidad, si por alguna razón algunos de estos contratos era incumplido, el valor del activo como colateral podría cubrir gran parte de las posibles pérdidas. Igualmente, el dinamismo del mercado hipotecario y la búsqueda por colocar

nuevos créditos llevo a las instituciones financieras a competir fuertemente por aumentar el volumen de colocaciones reduciendo la calidad de los deudores.

Al mismo tiempo, varios productos financieros se desarrollaron alrededor de las hipotecas, bancos de inversión e instituciones financieras internacionales, adquirieron productos titularizados sobre deuda hipotecaria y contratos derivados sobre los mismos. La titularización busca generar recursos de activos ilíquidos y al mismo tiempo distribuir el riesgo entre muchos inversionistas, los contratos derivados sobre estos activos buscan cubrir movimientos adversos o posibles incumplimientos de estos títulos. Una vez el sector de la construcción redujo su crecimiento muchos deudores fueron incapaces de cumplir con sus obligaciones, al intentar liquidar sus activos de manera simultánea, el precio de los mismo disminuyó lo que llevo a que todos estuvieran en una peor situación, ya que el valor de las obligaciones no cambió pero el valor de los activos disminuyó. De la misma manera, las instituciones financieras que otorgaron créditos de baja calidad se vieron comprometidos con serios problemas de liquidez, y aquellas que habían invertido en titularizaciones o suscrito contratos derivados sobre los mismos enfrentaron obligaciones que no pudieron cumplir.

La crisis del 2008 se transformó en una recesión económica que afectó a las principales economías del mundo, como lo muestra la ilustración 2-1 el PIB se redujo de manera homogénea para Estados Unidos, Reino Unido, Alemania, Francia.

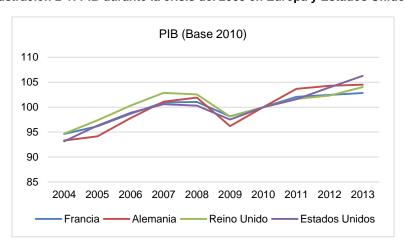
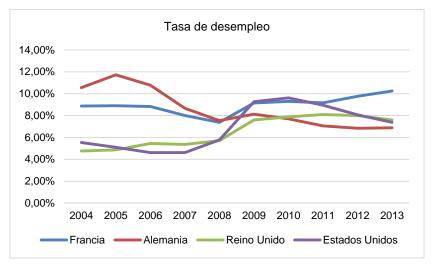


Ilustración 2-1: PIB durante la crisis del 2008 en Europa y Estados Unidos.

Capítulo 5 33

Fuente: Elaboración propia utilizando los datos del IMF eLibrary-data El efecto de la crisis también se extendió al empleo como se evidencia en la ilustración 2-2

llustración 2-2: Tasa de desempleo durante la crisis del 2008 en Europa y Estados.



Fuente: Elaboración propia utilizando los datos del IMF eLibrary-data

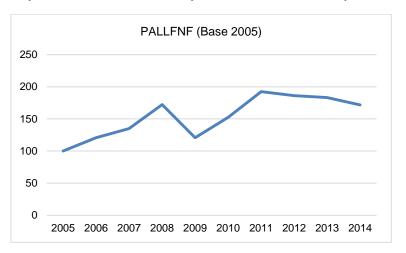
La disminución de la actividad económica en los países industrializados redujo la actividad comercial y la inversión con sus socios de América Latina, como lo muestra Ocampo (2009) todos los países pero en especial Centro América y México se vieron afectados principalmente por la reducción en el volumen de comercio. Para los países de Suramérica los efectos negativos se evidenciaron por el deterioro en los términos de intercambio en los sectores minero y energético. La ilustración 2-3 muestra las variaciones en el valor de las exportaciones para el año 2009.

Ilustración 2-3: Exportaciones después de la crisis del 2008 para Colombia y países de la región.



Fuente: Elaboración propia utilizando los datos del IMF eLibrary-data Al analizar el índice de precios de materias primas del IMF se observa una reducción muy significativa para el periodo posterior a la crisis.

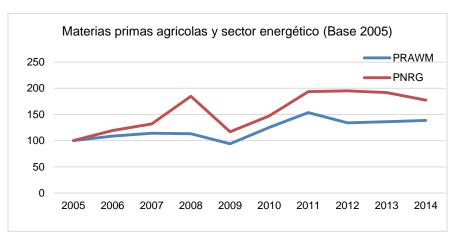
Ilustración 2-4: Comportamiento de las materias primas a nivel mundial después de la crisis del 2008.



Fuente: Elaboración propia utilizando los datos del IMF eLibrary-data³

Uno de los sectores que más contribuyó a esta disminución de precios fue el mineroenergético y las materias primas agrícolas, sector particularmente sensibles para América Latina

Ilustración 2-5: Precio de las materias primas agrícolas y del sector energético.



³ El índice PALLFNF incluye el precio de todos los commodities (combustibles y no combustibles)

Capítulo 5

Fuente: Elaboración propia utilizando los datos del IMF eLibrary-data⁴

Teniendo en cuenta las consecuencias de la crisis financiera a nivel internacional, este trabajo evalúa los cambios relacionados con la tasa de cambio en el contexto CHEER para los periodos previos y posteriores a la crisis. Para esto se modifica la ecuación 6, lo que permitirá identificar si los determinantes de la tasa de cambio en el contexto CHEER se vieron afectados.

$$e_{it} = p_{it}^d + p_t^f + \frac{\delta_i}{\eta_i} \left(i_{it}^d - i_{it}^f \right) + p_{it}^d * D^{crisis} + p_t^f * D^{crisis} + \frac{\delta_i}{\eta_i} \left(i_{it}^d - i_{it}^f \right) * D^{crisis} + \psi_i \tag{7}$$

Donde

D^{crisis}= variable dummy que tomara el valor 1 desde el 2008 en adelante.

La ecuación 7 se evaluará utilizando la metodología VECM.

⁴ El índice PRAWM incluye algodón, lana, caucho entre otros. PNRG incluye crudo, gas natural y carbón.

3. VECM

Las metodologías tradicionales de estimación requieren que las variables tengan una covarianza estacionaria, sin embargo, muchas series económicas y financieras no se comportan de esta manera. En muchos casos las series económicas no son estacionarias en niveles pero sí lo son sus primeras diferencias. La cointegración permite hacer inferencias y estimaciones en series que no son estacionarias.

Una caminata aleatoria es un proceso estacionario en su primera diferencia:

$$x_t = x_{t-1} + \epsilon_t$$
 (8)

Donde

 ϵ_t es independiente e idénticamente distribuido (i.i.d.) con media cero y varianza finita σ^2

En ese caso la varianza de x_t va a ser igual a $T\sigma^2$, variando con el tiempo, esto haría que x_t no sea un proceso estacionario.

Si se considera ahora la primera diferencia de este proceso:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$$

$$\Delta x_t = \epsilon_t \ (9)$$

Por las características de ϵ_t definidas anteriormente la primera diferencia de x_t sería entonces un proceso estacionario I(1).

Es importante determinar estas características dado que los estimadores tradicionales tienen diferente tasa de convergencia y distribuciones asintóticas que no son estándar cuando se utilizan en proceso I(1).

Considerando el siguiente modelo:

$$y_t = a + bx_t + e_t$$
 (10)

Donde $E[e_t] = 0$

Si x_t y y_t son caminatas aleatorias, una estimación de la ecuación 10 producirá una regresión espuria, como lo señala Philips (1986) esto ocurre porque x_t y y_t son estacionarios en su primera diferencia.

Dos procesos están cointegrados si cada uno es I(1) pero una combinación lineal de ellos es I(0), ahora, si Δx_t y Δy_t son estacionarios una simple regresión podría funcionar, sin embargo, si $b \neq 0$, e_t podría ser I(1) o I(0), en el caso en que sea I(0) x_t y y_t estarían cointegradas y la regresión estaría mal especificada.

Esto ocurre porque no es posible que y_t sea una caminata aleatoria y al mismo tiempo x_t y e_t sean procesos estacionarios (Granger, 1981), la regresión no estaría balanceada dado que los proceso en ambos lados de la ecuación son de un orden de integración diferente.

Como lo plantea Engle y Granger (1987) se puede definir x_t y y_t de la siguiente manera:

$$y_t + \beta x_t = e_t, \ e_t = e_{t-1} + \xi_t \ (11)$$
$$y_t + \alpha x_t = v_t, \ v_t = \rho v_{t-1} + \zeta_t, \ |\rho| < 1 \ (12)$$

Donde

 ξ_t y ς_t son i.i.d. y están correlacionados entre ellos.

Dado que e_t es I(1), 11 y 12 también lo serian, como $|\rho| < 1$ implica que v_t y $y_t + \propto x_t$ son I(0), x_t y y_t están cointegrados y (1, \propto) es el vector de cointegración.

Reescribiendo 11 y 12 se llega a la formalización del VECM:

$$\Delta y_t = \beta \delta z_{t-1} + \eta_{1t}$$
 (13)

$$\Delta x_t = -\delta z_{t-1} + \eta_{2t}$$
 (14)

Donde

$$\delta = (1 - \rho)/(\alpha - \beta)$$

$$z_t = y_t + \propto x_t$$

 η_{1t} y η_{2t} son distintas combinaciones lineales y estacionarias de ξ_t y ς_t

Cuando $z_t = 0$ x_t y y_t están en equilibrio, el coeficiente de z_{t-1} muestra como x_t y y_t se ajustan para volver al equilibrio, z_t es el error en el sistema, 13 y 14 describen como el sistema se ajusta y vuelve al equilibrio.

La expresión para más de dos variables del VECM es la siguiente:

$$\Delta y_t = v + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$
 (15)

Donde

 y_t es un vector $K \times 1$ de variables

v es un vector $K \times 1$ de parámetros

 $A_1 - A_p$ es una matriz de $K \times K$ parámetros

 ϵ_t es un vector $K \times 1$ de desviaciones con media 0 y covarianza i.i.d.

$$\Pi = \sum_{j=1}^{j=p} A_j - I_k$$

$$\Gamma_i = -\sum_{j=1+1}^{j=p} A_j$$

Si las variables y_t son I(1), la matriz Π en la ecuación 15 tiene rango $0 \le r < K$, r será el número de vectores lineales independientes y cointegrados.

La metodología VECM es muy adecuada para evaluar las posibles relaciones económicas a largo plazo y al mismo tiempo permite analizar series que no son estacionarias. Estas

características resultan particularmente ventajosas en el contexto CHEER por la dinámica de las tasas de cambio y los supuestos de la PPA y la PDTI.

4. Evaluación empírica

4.1 Descripción de los datos

Se utilizaron las series de la tasa de cambio nominal, el IPC y la tasa de interés del mercado monetario con una periodicidad mensual para Colombia, Estados Unidos, Brasil, México y Perú, la fuente en todos los casos fue la base de IFS.⁵ La tasa de cambio esta expresada como unidades de la moneda local por una unidad de moneda extranjera que para todos los casos es el dólar americano (USD), y la tasa de interés corresponde a la tasa de los depósitos no mayores a 90 días. El IPC es base 2010 para todos los países.

Se consideró el periodo comprendido entre febrero de 1999 y diciembre de 2014, en este lapso, todos los países incluidos en el análisis contaban con un régimen de tasa de cambio flexible. En el caso de Colombia desde 1994 a 1999 existió un régimen de bandas cambiarias, el precio de la tasa de cambio podía oscilar según el mercado pero solo dentro de unos límites establecidos por el Banco de la Republica, a partir de septiembre de 1999 se estableció el régimen de tasa de cambio flexible, la tasa de cambio se mueve libremente

.

⁵ International Financial Statistics - IMF

pero el Banco de la República puede intervenir si considera que esta tasa se encuentra en niveles que puedan afectar la estabilidad económica.

México también implementó las bandas cambiarias desde noviembre de 1991 a diciembre de 1994, posterior a esa fecha, y al igual que en Colombia existe un régimen de tasa de cambio flexible, en donde las intervenciones del Banco de México se hacen mediante preanuncios y reglas conocidas.

Al igual que Colombia, Brasil pasó a un régimen de tasa de cambio flexible desde febrero de 1999, mientras que Perú fue uno de los primeros países latinoamericanos en introducir el tipo de cambio flexible desde agosto de 1990. En todas las etapas de la estimación se utilizó el programa estadístico STATA.

La tablas 4-1 muestran la media y la desviación estándar de los datos por niveles

Tabla 4-1: Resumen estadístico por niveles.

	Tasa de	cambio	IPC		IP	IPP		interés
País	Media	D.E.	Media	D.E.	Media	D.E.	Media	D.E.
Brasil	2,2049	0,4773	85,3602	23,2589	82,7565	28,4665	14,7779	5,6614
Colombia	2155,9545	333,1653	85,2803	18,3613	87,8697	15,8279	7,1644	3,7867
México	11,3682	1,4712	86,8841	17,3153	84,7389	19,7703	8,4434	5,1239
Perú	3,1357	0,3184	92,6274	11,4769	92,5952	11,8071	5,2761	3,9717

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

4.2 Test

A continuación se realizan una serie de test para identificar si los datos seleccionados son consistentes con la metodología VECM.

4.2.1 Dickey-Fuller aumentado

El objetivo de este test (ADF) es determinar la estacionariedad de las series, la hipótesis nula es que la variable contiene una raíz unitaria y la hipótesis alternativa es que la variable fue generada por un proceso estacionario. La tabla 4-2 y 4-3 muestran los resultados de este test para la serie.

Tabla 4-2: P-valor del ADF test para la serie en niveles.

Variables	Brasil	Colombia	Estados Unidos	México	Perú
Tasa de cambio	0.6817	0.2610		0.8454	0.7937
IPC	0.0435	0.0000	0.3692	0.0048	0.9876
Tasa de interés	0.0132	0.0553	0.8958	0.0787	0.0458

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

De acuerdo a los resultados del ADF test, en todos los casos la tasa de cambio resulta no estacionara, para Perú y Estados Unidos el IPC es estacionario mientras que ocurre lo contrario para el resto de países. Para el caso de la tasa de interés, Brasil y Perú son los únicos países en donde esta variable aparece estacionaria.

La tabla 4-4 muestra los resultados para el mismo test incluyendo una tendencia lineal.

Tabla 4-3: P-valor del ADF test para la serie en niveles con tendencia.

Variables	Brasil	Colombia	Estados Unidos	México	Perú
Tasa de cambio	0.9215	0.1911		0.1417	0.8898

IPC	0.8386	0.9295	0.8869	0.0009	0.8983
Tasa de interés	0.4438	0.5112	0.9218	0.0950	0.2749

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Al incluir una tendencia en el ADF test, no se puede rechazar la hipótesis nula para ninguna de las variables con excepción del IPC en México.

Como lo muestran los anteriores resultados, las variables analizadas no son estacionarias de manera homogénea y este resultado es más contundente cuando se incluye una tendencia en las series. A continuación se analiza el comportamiento de las primeras diferencias para las mismas variables.

Tabla 4-4: P-valor del ADF test para las primeras diferencias.

Variables	Brasil	Colombia	Estados Unidos	México	Perú
Tasa de cambio	0,0000	0,0000		0,0000	0,000
IPC	0,0000	0,000	0,0000	0,0000	0,000
Tasa de interés	0,0000	0,000	0,000	0,0000	0,000

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Los resultados de la tabla 4-4 muestran que todas las variables para todos los países incluidos son estacionarias en sus primeras diferencias. Estos resultados no se mantienen cuando se incluye una tendencia como se muestra en la tabla 4-5.

Tabla 4-5: P-valor del ADF test para las primeras diferencias con tendencia.

Variables	Brasil	Colombia	Estados Unidos	México	Perú
Tasa de cambio	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
IPC	0,0000	0,000	0,0000	0,0000	0,0000
Tasa de interés	0,0000	0,000	0,0000	0,0000	0,0000

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

De acuerdo a los test ADF para la serie por niveles y en primeras diferencias los resultados indican que las tres variables incluidas en el análisis no son estacionarias por niveles pero sí lo son en sus primeras diferencias. Para complementar esta evaluación se utilizará el Fisher-type test con el objetivo de confirmar el orden de integración.

4.2.2 Fisher-Type Test

El test de raíz unitaria para datos panel propuesto por R. A. Fisher test toma los p valores de todas las series y construye un p valor general. La hipótesis nula es que todos los paneles contiene una raíz unitaria. La tabla 4-6 muestra los resultados para la serie por niveles.

Tabla 4-6: Fisher-Type Test para la serie en niveles.

Variables	Sin tenden	cia	Con tende	ncia
Tasa de cambio	Estadístico	P valor	Estadístico	P valor
Chi-cuadrado inversa	9,0740	0,5251	17,0712	0,0728
Normal inversa	-0,5316	0,2975	-1,8635	0,0312
Logit inversa	-0,5360	0,2984	-1,9697	0,0303
Chi-cuadrado inversa modificada	-0,2071	0,5820	1,5812	0,0569
IPC				
Chi-cuadrado inversa	8,1185	0,6173	15,8141	0,1051
Normal inversa	0,5299	0,7019	-0,7446	0,2283
Logit inversa	0,6323	0,7339	-0,9324	0,1794
Chi-cuadrado inversa modificada	-0,4207	0,6630	1,3001	0,0968
Tasa de interés				
Chi-cuadrado inversa	31,7455	0,0004	33,0055	0,0003
Normal inversa	-3,0358	0,0012	-2,8357	0,0023
Logit inversa	-3,5349	0,0007	-3,6466	0,0005
Chi-cuadrado inversa				
modificada	4,8624	0,0000	5,1442	0,0000

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

La tasa de cambio resulta estacionaria únicamente cuando se incluye una tendencia en la serie y para dos distribuciones, el IPC en todos los casos aparece no estacionario incluyendo o no una tendencia. Al contrario que las otras dos variables, los resultados del test indican que la tasa de interés es estacionaria en todos los casos.

Para fortalecer los resultados expuestos por el ADF test en la sección anterior se aplica esta metodología a las primeras diferencias para todas las variables, esto permitirá confirmar la adecuada aplicación de la metodología VECM. La tabla 4-7 muestra los resultados para las primeras diferencias con y sin tendencia.

Tabla 4-7: Fisher-Type Test para las primeras diferencias.

Variables	Sin tendencia		Con tenden	cia
Tasa de cambio	Estadístico	P valor	Estadístico	P valor
Chi-cuadrado inversa	234,0967	0,0000	204,1372	0,0000
Normal inversa	-14,5010	0,0000	-13,4511	0,0000
Logit inversa	-32,9912	0,0000	-28,7690	0,0000
Chi-cuadrado inversa modificada	56,5242	0,0000	49,0343	0,0000
IPC				
Chi-cuadrado inversa	243,7271	0,0000	223,9564	0,0000
Normal inversa	-14,6001	0,0000	-13,9349	0,0000
Logit inversa	-30,5983	0,0000	-28,1162	0,0000
Chi-cuadrado inversa modificada	52,2630	0,0000	47,8421	0,0000
Tasa de interés				
Chi-cuadrado inversa	280,5271	0,0000	248,2109	0,0000
Normal inversa	-15,7925	0,0000	-14,7604	0,0000
Logit inversa	-35,2182	0,0000	-31,1612	0,0000
Chi-cuadrado inversa modificada	60,4917	0,0000	53,2656	0,0000

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

De acuerdo a los resultados de la tabla anterior todos los test de raíz unitaria para las tres variables indican que son estacionarias en sus primeras diferencias. Una vez confirmada esta característica se analizan los números de rezagos que se tendría que utilizar en la estimación del VECM.

4.2.3 Numero de rezagos

Para una adecuada estimación del VECM, es necesario determinar el número de rezagos de cada una de las series, para esto se emplean los siguientes criterios: error de predicción final (FPE), criterio de información de Akaike (AIC), criterio de información bayesiano de Schwarz (SBIC), el criterio de Hannan y Quinn (HQIC) y una razón de verosimilitud (LR). Este último criterio tiene en cuenta el número de parámetros incluidos, mientras que los demás, son parsimoniosos en el sentido que castigan por la cantidad de parámetros incluidos.

El criterio LR compara un vector autoregresivo (VAR) con n rezagos contra uno con n-1 rezagos, la hipótesis nula es que todos los coeficientes de las variables endógenas del modelo con p rezagos son cero. LR inicia evaluando el mayor número de rezagos (en este caso 4) hasta el menor y selecciona el primero en donde se rechace la hipótesis nula.

Aunque el FPE no es un criterio de información, se utiliza para complementar un criterio con el menor error de predicción. Los criterios SBIC y HQIC tienen una ventaja teórica frente a AIC y FPE, Lütkepohl (2005) demuestra que estos últimos pueden sobreestimar el número de rezagos mientras que SBIC y HQIC genera estimaciones consistentes sobre los verdaderos rezagos.

En las siguientes tablas, todas las evaluaciones se hicieron con un nivel de confianza de 95 %.

Tabla 4-8: Test de rezagos para Brasil.

Rezagos	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		1,80E-12	-12,8375	-12,8025	-12,7511
1	4014,2000	1,10E-21	-34,0366	-33,8266	-33,5183

2	400,5100	1,7E-22*	-35,911*	-35,5259*	-34,9607*
3	46,255*	1,80E-22	-35,8910	-35,3309	-34,5087
4	20,531	2,10E-22	-35,7334	-34,9983	-33,9191

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Tabla 4-9: Test de rezagos para Colombia.

Rezagos	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		1,00E-12	-13,4109	-13,3758	-13,3245
1	3,74E+03	2,80E-21	-33,1522	-32,9422	-32,6338
2	281,7700	0	-34,3916	-34,0065*	-33,4413*
3	56,722*	7,7E-22*	-34,4276*	-33,8675	-33,0453
4	3,63E+01	8,30E-22	-34,3543	-33,6192	-32,5401

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Tabla 4-10: Test de rezagos para México

Rezagos	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		9,00E-14	-15,8485	-15,8135	-15,7621
1	3384,1000	1,60E-21	-33,6778	-33,4678	-33,1595
2	241,2200	5,90E-22	-34,7004	-34,3153*	-33,75*
3	56,469*	5,7E-22*	-34,7349*	-34,1748	-33,3527
4	35,8990	6,10E-22	-34,6595	-33,9244	-32,8453

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Tabla 4-11: Test de rezagos para Perú.

Rezagos	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		1,70E-13	-15,1848	-15,1498	-15,0984
1	3529,0000	1,50E-21	-33,7889	-33,5789	-33,2706
2	161,2400	8,00E-22	-34,3838	-33,9987*	-33,4335*
3	60,151*	7,6E-22*	-34,4381*	-33,878	-33,0558
4	34,6800	8,30E-22	-34,3561	-33,621	-32,5419

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Los anteriores resultados sugieren utilizar dos rezagos para la series de Brasil, Colombia, México y Perú, aunque para algunos casos los resultados entre los diferentes criterios son diferentes, se utilizó el número de rezagos en donde HQIC y SBIC coinciden.

4.3 Cointegración

Esta sección evalúa la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables, para esto se utiliza el test de Johansen de cointegración, este test evalúa si la probabilidad de un modelo no restringido que incluye ecuaciones de cointegración es significativamente diferente a uno que no las incluye, de ser así, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración.

La metodología de Johansen inicia evaluando un modelo con cero ecuaciones de cointegración y continua hasta que encuentra el rango en donde no se rechaza la hipótesis nula, en cada línea el eigenvalor (eigenvalue) es utilizado para calcular el valor de la traza de la línea inmediatamente anterior.

La tabla 4-12 muestra los resultados para los cuatro países con un nivel de confianza del 95%.

Brasil Valor critico al 5% Rango de cointegración Eigenvalue Traza 117,8992 68,52 0 1 0,27482 57,1656 47,21 2 0,15565 25,1888* 29,68 3 0,08406 8,5931 15,41 4 0,03061 2,7170 3,76 Colombia Rango de cointegración Valor critico al 5% Eigenvalue Traza 74,0838 68,52 0 0,15335 42,6207* 47,21 1 0,09234 24,3101 29,68 2 0,06253 12,1069 15,41 3

Tabla 4-12: Test de cointegración.

4	0,03993	4,406	3,76
México			
Rango de cointegración	Eigenvalue	Traza	Valor critico al 5%
0		102,3888	68,52
1	0,20997	57,8436	47,21
2	0,13	31,522	29,68
3	0,10914	9,6791*	15,41
4	0,02734	4,4391	3,76
Perú			
Rango de cointegración	Eigenvalue	Traza	Valor critico al 5%
0		64,2249*	68,52
1	0,15253	32,9448	47,21
2	0,07976	17,2356	29,68
3	0,06265	5,0077	15,41
4	0,01979	1,2302	3,76

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Para Brasil los resultados confirman la existencia de 2 o menos ecuaciones de cointegración, este resultado demuestra una relación de largo plazo entre las variables seleccionadas y valida la aplicación de un VECM. Para Colombia el test encuentra hasta 1 ecuación de cointegración y para México 3.

En el caso de Perú los datos seleccionados no evidencian una relación entre de la tasa de interés, la tasa de cambio y el nivel de precios.

Al comparar la relación comercial de Perú, Colombia y México con Estados Unidos se evidencia que Perú se encuentra en el último lugar en términos relativos en la participación de esta relación sobre el total de las exportaciones e importaciones.

La siguiente tabla muestra los resultados publicados por la organización mundial del comercio (OMC) del año 2013.

Tabla 4-13: Participación de Estados unidos sobre el total de importaciones y exportaciones para el año 2013.

País	País Importaciones	
Colombia	27,70%	31,80%

Perú	20,30%	17,80%
México	49,30%	78,90%

Fuente: Elaboración propia utilizando los datos de la OMC.

Si los volúmenes comerciales no son lo suficientemente significativos entre dos países, la PPA puede no cumplirse debido a que un cambio en el nivel de precios de un país no afectara el nivel del otro.

Teniendo en cuenta esta situación y considerando el resultado del test de cointegración, se concluye que para este país no es adecuada la estimación de un VECM y por este motivo se excluye del análisis.

4.4 Estimación VECM

Una vez comprobadas las características necesarias de las series para la aplicación del VECM se realiza la estimación con los parámetros seleccionados anteriormente, dado que para Perú los resultados no evidenciaron alguna ecuación de cointegración, la estimación se hará para Brasil, Colombia y México.

En una primera etapa se estimará la ecuación 6 y posteriormente para evaluar el impacto de la crisis se evaluará la ecuación 7. La tabla 4-13 resume los resultados de la primera estimación.

Tabla 4-14: Estimación VECM.

Brasil						
Variable	Coeficiente	Error estándar	Z	P> z	Intervalo de cor	nfianza al 95%
log_tc	1					
log_ipc	-198,553	34,18554	-5,81	0	-265,5555	-131,5506
log_i	56,22281	7,386764	7,61	0	41,74502	70,7006
log_ipc_for	590,1281	94,54854	6,24	0	404,8163	775,4398
log_i_for	-4,040032	1,29719	-3,11	0,002	-6,582478	-1,497586
cons	-838,8281					
Colombia						
Variable	Coeficiente	Error estándar	Z	P> z	Intervalo de cor	nfianza al 95%
log_tc	1					
log_ipc	-4,308199	0,9223729	-4,67	0	-6,116017	-2,500381
log_i	-0,2922991	0,0973423	-3	0,003	-0,4830865	-0,1015118
log_ipc_for	9,746334	1,793579	5,43	0	6,230985	13,26168
log_i_for	0,0684444	0,0283729	2,41	0,016	0,0128345	0,1240543
	40.00007					
cons	-13,99327					
cons México	-13,99327					
	-13,99327 Coeficiente	Error estándar	z	P> z	Intervalo de cor	nfianza al 95%

log_ipc	12,67662	2,131375	5,95	0	8,499207	16,85404
log_i	0,6227367	0,1896124	3,28	0,001	0,2511033	0,9943701
log_ipc_for	-20,64426	3,254638	-6,34	0	-27,02324	-14,26529
log_i_for	0,1067314	0,0452137	2,36	0,018	0,0181142	0,1953486
cons	14,49281					

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Para todos los tres países la ecuación de cointegración es estadísticamente significativa, los resultados se muestran en el Anexo 2.

En todos los casos los movimientos en la tasa de interés y el nivel de precios local y extranjero están relacionados con la tasa de cambio y esta relación es estadísticamente significativa. En Brasil existe una relación negativa con el IPC local y la tasa de interés extranjera, en Colombia el IPC local y la tasa de interés local también presentan una relación negativa. Para México la relación negativa solo se presenta con el nivel de precios extranjeros.

4.4.1 Estimación del VECM con la crisis financiera del 2008

A continuación se procede a evaluar el impacto de la crisis financiera para el modelo estimado, se utilizará la ecuación 7 propuesta anteriormente.

Tabla 4-15: Estimación VECM con la crisis financiera del 2008

Brasil						
Variable	Coeficiente	Error estándar	z	P> z	Intervalo de co	nfianza al 95%
log_tc	1					
dummy	-4,604754	13,6216	-0,34	0,735	-31,3026	22,09309
log_ipc	-731,8649	165,8106	-4,41	0	-1056,848	-406,882
log_i	204,1736	26,73485	7,64	0	151,7743	256,5729
log_ipc_for	2166,854	474,6893	4,56	0	1236,48	3097,228
log_i_for	-18,01883	7,813475	-2,31	0,021	-33,33296	-2,704696
cons	-3075,183					
Colombia						
Variable	Coeficiente	Error estándar	z	P> z	Intervalo de co	nfianza al 95%
log_tc	1					
dummy	0,0396778	0,0558998	0,71	0,478	-0,0698838	0,1492394
log_ipc	-4,069031	0,8387802	-4,85	0	-5,71301	-2,425052
log_i	-0,2651801	0,0916587	-2,89	0,004	-0,4448278	-0,0855324
log_ipc_for	8,958291	1,738303	5,15	0	5,551279	12,3653
log_i_for	0,0735369	0,0363447	2,02	0,043	0,0023025	0,1447713
cons	-12,92649					
México						
Variable	Coeficiente	Error estándar	Z	P> z	Intervalo de co	nfianza al 95%
log_tc	1					
dummy	-0,0819406	0,0488583	-1,68	0,094	-0,177701	0,0138199
log_ipc	4,148118	1,084891	3,82	0	2,021771	6,274465
log_i	0,2436489	0,0945821	2,58	0,01	0,0582714	0,4290264
log_ipc_for	-6,697313	1,825247	-3,67	0	-10,27473	-3,119895
log_i_for	0,0086993	0,0359484	0,24	0,809	-0,0617582	0,0791568

cons 3,915701

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Al incluir la variable dummy en el análisis se encontró que para Brasil esta variable no es estadísticamente significativa y no modifica las relaciones encontradas en la estimación anterior. Para Colombia la variable tampoco es significativa al igual que en el caso de México, en donde la tasa de interés extranjera paso de significativa a no significativa.

4.5 Evaluación post-estimación

Para evaluar la adecuada especificación del modelo y la validez de los resultados se realizó un test de autocorrelación, se utilizó la metodología de Lagrange y los resultados no encontraron autocorrelación para ninguno de los modelos estimados.

Igualmente se realizó un test de normalidad de los residuales, en este caso el resultado indica que no provienen de una distribución normal, sin embargo aun cuando los residuales no sigan esta distribución, los parámetros estimados son consistentes pero no eficientes.

Al ser consistentes, a media que se aumente el número de la muestra los parámetros estimados se acercan más al verdadero. La eficiencia es una limitación para este modelo, dado que los parámetros estimados no son necesariamente los de menos varianza, sin embargo, el modelo en general se considera suficientemente robusto para realizar un pronóstico y un análisis de impulso respuesta.

Los resultados de los test de autocorrelación y normalidad de los residuos se encuentran en el Anexo 2.

4.6 Impulso respuesta

A diferencia de los modelos VAR, en donde los choques que se presentan desaparecen a través del tiempo para volver a la media, para las variables estacionarias en sus primeras diferencias que se modelan con un VECM, la matriz compañera implica que no todos los choques van a desaparecer a través del tiempo.

Las siguientes ilustraciones muestran un choque ortogonal sobre la tasa de interés y el nivel de precios tanto local como extranjero, y su efecto en la tasa de cambio para Brasil, Colombia y México para 24 meses adelante.

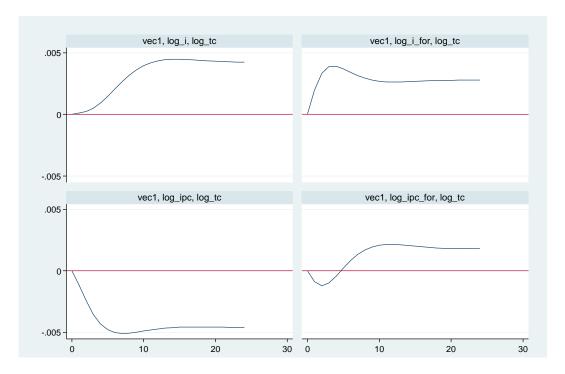


Ilustración 4-1: Resultado del impulso respuesta para Brasil

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

vec1, log_i, log_tc vec1, log_i_for, log_tc .004 .002 0. -.002 -.004 vec1, log_ipc, log_tc vec1, log_ipc_for, log_tc .004 .002 0 -.002 -.004 10 20 30 10 20 30

Ilustración 4-2: Resultado del impulso respuesta para Colombia.

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

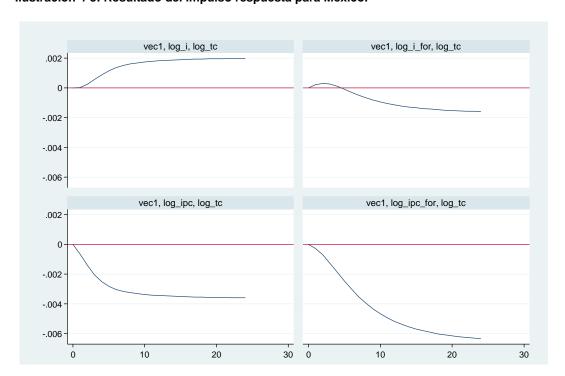


Ilustración 4-3: Resultado del impulso respuesta para México.

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Los resultados para los tres países respaldan la teoría CHEER, los choques en las cuatro variables afectan de manera permanente la tasa de cambio. Para Brasil, la perdurabilidad de los choques sobre la tasa de cambio es contundente para la tasa de interés y el nivel de precios local, en el caso de Colombia los choques que claramente perduran en el tiempo corresponden al nivel de precios local y extranjero, el mismo resultado se obtiene para México.

4.7 Pronóstico

Cuando se realizan pronósticos con un modelo VAR los resultados convergen a una media a medida que amplía el horizonte de tiempo, en los modelos VECM dado que todas las variables son estacionarias en sus primeras diferencias el pronóstico sobre estas es finito, sin embargo, el pronóstico para los niveles diverge a infinito.

Las siguientes ilustraciones muestran los pronósticos para los niveles de la tasa de cambio, la tasa de interés y el nivel de precios local y extranjero para los tres países analizados. El horizonte analizado son 12 meses hacia adelante, desde diciembre de 2014 a diciembre de 2015.

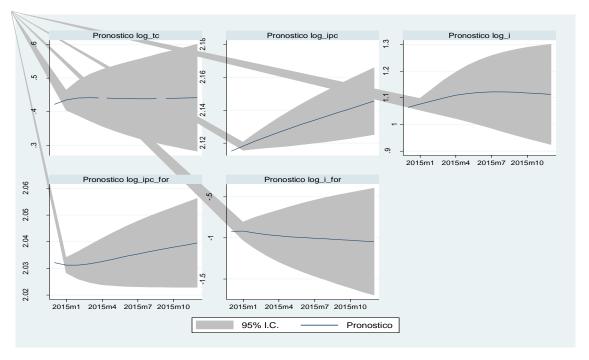


Ilustración 4-4: Pronóstico para Brasil.

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Pronostico log_i Pronostico log_tc Pronostico log_ipc 3.5 2.08 5.06 3.3 2015m1 2015m4 2015m7 2015m10 Pronostico log_ipc_for Pronostico log_i_for 2.05 7 2.04 2.03 -1.5 2.02 2015m1 2015m4 2015m7 2015m10 2015m1 2015m4 2015m7 2015m10 95% I.C Pronostico

Ilustración 4-5: Pronóstico para Colombia.

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Pronostico log_i Pronostico log_tc Pronostico log_ipc 2.1 1.2 2.09 1.15 1.05 2.07 2015m1 2015m4 2015m7 2015m10 Pronostico log_ipc_for Pronostico log_i_for 2.06 2.05 2.04 2.03 2015m1 2015m4 2015m7 2015m10 2015m1 2015m4 2015m7 2015m10 95% I.C. Pronostico

Ilustración 4-6: Pronóstico para México.

Fuente: Elaboración propia utilizando los resultados del programa estadístico STATA.

Como se esperaba, los resultados muestran que a medida que aumenta el horizonte de tiempo los intervalos se amplían.

5. Conclusiones

5.1 Conclusiones

El objetivo de este estudio fue evaluar con evidencia empírica la teoría sobre la tasa de cambio en el contexto CHEER, en donde convergen la PPA y la PDTI. Se consideró un periodo de tiempo en donde todos los países contaban con un régimen de tasa de cambio flexible, las variables elegidas fueron la tasa de interés del mercado monetario y el IPC. También se incluyó una variable dummy a partir del 2008 para evaluar los efectos de la crisis financiera de ese año.

Los resultados mostraron que todas las variables incluidas son estacionarias en su primera diferencia, posteriormente los test de cointegración evidenciaron una relación de largo plazo para las variables excepto en el caso de Perú, una posible razón para este resultado es que el volumen comerciales entre Perú y Estados Unidos es relativamente menor al de los otros tres países.

La evaluación de los resultados por medio de la metodología VECM indica que existe una relación significativa en el largo plazo entre las variables evaluadas, al incluir una variable dummy para capturar el efecto de la crisis financiera de 2008 los resultados no variaron para el caso de Brasil y Colombia. Para México la variable de la crisis tampoco es significativa pero la tasa de interés extranjera pasa de significativa a no significativa.

Al analizar los resultados del impulso respuesta para estos tres últimos países, se encontró que, los choques sobre las variables determinantes de la tasa de cambio en el contexto CHEER, perduran en el tiempo. De la misma manera al analizar los pronósticos sobre los

niveles de las variables, estos se amplían a medida que aumenta el horizonte de tiempo, lo cual, es consistente con la teoría de los modelos VECM.

En términos generales los resultados respaldan la propuesta teórica de CHEER y resaltan la importancia de considerar los precios y las tasa de interés de manera simultánea al analizar la tasa de cambio.

Esta investigación complementa los estudios sobre los determinantes de la tasa de cambio para Colombia y países de la región en el contexto CHEER, que para el caso de Colombia, resulta relevante, dado que la investigación en esta área se ha centrado en la PPA y la PDTI de manera independiente.

5.2 Recomendaciones

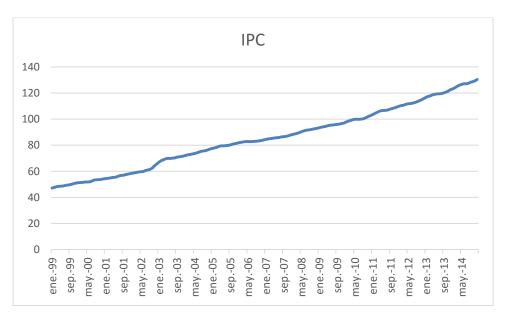
- Para fortalecer los resultados de este estudio se sugiere considerar un periodo de tiempo más extenso con el objetivo de contar con más información, lo anterior aplicando una metodología que permita homogeneizar los diferentes regímenes de cambio a través del tiempo.
- Para el caso de Perú sería conveniente explorar otro tipo de herramientas econométricas que permitan determinar las relaciones que existen entre los diferentes determinantes de la tasa de cambio.
- Explorar metodologías que permitan considera la CHEER junto al efecto Balassa-Samuelson sobre la productividad.
- Considerar los cambios estructurales y los posibles efectos de políticas que afecten la tasa de cambio de manera directa pero por otro medio diferente a las variables consideradas en esta investigación.

A. Anexo 1: Descripción general de las series

En este anexo se presentan la evolución de las series.

Comportamiento de las variables para Brasil

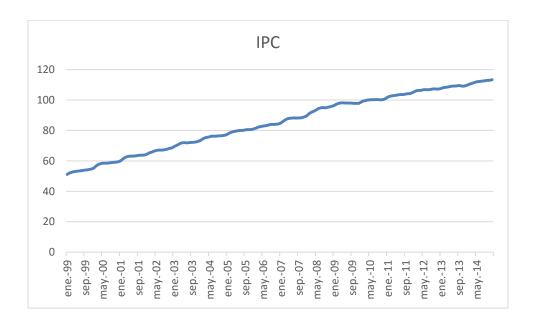






Comportamiento de las variables para Colombia

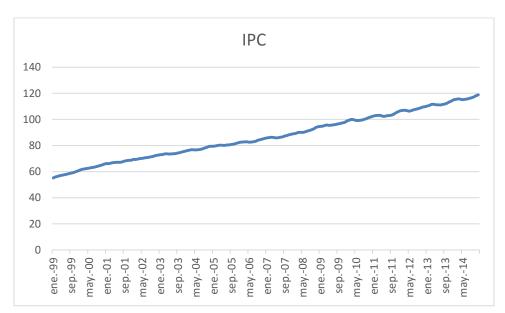


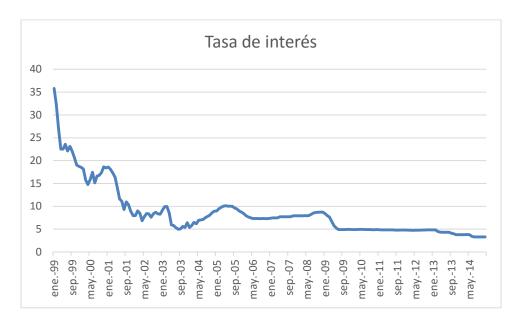




Comportamiento de las variables para México

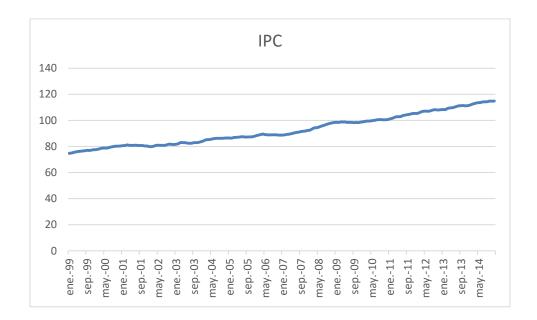






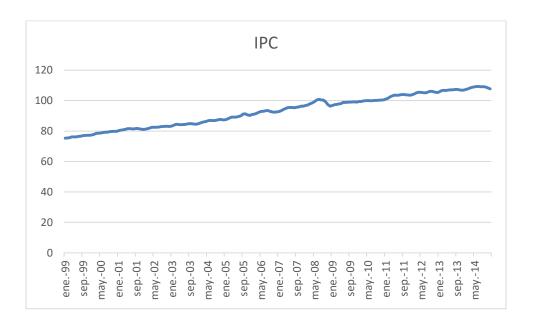
Comportamiento de las variables para Perú







Comportamiento de las variables para Estados Unidos





B. Anexo 2: Resultados de los test y las estimaciones

En este anexo e presentan las salidas del programa estadístico STATA, los países están asociados a un número en el siguiente orden:

Brasil = País 1 Colombia = País 2 Estados Unidos = País 3 México = País 4

Perú = País 5

> Test ADF para los logaritmos de niveles con tendencia

. dfuller log_tc if Pais==1, trend Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 190 ----- Interpolated Dickey-Fuller ------1% Critical 5% Critical 10% Critical Test Value Value Statistic Value -4.010 Z(t) -1.143 -3.438 -3.138 MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9215. dfuller log_ipc if Pais==1, trend Dickey-Fuller test for unit root 190 Number of obs = ----- Interpolated Dickey-Fuller ------1% Critical 5% Critical Test 10% Critical Statistic Value Value Value -1.472 -4.010 -3.438 -3.138

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8386

. dfuller log_i if Pais==1, trend

Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =		
	Test Statistic	Interpol 1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.282	-4.010	-3.438	-3.138	
MacKin	non approxir	nate p-value fo	r Z(t) = 0.4438		
. dfulle	r log_tc if Pai	is==2, trend			
Dickey-	Fuller test fo	r unit root	Number	of obs =	190
	Test Statistic	Interpol 1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical	
		-4.010		-3.138	
MacKin	non approxir	nate p-value fo	r Z(t) = 0.1911		
. dfulle	r log_ipc if Pa	ais==2, trend			
Dickey-	Fuller test fo			of obs =	190
	Test Statistic	Interpol 1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
		-4.010			
MacKin	non approxir	nate p-value fo	r Z(t) = 0.9295		
. dfulle	r log_i if Pais	==2, trend			
Dickey-	Fuller test fo	r unit root	Number	of obs =	190
	Test	Interpol 1% Critical Value	•		
Z(t)	-2.162	-4.010	-3.438	-3.138	
MacKin	non approxir	nate p-value fo	r Z(t) = 0.5112		

. dfuller log_ipc if Pais==3, trend

Dickey-Fuller test for unit root			Numbei	of obs =	190
	Test Statistic	Interpol 1% Critical Value	ated Dickey-F 5% Critical Value	uller 10% Critical Value	
Z(t)	-1.304	-4.010	-3.438	-3.138	
MacKin	non approxir	mate p-value fo	r Z(t) = 0.8869		
. dfullei	log_i if Pais	s==3, trend			
Dickey-	Fuller test fo	r unit root	Number	of obs =	182
	Test Statistic	Interpol 1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.142	-4.013	-3.439	-3.139	
MacKin	non approxir	mate p-value fo	r Z(t) = 0.9218		
. dfulle	log_tc if Pa	is==4, trend			
Dickey-Fuller test for unit root Number of obs =					
Dickey-	Fuller test fo	r unit root	Numbei	of obs =	190
	Test Statistic	Interpol 1% Critical Value	lated Dickey-F 5% Critical Value	uller 10% Critical Value	190
	Test Statistic	Interpol 1% Critical	ated Dickey-F 5% Critical Value	uller 10% Critical Value 	190
Z(t)	Test Statistic -2.967	Interpol 1% Critical Value	ated Dickey-F 5% Critical Value -3.438	uller 10% Critical Value -3.138	190
Z(t) MacKin	Test Statistic -2.967	Interpol 1% Critical Value -4.010	ated Dickey-F 5% Critical Value -3.438	uller 10% Critical Value -3.138	190
Z(t) MacKing	Test Statistic -2.967	Interpol 1% Critical Value -4.010 mate p-value fo ais==4, trend	lated Dickey-F 5% Critical Value -3.438 r Z(t) = 0.1417	uller 10% Critical Value -3.138	
Z(t) MacKini . dfullei Dickey-	Test Statistic -2.967 non approxir log_ipc if Paraller test for test Statistic	Interpol 1% Critical Value -4.010 -4.010 mate p-value fo ais==4, trend r unit root Interpol 1% Critical Value	lated Dickey-F 5% Critical Value -3.438 r Z(t) = 0.1417 Number lated Dickey-F 5% Critical Value	uller 10% Critical Value3.138 of obs = uller 10% Critical Value	
Z(t) MacKini . dfullei Dickey-	Test Statistic -2.967 non approxir log_ipc if Part Fuller test for Test Statistic	Interpol 1% Critical Value -4.010 mate p-value fo ais==4, trend r unit root Interpol 1% Critical	lated Dickey-F 5% Critical Value -3.438 r Z(t) = 0.1417 Number lated Dickey-F 5% Critical Value	uller 10% Critical Value3.138 of obs = uller 10% Critical Value	
Z(t) MacKing dfuller Dickey-	Test Statistic -2.967 non approxir log_ipc if Paragraphic for test for Statistic -4.649	Interpol 1% Critical Value -4.010 mate p-value fo ais==4, trend r unit root Interpol 1% Critical Value	lated Dickey-F 5% Critical Value -3.438 r Z(t) = 0.1417 Number lated Dickey-F 5% Critical Value -3.438	uller 10% Critical Value3.138 of obs = uller 10% Critical Value3.138	

Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =		
	Test Statistic	Interpol 1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical	
Z(t)	-3.149	-4.010	-3.438	-3.138	
MacKin	non approxir	nate p-value fo	r Z(t) = 0.0950		
. dfulle	r log_tc if Pa	is==5, trend			
Dickey-	Fuller test fo	r unit root	Number	of obs =	190
	Test Statistic	Interpol 1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
		-4.010			
MacKin	non approxir	nate p-value fo	r Z(t) = 0.8898		
. dfulle	r log_ipc if Pa	ais==5, trend			
Dickey-	Fuller test fo	r unit root	Number	of obs =	190
	Test Statistic	Interpol 1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
		-4.010			
MacKin	non approxir	nate p-value fo	r Z(t) = 0.8983		
. dfulle	r log_i if Pais	==5, trend			
Dickey-	Fuller test fo	r unit root	Number	of obs =	190
	Test Statistic		ated Dickey-Fo 5% Critical Value		
Z(t)	-2.543	-4.010	-3.438	-3.138	
MacKin	non approxir	nate p-value fo	r Z(t) = 0.3066		

> Test ADF para las primeras diferencias con tendencia

. dfuller pd_tc if Pais==1, trend

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 190

----- Interpolated Dickey-Fuller ------1% Critical 5% Critical 10% Critical Test Value Statistic Value Value -4.010 -3.438 Z(t) -10.768 -3.138

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

. dfuller pd_ipc if Pais==1, trend

Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 190

	Interpolated Dickey-Fuller					
	Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical		
	Statistic	Value	Value	Value		
Z(t)	-6.706	-4.010	-3.438	-3.138		

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

. dfuller pd_i if Pais==1, trend

Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 190

	-	Interpolated Dickey-Fuller				
	Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical		
	Statistic	Value	Value	Value		
Z(t)	-6.922	-4.010	-3.438	-3.138		

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

. dfuller pd_tc if Pais==2, trend

Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 190

	Interpolated Dickey-Fuller					
	Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical		
	Statistic	Value	Value	Value		
Z(t)	-7.870	-4.010	-3.438	-3.138		

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

. dfuller pd_ipc if	Pais==2, trend			
Dickey-Fuller test	for unit root	Numbe	r of obs =	190
Statistic	Interpo 1% Critical Value	5% Critical	10% Critical	
Z(t) -6.56		-3.438	-3.138	
MacKinnon appro	ximate p-value fo	or $Z(t) = 0.0000$)	
. dfuller pd_i if Pa	ais==2, trend			
Dickey-Fuller test	for unit root	Numbe	r of obs =	190
Statistic	Interpo 1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t) -9.112				
MacKinnon appro))	
. dfuller pd_ipc if	Pais==3, trend			
Dickey-Fuller test	for unit root	Numbe	r of obs =	190
	Interpo 1% Critical Value	5% Critical	10% Critical	
Z(t) -7.966	6 -4.010	-3.438	-3.138	
MacKinnon appro	ximate p-value fo	or $Z(t) = 0.0000$)	
. dfuller pd_i if Pa	ais==3, trend			
Dickey-Fuller test	for unit root	Numbe	r of obs =	190
	Interpo			
Test Statistic	1% Critical		10% Critical	
Z(t) -8.492	2 -4.010	-3.438	-3.138 	

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

. dfuller	pd_tc if Pais	s==4, trend			
Dickey-l	Fuller test for	r unit root	Number	of obs =	190
	Test Statistic	Interpola 1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-10.023	-4.010	-3.438	-3.138	
MacKin	non approxin	nate p-value for			
. dfuller	pd_ipc if Pa	is==4, trend			
Dickey-l	Fuller test for	r unit root	Number	of obs =	190
	Test	Interpola 1% Critical Value	5% Critical	10% Critical	
Z(t)	-8.345	-4.010	-3.438	-3.138	
MacKin	non approxin	nate p-value for	Z(t) = 0.0000		
. dfuller	pd_i if Pais=	==4, trend			
Dickey-I	Fuller test for	r unit root	Number	of obs =	190
		Interpola 1% Critical Value			
Z(t)	-11.597	-4.010	-3.438	-3.138	
MacKin	non approxin	nate p-value for	Z(t) = 0.0000		
. dfuller	pd_tc if Pais	s==5, trend			
Dickey-l	Fuller test for	r unit root	Number	of obs =	190
		Interpola	•		
	Test Statistic	1% Critical Value			
Z(t)	-10.054	-4.010	-3.438	-3.138	
MacKin	non approxin	 nate p-value for	Z(t) = 0.0000		

. dfuller pd_ipc if Pais==5, trend

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 190

	Interpolated Dickey-Fuller					
	Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical		
	Statistic	Value	Value	Value		
Z(t)	-9.912	-4.010	-3.438	-3.138		

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

. dfuller pd_i if Pais==5, trend

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 190

	Interpolated Dickey-Fuller					
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-11.111	-4.010	-3.438	-3.138		

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

> Fisher type test para logaritmos de los niveles con tendencia

Asymptotics: T -> Infinity

. xtunitroot fisher log_tc,dfuller lags(1) trend

Fisher-type unit-root test for log_tc Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots

Number of panels = 5

Ha: At least one panel is stationary

Number of periods = 191

AR parameter: Panel-specific

Panel means: Included

Time trend: Included

Drift term: Not included ADF regressions: 1 lag

	Statistic	p-value)	
Inverse chi-squared(1 Inverse normal Inverse logit t(24) Modified inv. chi-squa	Ź L*	-1.8635 -1.9697	0.0303	

P statistic requires number of panels to be finite.

Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

xtunitroot fisher log ipc,dfuller lags(1) trend

Fisher-type unit-root test for log_ipc Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = Ha: At least one panel is stationary Number of periods = 191

AR parameter: Panel-specific Asymptotics: T -> Infinity

Panel means: Included Time trend: Included

Drift term: Not included ADF regressions: 1 lag

Statistic p-value

Inverse chi-squared(10) P 15.8141 0.1051 Inverse normal Z -0.7446 0.2283 Inverse logit t(29) L* -0.9324 0.1794 Modified inv. chi-squared Pm 1.3001 0.0968

P statistic requires number of panels to be finite.

Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

xtunitroot fisher log_i,dfuller lags(1) trend (4 missing values generated)

Fisher-type unit-root test for log_i Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = 5 Ha: At least one panel is stationary Avg. number of periods = 190.20

AR parameter: Panel-specific Asymptotics: T -> Infinity

Panel means: Included Time trend: Included

Drift term: Not included ADF regressions: 1 lag

Statistic p-value Inverse chi-squared(10) P 32.5648 0.0003

Inverse normal Z -2.7790 0.0027 Inverse logit t(29) L* -3.5849 0.0006 Modified inv. chi-squared Pm 5.0456 0.0000

P statistic requires number of panels to be finite.

Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Fisher type test para las primeras diferencia con tendencia

. xtunitroot fisher pd_tc,dfuller lags(1) trend (191 missing values generated)

Fisher-type unit-root test for pd tc Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = Ha: At least one panel is stationary Number of periods = 191

AR parameter: Panel-specific Asymptotics: T -> Infinity

Panel means: Included Time trend: Included

Drift term: Not included ADF regressions: 1 lag

Statistic p-value

Inverse chi-squared(8) P 204.1372 0.0000 Inverse normal Z -13.4511 0.0000 Inverse logit t(24) L* -28.7690 0.0000 Modified inv. chi-squared Pm 49.0343 0.0000

P statistic requires number of panels to be finite.

Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

. xtunitroot fisher pd_ipc,dfuller lags(1) trend

Fisher-type unit-root test for pd ipc Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = Ha: At least one panel is stationary Number of periods = 191

Asymptotics: T -> Infinity AR parameter: Panel-specific

Panel means: Included Time trend: Included

Drift term: Not included ADF regressions: 1 lag

Statistic p-value

Inverse chi-squared(10) P 223.9564 0.0000

Inverse normal Z -13.9349 0.0000

Inverse logit t(29) L* -28.1162 0.0000 Modified inv. chi-squared Pm 47.8421 0.0000 P statistic requires number of panels to be finite. Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. xtunitroot fisher pd_i,dfuller lags(1) trend Fisher-type unit-root test for pd_i Based on augmented Dickey-Fuller tests -Ho: All panels contain unit roots Number of panels = Ha: At least one panel is stationary Number of periods = 191 AR parameter: Panel-specific Asymptotics: T -> Infinity Panel means: Included Time trend: Included Drift term: Not included ADF regressions: 1 lag Statistic p-value Inverse chi-squared(10) P 248.2109 0.0000 Inverse normal Z -14.7604 0.0000 Inverse logit t(29) L* -31.1612 0.0000 Modified inv. chi-squared Pm 53.2656 0.0000 P statistic requires number of panels to be finite. Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. Test de cointegración de Johansen . vecrank log_tc log_ipc log_i log_ipc_for log_i_for if Pais==1, lag(2) Johansen tests for cointegration Number of obs = Trend: constant Sample: 1999m4 - 2014m12 Lags = 2 5% maximum trace critical rank parms LL eigenvalue statistic value 0 30 3335.4652 . 117.8992 68.52 1 39 3365.832 0.27482 57.1656 47.21

46 3381.8204 0.15565 25.1888* 29.68

3393.0564 0.03061 2.7170 3.76

2

3

51

54

```
5
     55 3394.4149 0.01427
. vecrank log_tc log_ipc log_i log_ipc_for log_i_for if Pais==2, lag(2)
          Johansen tests for cointegration
Trend: constant
                              Number of obs = 189
Sample: 1999m4 - 2014m12
                        Lags =
                          5%
maximum
                         trace critical
 rank parms LL eigenvalue statistic value
 0
     30 3271.1833 . 74.0838 68.52
     39 3286.9149 0.15335 42.6207* 47.21
  1
 2
     46 3296.0702 0.09234 24.3101 29.68
 3 51 3302.1718 0.06253 12.1069 15.41
        3306.0222 0.03993
     54
                             4.4060
                                     3.76
 5 55 3308.2252 0.02304
. vecrank log_tc log_ipc log_i log_ipc_for log_i_for if Pais==4, lag(2)
          Johansen tests for cointegration
Trend: constant
                               Number of obs = 189
                                        Lags =
Sample: 1999m4 - 2014m12
                          5%
                       trace critical
maximum
 rank parms LL eigenvalue statistic value
     30 3283.0634 . 102.3888 68.52
 0
 1
     39 3305.336 0.20997 57.8436 47.21
    46 3318.4968 0.13000 31.5220 29.68
 3 51 3329.4183 0.10914 9.6791* 15.41
     54
          3332.0382 0.02734
                             4.4391
                                     3.76
 5
     55
          3334.2578 0.02321
. vecrank log_tc log_ipc log_i log_ipc_for log_i_for if Pais==5, lag(2)
          Johansen tests for cointegration
                   Number of obs =
Trend: constant
Sample: 1999m4 - 2014m12 Lags =
_____
                          5%
maximum
                        trace critical
 rank parms LL eigenvalue statistic value
     30 3272.3772 . 64.2249* 68.52
 0
 1
     39 3288.0172 0.15253 32.9448 47.21
```

```
2
   46
        3295.8718
                   0.07976 17.2356 29.68
3
   51
        3301.9857
                   0.06265
                             5.0077 15.41
4
   54
        3303.8745 0.01979
                             1.2302
                                     3.76
   55
        3304.4896 0.00649
```

> Estimación del VECM

. vec log_tc log_ipc log_i log_ipc_for log_i_for if Pais==1, lag(2) rank (1) noetable

Vector error-correction model

Cointegrating equations

Equation	Pa	rms chi2	P>chi2
_ce1	4	69.2065	0.0000

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

. vec log_tc log_ipc log_i log_ipc_for log_i_for if Pais==2, lag(2) rank (1) noetable

Vector error-correction model

NO. 01 005 AIC = -34.36947 Sample: 1999m4 - 2014m12 No. of obs 189

Log likelihood = 3286.915HQIC = -34.09847SBIC = -33.70054 $Det(Sigma_ml) = 5.39e-22$

Cointegrating equations

Equation Parms chi2 P>chi2 ce1 4 50.30156 0.0000

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta | Coef. Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval] _ce1 | log_tc | log_ipc | -4.308199 .9223729 -4.67 0.000 -6.116017 -2.500381 log_i | -.2922991 .0973423 -3.00 0.003 -.4830865 -.1015118 log_ipc_for | 9.746334 1.793579 5.43 0.000 6.230985 13.26168 log_i_for | .0684444 .0283729 2.41 0.016 .0128345 .1240543 _cons | -13.99327

. vec log_tc log_ipc log_i log_ipc_for log_i_for if Pais==4, lag(2) rank (1) noetable

Vector error-correction model

Sample: 1999m4 - 2014m12 No. of obs = 189

AIC = -34.5644 Log likelihood = 3305.336 HQIC = -34.2934 $Det(Sigma_ml) = 4.44e-22$ SBIC = -33.89547

Cointegrating equations

Equation Parms chi2 P>chi2 ce1 4 49.52461 0.0000 -----

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta		Std. Err.			-	Conf. Interv	al]
_ce1 log_tc log_ipc log_i log_ipc_for log_i_for	1 12.676 .622736 -20.64 .10673	62 2.1313 7 .189612 426 3.254	75 24 1638 137	5.95 3.28 (-6.34 2.36	0.000 0.001 4 0.000	8.499207 .2511033	.9943701 -14.26529

Test autocorrelación

País=1

. veclmar, mlag(10)

Lagrange-multiplier test

٠	+			+	
	lag	chi2 d	df Pr	ob > chi2	
ĺ	1	61.4610	25	0.00007	Ī
	2	36.7718	25	0.06068	ĺ
	3	32.3479	25	0.14819	
	4	19.3359	25	0.78074	
	5	24.2590	25	0.50445	
	6	18.3325	25	0.82795	Ì
	7	24.7032	25	0.47910	ĺ
ĺ	8	27.4891	25	0.33190	ĺ
	9	15.4340	25	0.93064	ĺ
ĺ	10	23.2791	25	0.56127	ĺ
				_	

H0: no autocorrelation at lag order

País=2

. veclmar, mlag(10)

Lagrange-multiplier test

	+			+	
		chi2		Prob > chi2	
	l	-		6 0.01146	١
ĺ	2	29.9611	25	0.22575	İ

_					_
ı	3	30.0054	25	0.22409	ı
ĺ	4	20.9426	25	0.69580	ĺ
	5	24.7557	25	0.47613	
	6	32.0639	25	0.15617	
ĺ	7	33.2527	25	0.12487	ĺ
	8	39.4484	25	0.03320	
	9	17.2452	25	0.87271	
	10	31.0667	25	0.18682	

H0: no autocorrelation at lag order

País=4

. veclmar, mlag(10)

Lagrange-multiplier test

+			+	
lag	chi2	df Pr	ob > chi2	
				
1	66.2555	25	0.00001	I
2	39.2535	25	0.03474	ĺ
3	26.3403	25	0.38962	ĺ
4	25.7141	25	0.42298	ĺ
5	20.7330	25	0.70740	I
6	51.8695	25	0.00125	ĺ
7	37.7806	25	0.04859	Ì
8	34.9167	25	0.08972	ĺ
9	12.2729	25	0.98423	I
10	24.5391	25	0.48843	

H0: no autocorrelation at lag order

> Test normalidad

País=1

. vecnorm

Jarque-Bera test

4	
Equation	chi2 df Prob > chi2
+	
D_log_tc	19.871 2 0.00005
D_log_ipc	377.219 2 0.00000
D_log_i	944.437 2 0.00000
D_log_ipc_for	9.084 2 0.01065
D log i for	46.436 2 0.00000

Capítulo 5 87

```
ALL | 1397.047 10 0.00000 |
 Skewness test
4-----
     Equation | Skewness chi2 df Prob > chi2 |
   -----|
     D_log_ipc | 1.3391 56.486 1 0.00000 |
      D_log_i | -1.6181 82.471 1 0.00000 |
   ALL | 145.309 5 0.00000 |
 Kurtosis test
     Equation | Kurtosis chi2 df Prob > chi2 |
 -----|
     D_log_ipc | 9.3818 320.733 1 0.00000 |
      D_log_i | 13.462 861.965 1 0.00000 |
   D_log_ipc_for | 3.8262   5.375   1   0.02042 |
    D_log_i_for | 5.391 45.021 1 0.00000 |
      ALL | 1251.738 5 0.00000 |
País=2
. vecnorm
 Jarque-Bera test
     Equation | chi2 df Prob > chi2 |
     D_log_ic | 33.374 2 0.00000 |
D_log_ic | 19.604 2 0.00006 |
D_log_i | 493.085 2 0.00000 |
   D_log_ipc_for | 7.670 2 0.02160 | D_log_i_for | 33.962 2 0.00000 |
      ALL | 587.694 10 0.00000 |
    -----+
 Skewness test
     Equation | Skewness chi2 df Prob > chi2 |
```

País=4

. vecnorm

Jarque-Bera test

Skewness test

Kurtosis test

Bibliografía

- Benamar, A., Ait Ziane, K., Amimi, H., & Benbouziane, M. (2009). *A FI-STAR Approach to the Purchasing Power Parity in the North African Countries*. International Business Research, Vol. 2, No. 3.
- Caporalea G., Kalyvitisb S., & Pittisc, N. (2001). Testing for PPP and UIP in an FIML framework Some evidence for Germany and Japan. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 23, págs. 637–650.
- Chinn, M., & Meredith, G. (2004). *Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity*. IMF Staff Papers, Vol. 51, No. 3, págs. 409-430.
- Driver, R. & Westaway, P. (2004). *Concepts of equilibrium exchange rates*. Bank of England, Working Paper No. 248.
- Echavarría, J., Vásquez, D., & Villamizar, M. (2008). *Expectativas, tasa de interés y tasa de cambio. Paridad cubierta y no cubierta en Colombia 2000-2007*.

 Banco de la Republica, Borradores de economía, No. 486.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*. Vol. 55, págs. 251–276.
- Flood, R., & Rose, A. (2001). *Uncovered Interest Parity in Crisis: The Interest Rate Defence in the 1990s*. International Monetary Fund, Working Paper No. 01/207.
- Granger, C. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, Vol. 16, págs. 121–130.
- Isard, P. (1977). How Far Can We Push the "Law of One Price"? *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 5, págs. 942-948.
- Johansen S., & Juselius K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, Vol.53, págs. 211-244.

Capítulo 5 91

Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, Oxford.

- Juselius K. (1995). Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long run? An example of likelihood inference in a multivariate timeseries model. *Journal of Econometrics*, Vol. 69, págs. 211-240.
- Kravis, I., Lipsey, R., & Kalter, E. (1977). *Export prices and exchange rates*. National bureau of economic research, Working Paper No. 182.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. United States of America: Springer.
- MacDonald, R. (1995). Long-Run Exchange Rate Modeling: A Survey of the Resent Evidence. IMF Staff Papers, Vol. 42, No. 3, págs. 437-489.
- Macdonald, R., & Nagayasu, J. (2000). The Long-Run Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel study. IMF Staff Papers, Vol. 47, No. 1, págs.116-128.
- Manrique, S., & Castillo, S. (2014) Paridad del Poder Adquisitivo en Colombia: Análisis comparativo de los periodos pre y post crisis del 2008. Universidad Católica de Colombia, Documentos de trabajo, No. 34.
- Pachecho, B. (2005). Paridad no cubierta de las tasas de interés a corto y mediano plazo, Colombia, 1991-2003. Universidad de los Andes, Facultad de Economía.
- Patiño, C., (2005). Evaluación de pronósticos para la tasa de cambio en Colombia. Universidad ICESI, Estudios Gerenciales, No. 96, págs. 13-30.
- Phillips, P., & Durlauf, S. (1986). Multiple time series regressions with integrated processes. *Review of Economic Studies*, Vol. 53, págs. 473–495.
- Pippenger, P. (2004). *The Modern Theory of the LOP and PPP: Some implications*. Department of economics, University of California, Santa Barbara, Working papers, UCSB, 03, 04.
- Rashid, A., (2009). Testing the Modified-Combined PPP and UIP hypothesis in South Asian economies. *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 9, No.1, págs.199-218.

- Rogoff, K., (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, págs. 647-668.
- Rowland, P. (2003). *Uncovered Interest Parity and the USD/COP Exchange Rate*. Banco de la Republica, Borradores de economía, No. 227.
- Rowland, P., & Oliveros, H. (2003). *Colombian purchasing power parity analysed using a framework of multivariate cointegration*. Banco de la Republica, Borradores de economía, No. 252.
- Stephen, D., (2004). *The Equilibrium Exchange Rate According to PPP and UIP*. Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series, DP2004/03.
- Taylor, A. (2002) A Century Of Purchasing-Power Parity. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, págs. 139-150.