LA PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO: NUEVA EVIDENCIA
PARA COLOMBIA Y LATINOAMÉRICA
-Trabajo de grado para optar por el título de Magister en Ciencias
Económicas-

Presentado por

ORLANDO MAURICIO LORDUY HERRERA

Código: 2117436

Director :

UNIVERSIDAD SANTO TOMÁS

FACULTAD DE ECONOMIA

BOGOTA D.C., diciembre de 2012

A mis padres por su apoyo permanente y su extraordinaria paciencia

Contenido

INTRODUCCIÓN	4
CAPÍTULO 1 ANTECEDENTES	6
1.1. ANTECEDENTES PARA COLOMBIA	7
1.1.1. RELACIÓN CON ALGUNOS PAÍSES LATINOAMERICANOS	11
1.2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA PARA COLOMBIA	13
CAPÍTULO 2 MARCO TEÓRICO	24
2.1. LAS BASES TEÓRICAS DE LA PPA	25
2.1.2. LA TASA DE CAMBIO REAL Y LA TEORÍA DE LARGO PLAZO	29
2.2. LA EVIDENCIA INTERNACIONAL	31
2.3. EXPLICACIÓN A LOS FALLOS EN LA TEORÍA DE LA PPA	33
2.4. MODELOS EMPÍRICOS PARA LA PPA	38
CAPITULO 3 METODOLOGÍA Y RESULTADOS	47
3.1. LAS VARIABLES	48
3.2. NOTA METODOLÓGICA	49
3.3. RESULTADOS	54
CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES	58
BIBLIOGRAFÍA.....	60
ANEXOS	67
1. COEFICIENTES DE CORRELACIÓN PARA LAS TCR BILATERALES: 1970:1 – 2011:4	67
2. FUENTES ESTADÍSTICAS	67
3. RESULTADOS ECONÓMICOS	68

INTRODUCCIÓN

El problema de la relación entre los precios y los tipos de cambio en la economía internacional ha trascendido el tiempo, muy a pesar de que a nivel teórico existe una tendencia generalizada a creer que dicha relación es una ley económica fundamental derivada de la Ley de un Solo Precio, y que es conocida como la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) o la Paridad del Poder de Compra (PPC).

Este concepto implica que las cestas de bienes idénticas valoradas en una moneda común deben tener el mismo precio, dadas ciertas condiciones ideales. Se entiende entonces que las variaciones en los precios relativos tienen efectos momentáneos en las tasas de cambio y viceversa, solamente hasta que se alcance el ajuste propuesto por la teoría. En la práctica, la evidencia empírica muestra que las tasas de cambio son altamente volátiles en periodos cortos y las autoridades monetarias y cambiarias tienen un especial interés en la determinación de esta relación, especialmente con fines de establecer que tan competitiva es una economía en un determinado momento del tiempo.

La Tasa de Cambio Real (TCR) se ha constituido en el indicador de competitividad típico utilizado por los países. La observación de la evolución

histórica de dicha variable no hace más que reafirmar las dudas con respecto al cumplimiento de la PPA, y los desarrollos investigativos más recientes intentan descubrir el porqué de sus desviaciones incluso en periodos prolongados de tiempo. Este trabajo se realiza precisamente, como una contribución al debate para Colombia y Latinoamérica; se busca entregar herramientas que permitan entender mejor el “rompecabezas” de la PPA, respondiendo al interrogante de si se ha cumplido dicha relación, para el período post Bretton Woods, utilizando como variables fundamentales a las TCR calculadas para un grupo de economías latinoamericanas con referencia a Colombia.

Este trabajo se divide en 3 capítulos básicos: en el primero se hace una descripción de los antecedentes del problema para Colombia y un grupo de economías latinoamericanas, y se presenta un recuento amplio de la literatura referente para este país, desde 1989 inclusive. En el segundo capítulo se presenta el marco teórico, incluyendo una revisión de los hechos estilizados para la PPA y una exploración a los modelos empíricos para contrastar esta relación. El tercer capítulo se dedica a la descripción metodológica y a la entrega de los resultados de la investigación. Por último, se entregan las conclusiones y recomendaciones.

CAPÍTULO 1

ANTECEDENTES

1.1. ANTECEDENTES PARA COLOMBIA

La observación directa de las estadísticas de variaciones históricas de la inflación (utilizando el Índice de Precios al Consumidor o al Productor -IPC e IPP respectivamente-) y la tasa de cambio nominal (tcn) para Colombia, permite hacer al menos dos afirmaciones: que su comportamiento está lejos de ser estable; y, que su relación tampoco se puede considerar predecible. Por supuesto, en el caso de la inflación este resultado está acorde con lo que predice la teoría en cuanto a su comportamiento, en función de sus variables explicativas¹. En el caso de la tcn, sin embargo, su comportamiento está influenciado sobremanera por el régimen cambiario adoptado por el banco central en cada periodo de tiempo² y la credibilidad de las políticas (en términos de volatilidad).

En el gráfico 1 se muestra la relación que existe entre la tasa de inflación medida por el IPC y la tcn promedio mensual para Colombia, desde 1955:1 hasta 2011:1. Es destacable el comportamiento de la tcn antes de la entrada en vigor del régimen de minidevaluaciones (posterior a 1967), y su relación directa con el IPC, en gran parte producto de las políticas de devaluaciones

¹ Entre las principales se pueden mencionar las relativas a los costos de producción (asociadas con los shocks de oferta), las referidas al comportamiento estacional de la demanda agregada y sus políticas asociadas, y aquellas que tienen que ver con el grado de apertura y los ciclos económicos externos (De Gregorio, 2000).

² Edwards y Savastano (1999, pp. 4 – 8).

discrecionales adoptadas por el Banco de la República para compensar las variaciones de precios acumuladas. Ulterior a ese periodo, las devaluaciones continuas se asocian con el incremento de la inflación y la dificultad de la autoridad monetaria para romper la inercia inflacionaria, incluso hasta bien entrada la apertura económica a finales de los noventa. Por último, también se debe destacar la mayor volatilidad que ha presentado la tcn desde el establecimiento del régimen de bandas cambiarias en 1994 y la posterior decisión de dejar flotar la tcn en plena crisis de 1999, momento que coincide con el rompimiento definitivo de la inercia inflacionaria³.

GRÁFICO No. 1

Fuente: DANE y Banco de la República

³ Para una reseña del comportamiento histórico del tcn se puede consultar Rowland (2003) y, Alonso y Cabrera (2004).

Si bien la relación de las variables descritas anteriormente no se puede considerar secuencial, sí parece observarse algún grado de correlación entre estas, por lo que es deseable determinar que tan robusta es su relación, con el fin de entregar a los hacedores de política nuevas herramientas de análisis para la toma de decisiones⁴.

Es uno de los objetivos de este trabajo, por tanto, el establecer la relación existente entre la tcn y los precios agregados bajo la óptica de la doctrina de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA), concepto que se expondrá en detalle en el Capítulo 2, y utilizando herramientas econométricas modernas que permitan alcanzar una mayor robustez en los resultados de las estimaciones.

De otra parte, la determinación de las relaciones monetarias (nominales) a través de la tcn y la inflación (IPC o IPP), se puede transformar en una relación en término de bienes y servicios (real) cuando se utiliza la tasa de cambio real (TCR) como indicador de la competitividad de una economía⁵; esta variable es calculada por el Banco de la República y el Fondo Monetario Internacional (FMI), utilizando el IPC o el IPP como deflactor⁶, tal como se observa en el Gráfico 2.

⁴ Autores como Krugman y Obstfeld (2003, p. 404) consideran que los cambios en el nivel de precios de los países dicen poco o nada respecto a los movimientos de las tcn si estas son flexibles.

⁵ Obstfeld y Rogoff (2000, p. 40) llaman a la TCR “el precio relativo más importante para la mayoría de economías”.

⁶ La metodología de cálculo del índice de tasa de cambio real del Banco de la República (ITCR) se puede consultar en Huertas (2002), Reportes de Emisor números 107 y 124, entre otros. Por su parte la metodología de cálculo del ITCR – FMI se encuentra en las International Financial Statistics.

GRÁFICO No. 2

Fuente: Banco de la República – FMI.

En dicho gráfico se recoge la evolución mensual del índice (ITCR) desde 1986 hasta 2011, tradicional (T) y no tradicional (NT) según la metodología del Banco, y el ITCR – IPC calculado por el FMI. En general el comportamiento de todas las series sigue un patrón similar con dos periodos en los que se observa una tendencia a la apreciación real: después de la apertura hasta 1996, y desde 2004 hasta 2011. Estos periodos se identifican con ganancias en el poder adquisitivo del país en términos de bienes y servicios, pero también con pérdidas de competitividad de los bienes exportables; contrario a lo que sucede en aquellos años en los que se presentan depreciaciones en términos reales. El debate respecto a cuál es el valor de equilibrio de la TCR y, de si dicho valor representa algo deseable para una economía en términos de beneficios y

costos marginales, constituye uno de los temas de análisis y contrastación más apasionantes de la economía internacional; en ese sentido siempre será adecuado añadir nuevos elementos que aporten a éste⁷.

1.1.1. RELACIÓN CON ALGUNOS PAÍSES LATINOAMERICANOS

Dado que el problema de los tipos de cambio y los precios no puede tratarse independientemente de las relaciones de comercio entre países, a continuación se hace una comparación de la evolución de las TCR bilaterales, calculadas por el Banco de la República, para algunos países latinoamericanos.

En el gráfico 3 se presentan dichas tasas deflactadas por IPP para seis economías latinoamericanas que, en teoría, tienen mayor similitud en cuanto a dotación de factores y niveles de productividad con Colombia, lo que supondría que los ITCR fueran menos volátiles y tuvieran un importante grado de correlación. Se cuenta con información desde 1970:1 hasta 2011:4. A simple vista no se observa ningún patrón ordenado para los índices bilaterales, de hecho hasta principios de los noventa los movimientos de tasas reales estaban muy influenciados por los periodos de inflación elevada que sufrieron varios países latinoamericanos, siendo los casos más aberrantes los de Chile bajo el

⁷ Al respecto, la literatura reciente para Colombia ha sido abundante, entre muchos trabajos se destacan los de Echavarría, Vásquez y Villamizar (2005); Echavarría, López y Misas (2008), Huertas y Oliveros (2002); Huertas (2005); y Alonso et. al (2008).

gobierno de Allende en la primera mitad de los setenta, el argentino, el brasileño y el peruano a finales de los ochenta y comienzos de los noventa⁸.

GRÁFICO No. 3

Fuente: Banco de la República.

Todos estos episodios de alta inflación están asociados directamente con movimientos proporcionales de la cantidad de dinero y de la tcn, este último por efecto del cambio en los precios relativos y por la caída en la demanda de moneda local a favor del uso de moneda extranjera. En resumen, la volatilidad en las tasas bilaterales parece estar asociada con episodios internos relacionados

⁸ Todos ellos caracterizados por periodos amplios de elevada inflación antes de las hiperinflaciones (Reinhart y Savastano (2003)). Es importante mencionar que no es objeto de este trabajo el describir los procesos inflacionarios, ni las políticas económicas relacionadas en los países a los que se haga referencia.

con las políticas y coyunturas propias de cada país (frecuentemente comunes entre ellos), lo que ha representado un reto constante para el mantenimiento de la competitividad de los productos transables en el mediano plazo, y explica el creciente interés por las tasas de equilibrio en economías cada vez más expuestas a los flujos de comercio internacional.

En efecto, en la década de los noventa, la consolidación de los procesos aperturistas parece manifestarse en una mayor correlación de las tasas bilaterales con la posible excepción de Venezuela que sigue un proceso de desarrollo particular; en el Anexo 1 se resumen los coeficientes de correlación de las tasas bilaterales (pares y con referencia a USA), se destaca como el principal resultado el caso argentino cuya correlación es negativa con todos los países con excepción de Perú y Chile, mientras que cuando se toma como referencia a Estados Unidos, todas las correlaciones parecen sugerir una relación directa.

1.2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA PARA COLOMBIA

En esta sección se resumen los trabajos que abordan el problema de la PPA, en mayor o menor grado y en diferentes perspectivas, desde 1989 inclusive, por lo que se constituye en un referente adecuado con respecto a lo que se ha realizado en Colombia en los últimos 20 años. Es importante resaltar que con anterioridad a ese año, la mayoría de los trabajos realizados tomaban como un

hecho cierto el cumplimiento de la teoría de la PPA, exponiendo los problemas que pueden presentarse para que esta se cumpla o no. Después de la apertura económica de principios de los noventa, el interés por el tema de la paridad (o la disparidad) aumentó crecientemente hasta alcanzar un lugar destacado en la producción de estudios económicos colombianos; lo anterior, de la mano con los avances en las técnicas estadísticas y econométricas.

El primer trabajo de esta recopilación pertenece a Carrasquilla (1989), y se titula “Minidevaluaciones y Paridad en el Poder Adquisitivo: el caso de Colombia”. En éste se recogen las tendencias pesimistas respecto al cumplimiento de la PPA que surgieron a finales de los años setenta y durante buena parte de los años ochenta⁹. El autor muestra que la TCR para el período 1967 - 1986 (utilizando series trimestrales) presenta un componente tendencial, lo cual contradice los postulados de la paridad¹⁰. Si lo anterior es cierto, se abre la posibilidad de la existencia de shocks reales que afectan el comportamiento de la tasa de cambio nominal de manera permanente y, por consiguiente, la tasa de cambio real también se vería afectada en términos absolutos. El período de tiempo estudiado por Carrasquilla se caracterizó por la permanente intervención del gobierno en la fijación de la tasa de cambio nominal a través de lo que se conoció como el “régimen de minidevaluaciones” (crawling peg).

⁹ Para una visión detallada de los problemas presentados, se pueden consultar, entre otros, los trabajos de Isard (1977), Krugman (1978), Frenkel (1981) y Messee y Rogoff (1985).

¹⁰ Más adelante se muestra que, econométricamente, para que se cumpla la PPA es necesario que las series de ITCR sean estacionarias, lo cual no está respaldado por la evidencia.

Por su parte, ya en 1994, Clavijo presenta un trabajo que desarrolla como tema central el referido a la paridad de las tasas de interés, buscado aportar evidencia sobre el cumplimiento de la hipótesis de Fisher¹¹ para la economía colombiana. El autor no encuentra consistencia en la relación de largo plazo de las tasas de cambio ni en términos nominales ni en términos reales para el período 1976 – 1993 (con series trimestrales), sin embargo, observa que los diferenciales reales si han tendido a converger. Adicionalmente, Clavijo descompone el diferencial real de la tasa de cambio en los efectos del mercado de bonos (efectos de corto plazo) y los del mercado de bienes (efectos de largo plazo) para determinar su comportamiento a lo largo del período mencionado, encontrando evidencia de la existencia de una relación inversa entre dichos efectos.

También en 1994, se publicó el trabajo “Índices de Precios y Deflatores de la Tasa de Cambio”, de Steiner y Wüllner, en el cual se demuestra la existencia de una relación de corto plazo entre inflación (usando tanto el índice de precios al consumidor (IPC), como el índice de precios al por mayor (IPM)) y tasa de cambio real, desechándose la presencia de dicha relación entre el grado de apertura económica de un país y la tasa de inflación de éste. Los autores tampoco encuentran evidencia de la existencia de una relación de largo plazo entre las variables mencionadas anteriormente (el análisis se realizó para el

¹¹ Según la cual, el mercado de capitales estará en equilibrio si todos los activos rinden la misma tasa de rentabilidad, medida en una moneda común, de manera que no existan excesos ni de oferta ni de demanda.

período 1972 – 1992 con datos trimestrales para 20 socios comerciales de Colombia). A pesar de que los autores mencionan algunas de las posibles “limitaciones” al análisis realizado, se han presentado críticas en cuanto a la metodología utilizada para la realización de las pruebas estadísticas y el uso que se le da a algunas de las variables¹². En resumen, lo más relevante para efectos de la realización de este trabajo es la imposibilidad de demostrar la existencia de una relación de largo plazo entre la tasa de cambio real y el nivel de precios del país.

De otro lado, siguiendo con el año 94, el trabajo presentado por Meisel explora el cumplimiento de la PPA en el largo plazo utilizando una serie “construida” del ITCR para el periodo 1924 –1993. El autor encuentra que la serie es integrada de orden uno, por lo cual no se puede rechazar la hipótesis de no estacionariedad lo que, en un principio, inhabilita la PPA. Para avanzar más allá, se utilizan pruebas de cointegración para revelar la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables tasa de cambio nominal e índices de precios interno y externo (de Estados Unidos), sin encontrarse evidencia de la existencia de cointegración y, por lo tanto, se concluye que la PPA no se ha cumplido para Colombia (para estas últimas pruebas el periodo abarcado va de 1946 hasta 1993).

¹² Específicamente, Arango y Meisel (1994) critican el uso de la variable tasa de cambio real como proxy del precio relativo de las exportaciones totales de un país.

El primer trabajo que explora la posibilidad de cumplimiento de la Ley de un Sólo Precio para Colombia fue realizado por Rueda (1995). La autora busca demostrar la hipótesis de que dicha Ley no se cumplió, para 6 productos agrícolas de alta transabilidad internacional¹³, en el período 1970 – 1992. Se plantea que la existencia de barreras al comercio internacional y la elevada intervención del gobierno central en los procesos de fijación de precios en los mercados de bienes primarios pueden constituirse en la explicación principal de este incumplimiento. De cualquier manera, no se encuentra evidencia sobre la transmisión de los precios externos a los precios internos en el largo plazo para los “commodities” escogidos. Sin embargo, los resultados pueden verse afectados por el hecho que se incluya la tasa de cambio real como determinante de los precios internos y no la tasa de cambio nominal.

Continuando con la revisión de trabajos para Colombia, se puede mencionar el de Jaramillo y Morales (1996); en éste, se propone una clasificación más amplia para estructurar un IPC más adecuado, de manera que se puedan obtener conclusiones y predicciones sobre comportamiento de precios con un mayor grado de certeza. El período utilizado fue el comprendido entre 1983 y 1994 (datos anuales o mensuales según el caso), encontrándose que no existe evidencia de la presencia de alta correlación entre los componentes del grupo de bienes transables y las variaciones en la tasa de cambio nominal para el

¹³ Algodón, arroz, maíz, palma, sorgo y trigo.

período completo, pero si se presenta elevada correlación para el subperíodo 1990 – 1994, en el que se inicia la apertura económica.

En 2000, Rincón estimó modelos de precios para la economía colombiana tomando como período de estudio el comprendido entre 1980 y 1998 (series mensuales), estudiando los efectos de las variaciones de la tasa de cambio nominal sobre los precios agregados de las exportaciones, las importaciones y sobre el nivel de precios agregado. El autor encuentra que los efectos de la transmisión de largo plazo son incompletos y, por tanto, la hipótesis de la PPA absoluta no se cumple para dicho período. Para ello, se vale de técnicas de regresión multivariadas con las cuales logra endogenizar todas las variables en sus modelos. No obstante, es importante observar (como el mismo autor sugiere), que las conclusiones pueden ser tomadas solo como parcialmente válidas debido a las dificultades que plantea el uso de índices de precios para validar la versión absoluta de la PPA, tal como se describirá en el capítulo 2.

El siguiente trabajo corresponde a Rowland (2003); en éste se especifican tres modelos para predecir el comportamiento de la tasa de cambio dólar/peso, para el período 1970 – 2002 (con datos trimestrales). El autor utiliza las técnicas econométricas desarrolladas por Engle y Granger (1987) y Johansen (1988), para el tratamiento de series de tiempo en un marco multivariado estático (de corto plazo) y dinámico (de largo plazo) y compara los resultados con los obtenidos mediante la utilización del tradicional paseo aleatorio. Los resultados

sugieren que la hipótesis de la PPA se cumple (pero no en el sentido fuerte), siendo el modelo del paseo aleatorio el más potente en cuanto a resultados de predicción de la tasa de cambio de largo plazo.

Por su parte, Huertas y Oliveros (2003) buscan estimar la TCR de equilibrio para establecer efectos de subvaluación o sobrevaluación de esta variable a través del tiempo, teniendo en cuenta la existencia de desequilibrios nominales y reales que pueden desviar la TCR temporal o incluso permanentemente, lo que implica en la práctica el incumplimiento de la PPA¹⁴. Para alcanzar su objetivo, los autores parten de la realización de las pruebas tradicionales para determinar el orden de integración de las series¹⁵ (I(1) en la mayoría de los casos), luego utilizan pruebas de descomposición permanente – transitoria de Stock y Watson (1988) para determinar los niveles de desequilibrio nominales (alejamiento de la PPA), encontrándose que la reversión a la media es del orden del 12% anual. Seguidamente se realizaron pruebas de cointegración para un modelo de tipo BEER (Behavioural Equilibrium Exchange Rate), las cuales sugieren que el TCR responde a sus fundamentales, ajustándose a una tasa aproximada del 20% anual. Finalmente, los autores advierten que los resultados alcanzados solamente permiten hacer inferencias sobre los cambios

¹⁴ En general se identifican como los fundamentales que determinan el nivel de TCR a la posición de activos externos netos, los diferenciales de tasas de interés, los términos de intercambio, el nivel de gasto público, el efecto BS, entre otros; para Colombia se puede revisar el trabajo de Echavarría, Vásquez y Villamizar (2005) referenciado más adelante.

¹⁵ La periodicidad de las series anuales va de 1958 a 2001; para las series trimestrales abarca los años 1980 – 2002.

en la media de los procesos estudiados y no en su dinámica (relaciones estocásticas que se suponen lineales).

También correspondiente a 2003, se presenta el trabajo de Oliveros y Rowland cuya intención era la de validar la hipótesis de la PPA corregida por el efecto BS, para Colombia (periodo 1980 – 2002, trimestral), utilizando el marco de cointegración multivariada propuesto por Johansen (1988). Los resultados alcanzados permiten verificar la existencia de relaciones validas para la PPA relativa, aunque los valores del vector de cointegración están lejos de los que predice la teoría (existen otros efectos que no se han tenido en cuenta y que afectan dicha relación). Sin embargo, es destacable dentro de los resultados que la reversión a la media de la tcn es relativamente rápida (aproximadamente 11% en un trimestre).

Precisamente, de la recomendación hecha por Huertas y Oliveros (2003) surge el siguiente ensayo relacionado; se trata del trabajo de Huertas (2005) titulado “Tasa de Cambio Real de Colombia: un Enfoque Empírico no Lineal”. En éste, se busca determinar relaciones no lineales entre la TCR colombiana y sus fundamentales. Para ello, Huertas se apoya en técnicas econométricas de transformación para un modelo exponencial autoregresivo de transición suave (ESTAR), para capturar movimientos no lineales entre dos periodos de tiempo. Entre los resultados más relevantes se encuentra que, las pruebas de raíz unitaria no lineales mostraron que las variables utilizadas son $I(1)$ y además,

están cointegradas con la variable TCR bilateral (construida para USA y para México -enero de 1983 - septiembre de 2003-). Por último, es de destacar que las estimaciones del modelo no lineal muestran un mejor ajuste que las del modelo lineal, si bien ambas confirman la persistencia en las desviaciones de la TCR de sus niveles de equilibrio.

En un trabajo de 2005 titulado “La Tasa de Cambio Real en Colombia. ¿Muy Lejos del Equilibrio?”, de la autoría de Echavarría et al., se plantean los determinantes de la TCR en Colombia bajo la concepción de tasa de equilibrio de largo plazo para el periodo post apertura, incluso hasta 2005 (datos anuales desde 1962). Según los autores “el crecimiento de la tasa de cambio real en el muy largo plazo invalida la hipótesis de existencia de *poder de paridad adquisitiva*, un fenómeno común a la mayoría de países en desarrollo”. Agregan que lo anterior se puede deber a los bajos niveles de cambio técnico presentes en el sector de bienes transables, a la demanda relativa de servicios no transables y a la tendencia de la deuda externa de largo plazo. La importancia de hallar una tasa de cambio de equilibrio se encuentra en la necesidad de estabilización inherente a una política macroeconómica consistente. Los autores encuentran que los determinantes de la TCR para Colombia son: el stock de activos netos, los cambios en la productividad (relación BS), los términos de intercambio, los déficit fiscales y la tasa de cambio nominal. Metodológicamente, los autores utilizaron un análisis de cointegración con un

modelo de corrección de errores basado en los trabajos de Johansen (1988) y de Johansen y Juselius (1990).

Ya en 2007, Echavarría et al. buscan determinar la TCR de equilibrio para Colombia y su nivel de desalineamiento para el periodo 1962 – 2005, utilizando un enfoque de tendencias comunes asociadas a un modelo de corrección de errores vectorial estructural (SVEC). Los autores encuentran que la TCR observada ha estado relativamente cercana a la de equilibrio (estimada) a lo largo del periodo de estudio, con momentos de sobrevaluación importantes y prolongados. Lo anterior parece estar explicado por los efectos permanentes de largo plazo que han tenido variables como la posición de activos externos netos, los desequilibrios en la cuenta corriente de la balanza de pagos y los shocks de comercio exterior (volumen y precios). No obstante, se reconoce la dificultad de determinar los efectos de largo plazo en los modelos econométricos existentes y con la información estadística disponible.

Finalmente, el documento más reciente identificado hasta el momento respecto a los tipos de cambio y sus diferentes alternativas de medición es el presentado por Alonso et al. (2008), como parte del trabajo desarrollado por el Observatorio de Tasa de Cambio Real del Banco de la República. Los autores parten de la definición tradicional de la TCR como medida de competitividad de una economía para después explorar otras formas alternativas de medición, teniendo en cuenta sus fundamentos teóricos y su metodología de cálculo

(Inclusión de efectos BS, utilización de costos unitarios de producción como deflactor, descomposición del IPP, entre otros). Los resultados alcanzados en este ejercicio no fueron muy diferentes de los sugeridos al usar el indicador tradicional, en cuanto a tendencia de desalineación de la TCR, pero si difieren en cuanto a la magnitud de los efectos; también se pudo constatar que el efecto BS se constituye en una importante fuente de desalineamiento de la tasa de cambio frente a su valor de equilibrio.

Como se puede deducir de la revisión bibliográfica para Colombia, el enfoque de los trabajos actuales supone que la PPA se cumple parcialmente y, por tanto, es necesario determinar cuáles son los fundamentales que llevan a esta situación; sin embargo, se debe hacer una observación relevante: en todos los casos la periodicidad de las series utilizadas no es la suficiente para obtener conclusiones inapelables, por lo que es esencial seguir explorando alternativas de medición que permitan realizar aproximaciones más rigurosas, a la luz de las nuevas herramientas estadísticas y econométricas de las que se disponen actualmente (Froot y Rogoff (1994), Taylor (2000), Chortereas y Kapetanios (2009), Bergin et al. (2009), entre otros).

CAPÍTULO 2

MARCO TEÓRICO

2.1. LAS BASES TEÓRICAS DE LA PPA

El concepto moderno de la PPA se puede asociar con los trabajos realizados por el economista sueco Gustav Cassel en los albores de la Primera Guerra Mundial y el subsiguiente período de entreguerras. Ya en 1916, Cassel bautizó la relación entre tasas de cambio y niveles de precios, con el nombre con el que actualmente la conocemos (Purchasing Power Parity o PPP por sus siglas en inglés); no obstante, el autor reconoció desde un primer momento, la posibilidad de que existan desviaciones en el comportamiento de las tasas de cambio y los precios¹⁶ por motivos que serán expuestos más adelante en este capítulo.

Este concepto deriva directamente de la conocida Ley de un Sólo Precio, la cual plantea que si dos economías tienen nexos comerciales entre sí, y se supone que no existen barreras artificiales al comercio (aranceles, licencias, cuotas, etc.), y que además, los costos de transporte son irrelevantes (sin barreras naturales¹⁷), se puede pensar en que los productos idénticos que se comercien entre ellas tendrán el mismo precio en términos de una moneda común.

Formalmente, la Ley implica que:

$$P_i = EP_i^* \quad (1)$$

¹⁶ Dornbusch (1988, p. 1077).

¹⁷ Siguiendo a Dornbusch (1993, pp. 102-104), las barreras naturales hacen referencia a costos de transporte excesivamente altos y/o al tiempo que lleva transportarlos que impide que algunos bienes específicos conserven sus características al llegar a su destino. En ambos casos se estará en la frontera de la transabilidad y la no transabilidad.

Donde, P_i es el precio del bien expresado en moneda local y vendido en el país; P_i^* es el precio del mismo bien expresado en moneda extranjera y vendido en el país extranjero; y E es la tasa de cambio nominal de la moneda local en términos de la moneda extranjera (tcn).

Si se despeja E de la ecuación (1), se obtiene la tasa de cambio como una igualdad del precio relativo del bien i :

$$E = \frac{P_i}{P_i^*} (1')$$

La ecuación (1') implica que la tcn depende exclusivamente de la relación de precios del bien referenciado y, por lo tanto, cualquier perturbación que altere el nivel de precios interno en alguno de los países emparentados, debe ser compensada en el mediano o largo plazo, con cambios en los niveles de comercio entre estos (o en lo que se conoce como los términos de intercambio)¹⁸.

El arbitraje es el proceso que asegura que la Ley de un Sólo Precio se cumpla, dado que ninguno de los países participantes en el comercio internacional puede obtener “ganancias extraordinarias”, siempre que los bienes sean homogéneos. En términos más formales, los excedentes del mercado

¹⁸ Es bien sabido que tanto la Ley de un solo Precio como la teoría de la PPA son consideradas como relaciones de largo plazo, sin embargo, no existe consenso en la literatura económica respecto a qué se considera corto plazo o largo plazo. Para el problema específico de la PPA, Froot y Rogoff (1994) consideran que 18 años (con datos mensuales) no son suficientes para validar la hipótesis usando metodologías econométricas convencionales, por lo que el largo plazo se podría definir como un período suficientemente largo para que se completen todos los ajustes en las variables relacionadas -ver sección 2.4.- .

solamente están influenciados por los cambios en las cantidades transadas y no por cambios en los precios relativos del bien en consideración.

La teoría o la doctrina de la PPA es una generalización de la Ley de un Sólo Precio; dadas las condiciones de comercio planteadas anteriormente, una cesta o canasta ponderada de bienes tiene el mismo precio entre dos países si se valora en términos de una misma moneda, implicando que:

$$P = EP^* \quad (2) ; \text{ ó alternativamente, } E = \frac{P}{P^*} \quad (2')$$

Con P y P^* representando las cestas de bienes idénticas valoradas en la moneda local de cada país respectivamente¹⁹. Nuevamente, los índices de precios escogidos deben ser iguales cuando se expresan en una moneda común o, en otras palabras, a las tasas de cambio vigentes el poder adquisitivo interno y externo de cada moneda es siempre el mismo. Es por esto que la teoría de la PPA también se le conoce como la “Teoría de la inflación de las tasas de cambio”²⁰.

Es posible darse cuenta que si la Ley de un Sólo Precio se cumple para todos los n bienes (teniendo en cuenta su ponderación), también debe cumplirse la

¹⁹ Con $P = f(p_1, \dots, p_i, \dots, p_n)$ y $P^* = f^*(p_1^*, \dots, p_i^*, \dots, p_n^*)$, $n \geq 1$, funciones homogéneas de grado 1.

²⁰ Op. cit. p. 1075.

PPA dado que las cestas de referencia son las mismas. En este caso, se dice que el concepto es absoluto en cuanto a sus implicaciones²¹.

Una importante implicación derivada del arbitraje y de la homogeneidad de las cestas de bienes, es que la ecuación (2') se puede reescribir como una relación unitaria:

$1 = \frac{P}{EP^*}$ (2'') , dado que $\frac{P}{P^*} = C$; con C representando una constante. Este resultado tiene importantes consecuencias cuando se habla de la Tasa de Cambio Real (TCR), como se observa en el siguiente apartado.

Retomando la ecuación (2'), a cuya interpretación se le suele llamar la versión “fuerte” o “absoluta” de la PPA, se puede realizar una significativa diferenciación conocida como la versión “débil” o “relativa” de ésta, y cuya expresión matemática se puede plantear como sigue:

$$\frac{\Delta E}{E_{t-1}} = \frac{\Delta P}{P_{t-1}} - \frac{\Delta P^*}{P_{t-1}^*} \quad (3)$$

Esta ecuación representa variaciones porcentuales (Δ) de la tcn, de los precios domésticos (tasa de inflación interna, π) y de los precios externos (tasa de inflación externa, π^*) respectivamente, por lo que, finalmente, se llega a la siguiente expresión para expresar relaciones de cambio:

$$\frac{\Delta E}{E_{t-1}} = \pi_t - \pi_t^* \quad (3')$$

²¹ Krugman y Obstfeld (2003 p. 391) reconocen, al igual que muchos otros teóricos, que aún cuando la Ley de un Sólo Precio “no se cumple literalmente, las fuerzas económicas que operan detrás de ella, ayudarán con el tiempo a igualar el poder adquisitivo de una moneda con el de las demás divisas”.

Definida para un intervalo de tiempo cualesquiera, la versión relativa de la PPA implica que las variaciones en las tasas de cambio nominales se deben a los desajustes en los niveles de precios de los países. Dichos niveles de precios no necesariamente se recogen a través de cestas idénticas comparables entre países, sino más bien, cada país escoge sus bienes representativos según las preferencias y el ingreso de sus consumidores.

La diferenciación entre la PPA absoluta y la PPA relativa es importante para efectos prácticos, dado que el concepto original (absoluto) implica restricciones para su contrastación al exigir la construcción de índices que utilicen cestas idénticas, en cuanto a bienes y ponderaciones, para un período de tiempo relativamente largo²². Pero aún si se obtuviera la información para construir dichos índices, siempre existirá el problema que representa la existencia de los bienes no transables, no tanto por ellos mismos como tales, sino más bien por su uso como parte del proceso productivo de los bienes transables²³.

2.1.2. LA TASA DE CAMBIO REAL Y LA TEORÍA DE LARGO PLAZO

En la práctica, la evidencia empírica demuestra que la tcn presenta grandes fluctuaciones en períodos relativamente cortos, por lo cual, se hace necesario

²² Teniendo en cuenta que, como ya se mencionó, la PPA es una teoría de largo plazo, cualquier intento por demostrarla requiere de la disposición de series estadísticas relativamente extensas (ver Froot y Rogoff, 1994).

²³ Por supuesto, este último no es un problema exclusivo de la PPA absoluta, lo es también de su versión relativa (ver apartado 2.3).

definir una relación que recoja los movimientos tanto de dicha tasa nominal como de los precios de las economías comparadas, sabiendo de antemano que existe una relación real entre estas variables (ver gráfico 1). En ese orden de ideas, se introduce el concepto de Tasa de Cambio Real (TCR) como sigue:

$$TCR = \frac{EP^*}{P} \quad (4)$$

Esta definición permite comparar el poder adquisitivo de cestas de bienes más que de monedas por lo que es de amplia utilización en los estudios de paridad como indicador de competitividad de las economías²⁴. Dado que los desajustes de E , P y P^* , no tienen por qué ser simétricos, el proceso de retorno al equilibrio de la TCR dependerá de los tiempos de ajuste de cada una de las variables implicadas (cambios nominales). Teóricamente esto significa que, cuando P y/o P^* cambian, la tcn fluctúa de tal forma que la TCR permanece constante ó, al menos no cambia permanentemente, como se desprende del resultado de la ecuación (2'').

Por supuesto, una variación en la TCR representa una desviación en la PPA relativa (transformando la ecuación (4) en términos de variaciones porcentuales). Dicha desviación puede darse siempre que el tiempo de ajuste de las variables difiera de manera sustancial²⁵ (ver gráficos 2 y 3). La pregunta

²⁴ Para Colombia se identifican trabajos como los de Huertas y Oliveros (2003), Echavarría et. al. (2005), Huertas (2005) y Alonso et. al. (2008), ya referenciados en la sección 1.2.

²⁵ De hecho, la evolución de los precios y de la tasa de cambio nominal a lo largo del tiempo no sigue sendas preestablecidas por lo que es bastante probable que las desviaciones de la PPA sean permanentes y no transitorias por efecto de factores no monetarios presentes en todas las economías (como por ejemplo,

central que surge de esta implicación es: ¿de qué depende que estas desviaciones sean más o menos prolongadas temporalmente hablando?

Para contestarla es necesario tener en cuenta cuáles fenómenos no monetarios pueden afectar a los precios y a las tasas de cambio a través del tiempo. En los apartados 2.2. y 2.3. se dan luces sobre lo que muestra la evidencia internacional y las explicaciones más aceptadas por los investigadores, para justificar la presencia de desviaciones en la PPA, respectivamente.

2.2. LA EVIDENCIA INTERNACIONAL

A nivel empírico es posible identificar algunas tendencias que pueden considerarse como “hechos estilizados” para el estudio de la Ley de un Sólo Precio y, principalmente, para su generalización, la teoría de la PPA:

- La Ley de un Sólo Precio no se cumple a cabalidad incluso cuando se contrasta utilizando bienes primarios y manufacturados altamente homogéneos y transables (Isard (1977); Froot y Rogoff (1994); Froot, Kim y Rogoff (2001)).
- La PPA absoluta ofrece pobres resultados en la mayoría de estudios empíricos realizados. Pocos autores se han dedicado a construir índices con ponderaciones similares para productos homogéneos entre países;

cambios en la productividad de los factores, en la tenencia de activos del exterior, en los términos de intercambio, etc).

cuando se ha hecho, no se ha encontrado evidencia concreta sobre la correlación entre los precios nacionales y los precios externos expresados en una moneda común²⁶. Sin embargo, cada día se perfeccionan nuevas técnicas que buscan diferenciar los efectos monetarios de los efectos reales para capturar mejor esta relación; dentro de éstas se incluyen las metodologías de contrastación de raíces unitarias y cointegración en panel de datos (Pedroni (2004)).

- La PPA relativa ha cosechado resultados mixtos en cuanto al cumplimiento de la correlación entre precios relativos y tasas de cambio nominales (Frenkel (1981); Rogoff (1996); Taylor (2000a); Jenkins y Snaith (2005)). Sin embargo, existe una diferenciación importante entre períodos de tiempo tomados para contrastación: la relación funciona bastante bien para el período de la postguerra, desde la adopción del sistema Bretton Woods a finales de los años 40. Como es bien sabido, este período se caracterizó por la implementación de tasas de cambio fijas, incluso hasta la crisis del petróleo a principios de los 70. La relación comienza a tener problemas para explicar las correlaciones después de la crisis del petróleo, cuando la mayoría de economías desarrolladas dejaron flotar su moneda en mayor o menor grado.
- Un hecho de gran relevancia para el caso de muchas economías latinoamericanas es que, cuando los países en los cuales se quiere

²⁶ Para una rigurosa revisión de la literatura existente se puede consultar Krugman (1978), Dornbusch (1988) y Rogoff (1996).

verificar el cumplimiento de la PPA han sufrido episodios de hiperinflación, es posible obtener resultados más cercanos a los que predice la teoría, especialmente por la asociación directa que existe en esas situaciones entre inflación y cantidad de dinero (Rogoff (1996; Taylor (2000b)).

- Cuando se utilizan las tasas de cambio reales para contrastar la PPA, se observa que en el largo plazo existe una tendencia hacia su cumplimiento, no obstante, también se advierte que la velocidad de convergencia es lenta a lo largo del tiempo (Rogoff (1996), Obstfeld y Rogoff (2000), Chortareas y Kapetanios (2008)).
- Por último, se sabe que en períodos relativamente cortos se observan desviaciones persistentes de la PPA relacionadas con los movimientos tanto en los precios como en las tasas de cambio nominales. No existe acuerdo en cuanto al tiempo de persistencia de dichas desviaciones ni en cuál es su duración media (Frankel (2006, p. 10)).

2.3. EXPLICACIÓN A LOS FALLOS EN LA TEORÍA DE LA PPA

Existen diferentes interpretaciones que pretenden justificar las dificultades en el cumplimiento de la PPA, algunas son de aceptación más generalizada que otras; en este apartado se resumen con rigurosidad, haciendo la salvedad de

que a lo largo del presente capítulo algunas de ellas se han tratando como parte inherente del desarrollo teórico:

- Una primera explicación lógica cuestiona directamente los cimientos de la teoría, al indicar que los supuestos detrás de la Ley de un Sólo Precio son poco realistas (ver apartado 2.1), por lo que cualquier ejercicio empírico que pretenda contrastar sus resultados puede presentar sesgos infranqueables. La presencia de barreras al comercio, de costos de transporte y de mercados segmentados, entre las principales, se constituyen en un reconocimiento de la existencia de mercados imperfectos (Krugman y Obstfeld (2003, pp. 404-407)). Aún más, según Obstfeld y Rogoff (2000, p. 3) “la segmentación de los mercados internacionales de bienes parece ser más común de lo que suponen las teorías del comercio internacional”, hecho al que estos autores le dan preponderancia como generador de disparidades en precios, incluso entre economías que se creían altamente integradas.
- En relación con el punto anterior, la existencia de mercados de competencia monopolística en los cuales la diferenciación de productos es fundamental, pueden llevar a que las empresas tengan políticas de precios diferenciadas para diferentes mercados por lo que el arbitraje puede verse restringido (Dornbusch (1988, p. 1079)).
- Así mismo, las disparidades en los precios nacionales y extranjeros suelen asociarse también con la presencia de factores no despreciables

como lo son, los bienes diferenciados, los precios de los insumos no transables dedicados a la producción de transables (salarios, alquileres y arriendos, servicios, etc.) y la existencia de bienes sustitutos perfectos; estos factores afectan principalmente el cumplimiento de la PPA absoluta (Ibíd.).

- Desde el punto de vista de la cimentación de los modelos econométricos para verificar la hipótesis, se debe tener en cuenta que la diferenciación en las metodologías de construcción de los índices de precios entre países, tanto en el tipo de bienes y servicios que componen la canasta como en el peso relativo que tiene cada bien y servicio dentro de estos (gustos diferentes), invalidan los resultados de la versión fuerte de la PPA (Rogoff 1996, pp. 650 – 652).
- También en referencia con la construcción de los índices de precios nacionales, las cestas que los componen incluyen bienes y servicios no transables, cuyo precio viene dado por la interacción de la oferta y la demanda interna de cada país, por lo que el arbitraje no aplica para ellos (Dornbusch (1988, p. 1076); Parsley y Wei (2003, p. 2)).
- Se pueden identificar algunas fuentes de desviaciones estructurales de la PPA, entre ellas se encuentran: las modificaciones en las estructuras de mercado (incluyendo los de trabajo), en la demanda, en las políticas y los patrones de comercio a lo largo del tiempo, y los cambios tecnológicos. Bajo este tipo de shocks incluso la PPA relativa puede no cumplirse, o

sus resultados tendrán un alcance parcial (Dornbusch (1988), Froot y Rogoff (1994), Rogoff (1996), Obstfeld y Rogoff (2000), Sarno y Taylor (2002)).

- Entre las explicaciones más aceptadas y exploradas de las desviaciones estructurales de la PPA, está la que se sustenta en la observación que en los países relativamente más pobres los precios son más reducidos que en los países relativamente más ricos, de forma que existen razones adicionales a las monetarias para que se produzcan desajustes en los precios tanto de los bienes transables como de los bienes no transables. Las dos interpretaciones más aceptadas plantean básicamente lo siguiente: la teoría Balassa – Samuelson²⁷, formalizada en 1964, considera que la existencia de diferenciales en la productividad del trabajo para la producción de los bienes transables en los países, genera diferencias de salarios que también se manifiestan en el sector de los bienes no transables, por lo que estos últimos son más costosos en los países con mayores ingresos. De otra parte, la teoría Bhagwati – Kravis – Lipsey, de 1984, considera que las diferencias en la dotación factorial entre países ricos y pobres es la causa principal de la existencia de las discrepancias; dado que los países pobres son intensivos en mano de obra su producción de bienes no transables (considerados mayoritariamente como intensivos en trabajo) es más barata que la de

²⁷ Dornbusch (1988, p. 1078) la llama la Teoría Ricardo – Harrod – Balassa.

los países ricos, por lo que sus precios también serán más reducidos Dornbusch (1988, p. 1079).

- Una explicación habitual al problema del cumplimiento de la PPA en momentos en los cuales las tasas de cambio han sido fijas y su desviación cuando las tasas son flexibles, se basa en la velocidad del ajuste de las variables. Dado que se considera que la tcn se acomoda más rápidamente que los precios, bajo tasas de cambio flexibles el ajuste de la tasa de cambio nominal es instantáneo mientras que los precios suelen ajustarse más lentamente. Se entiende que la tcn es más volátil porque los mecanismos de ajuste del mercado de divisas funcionan automáticamente, mientras que los precios de la economía fluctúan de acuerdo a las especificidades de cada mercado²⁸.
- Finalmente, la incidencia que tienen los movimientos en los mercados de activos en la tasa de cambio nominal puede llevar a cambios sistemáticos en la tasa de cambio real, afectando los flujos reales de comercio de forma permanente, dicho efecto adquiere cada vez mayor relevancia dado que los mercados financieros mundiales están más integrados.

²⁸ Dornbusch (1988, pp. 1082-1083) reconoce que “los países con alta inflación no pueden darse el lujo de tener tasas de cambio fijas ya que la pérdida de competitividad externa podría pronto liderar un gran déficit externo y gran desempleo”, por lo que la solución puede ser el uso de un “régimen de crawling peg”; y, más adelante agrega que “las disparidades de la PPA son relevantes para la selección de tasa de cambio...”.

Para encontrar evidencia a favor o en contra de la PPA los investigadores han utilizado las herramientas estadísticas y econométricas que han estado a su alcance en cada momento del tiempo, en el último apartado de este capítulo se resumirán los diferentes estadios del desarrollo de los métodos empíricos para contrastar dicha teoría.

2.4. MODELOS EMPÍRICOS PARA LA PPA

Se pueden distinguir cuatro etapas probatorias para validar la PPA empíricamente:

1. Las pruebas más antiguas en las cuales se buscaba comprobar simplemente que la PPA se cumple.
2. Métodos de etapas intermedias que utilizan análisis de series de tiempo en las cuales la hipótesis nula es que la PPA tiene validez para períodos de tiempo suficientemente largos.
3. Los análisis de tercera generación que incluyen pruebas de cointegración que buscan demostrar la existencia de perturbaciones que afectan permanentemente la PPA (relaciones de largo plazo).
4. Por último, el uso de las metodologías de cointegración en análisis de panel de datos con fines de maximización del poder de predicción de los test econométricos más recientes.

De estas etapas las dos primeras han sido suficientemente estudiadas en numerosos trabajos por lo que aquí se describen de manera muy sucinta²⁹.

La primera forma que se utilizó para la validación empírica de la PPA hace referencia a la interpretación de su versión fuerte con las dificultades arriba planteadas para su verificación³⁰; por lo tanto, el siguiente ejercicio consistió en contrastar la versión débil de la PPA (ver ecuación 3 del apartado 2.1.), cuyo planteamiento econométrico se puede escribir como sigue:

$$\Delta p_t = \Delta p_t^* + \Delta E_t \quad (5)$$

Las variables p_t , p_t^* y E_t (expresadas en logaritmos) vienen representadas a través del IPC , IPC^* y la tcn respectivamente. El subíndice t representa la dimensión temporal de las variables mencionadas.

Los resultados de estos análisis iniciales estaban condicionados por la ausencia de herramientas estadísticas y econométricas que permitieran distinguir entre efectos de corto plazo y efectos de largo plazo y, por lo tanto, no era posible tener en cuenta la existencia de shocks no monetarios que posiblemente afectaran la senda de equilibrio de la PPA al menos en el corto y mediano plazo³¹.

²⁹ De hecho, la descripción que se hace en este trabajo se basa en Froot y Rogoff (1994).

³⁰ Pocos autores se han aventurado a construir índices usando cestas de bienes y servicios idénticas, el trabajo más conocido e influyente fue realizado por Summers y Heston en 1991.

³¹ Un defecto fundamental de estas primeras estimaciones era que no podían explicar la no estacionariedad de las variables a través de la realización de regresiones por el método de mínimos cuadrados ordinarios, en otras palabras, si los residuos no son estacionarios la relación entre variables endógenas y exógenas se invalida.

En etapas intermedias de desarrollo de los instrumentos econométricos surge una segunda generación de pruebas para la validación de la PPA. En este caso se buscaba contrastar la hipótesis que la tasa de cambio real sigue un paseo aleatorio o en su defecto, la PPA prevalece en el largo plazo. Se asumía que la relación entre precios internos y externos se cumple en términos de una misma moneda, con el fin de comprobar la ecuación:

$$q_t \equiv E_t - p_t + p_t^* \quad (6)$$

Donde q_t , que es la tasa de cambio real (en logaritmos), es estacionaria.

El principal problema de estos modelos residió en que tenían un bajo poder estadístico que hacía imposible afirmar si el rechazar o no las hipótesis era adecuado; teóricamente, la volatilidad de las tasas de cambio no permite afirmar que exista un paseo aleatorio, especialmente si se consideran períodos en los cuales las tasas de cambio han sido flexibles (Froot y Rogoff (1994), pp. 6-7). Adicionalmente, se consideraba que las series utilizadas no eran lo suficientemente extensas por lo que los investigadores se dedicaron a la búsqueda de series estadísticas más “adecuadas” para implementar pruebas de raíz unitaria más potentes.

El perfeccionamiento de las pruebas de estacionariedad a través de los aportes de Dickey y Fuller (1979) jugó un papel importante en la evolución de los modelos de segunda generación. En general, los desarrollos estadísticos de Dickey y Fuller incluyen el uso de ecuaciones en las que se pueden incorporar

constantes de proporcionalidad y variables de tendencia, de tal manera que la tasa de cambio real sigue un comportamiento tal como el que se describe a continuación:

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 q_{t-1} + \phi(L)q_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

Con L representando al operador de rezagos y $\phi(L)$ al polinomio de orden L , con coeficientes $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_d$, y μ_t es una perturbación aleatoria ruido blanco. Bajo la hipótesis nula de que q_t sigue un paseo aleatorio (o que tiene una raíz unitaria), $\alpha_2 = 1$. Bajo la hipótesis alternativa de que la PPA se cumplen en el largo plazo, $\alpha_1 = 0$ y $\alpha_2 < 1$.

De la aplicación de la segunda generación de pruebas se puede concluir que existen dificultades para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria cuando se comparan países industrializados, con datos mensuales y tasas de cambio flotantes (Meese y Rogoff (1985), p. 19). Para países que tienen tasas de cambio fijas (o con intervención) los resultados no son concluyentes (Froot y Rogoff (1994), p. 8).

Adicionalmente, existe discrepancia entre los investigadores sobre cuál es el “período óptimo” para que sea posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Según Froot y Rogoff (1994, pp. 12-17), un período de 18 años es insuficiente para rechazar dicha hipótesis (con datos mensuales). Agregan los mismos autores que los cálculos realizados mediante la estimación del error

estándar de un modelo Auto Regresivo de orden uno, AR(1), indican que un período razonable de tiempo puede estar por el orden de los 72 años aproximadamente (para series mensuales). En ese orden de ideas, es lógico entonces que el siguiente paso en las investigaciones haya sido el obtener series de tiempo más extensas y/o combinar los análisis de corte transversal con los de corte temporal con el fin de incrementar el poder estadístico y de predicción.

La tercera generación de modelos y pruebas econométricas para la PPA incluye los métodos de cointegración para determinar relaciones de equilibrio de largo plazo entre variables, para las cuales los mecanismos de ajuste no están especificados, obviando el problema de endogeneidad de las variables (Ibíd.; Sarno y Taylor (2002), p. 77). El modelo básico toma la forma:

$$E_t = \gamma p_t + \gamma^* p_t^* + \mu_t \quad (8)$$

Donde γ y γ^* son coeficientes de proporcionalidad, y E_t y μ_t deben ser estacionarias si $\gamma = \gamma^* = 1$. Sin embargo, nada garantiza que los coeficientes de proporcionalidad sean iguales a uno y puede ser más probable que estos no tomen dicho valor, por ejemplo, si existe tendencia en los precios relativos de transables y no transables, si los precios de las canastas de bienes T se modifican permanentemente respecto a los precios de los NT (por cambios en la productividad por ejemplo) se producirá un cambio permanente en los precios relativos, lo mismo puede ocurrir si los precios que se modifican es el de los

bienes NT (por ejemplo por cambios en los gustos o en el ingreso permanente) (Froot y Rogoff (1994), p. 19).

Las primeras aplicaciones de los métodos de cointegración para demostrar la PPA seguían tres pasos básicos, similares a los que se realizan en los análisis actuales: primero, se realizan pruebas ADF³² a las variables (tcn, precios internos y externos o, en su defecto, precios relativos; en el primer caso se trata de un modelo trivariado, mientras que el segundo es un modelo bivariado). Asumiendo que alguna de las variables no sea estacionaria, el segundo paso consiste en estimar la ecuación de cointegración (8) usando el método de MCO, si se sigue la metodología de Engle y Granger (1987); o utilizando una especificación de Máxima Verosimilitud en el caso de que se utilice la metodología de Johansen (1988). Por último, el tercer paso implica la realización de la prueba ADF a los residuos de dicha ecuación para determinar si éstos son estacionarios, en cuyo caso se dice que las series están cointegradas (Ibíd., p. 20)³³.

Si bien los resultados de esos modelos superan a los alcanzados por los más antiguos, nuevamente surge el problema de tener en cuenta si las tasas de cambio son fijas o flexibles (la hipótesis nula de no cointegración se suele

³² Dickey – Fuller aumentada, para determinar si las series son estacionarias o no; en caso de que no lo sean, debe establecerse el orden de integración de las mismas.

³³ Si las desviaciones de la PPA son temporales, tal como supone la teoría, entonces el término de error μ_t debe ser estacionario; lo anterior garantiza que a lo largo del tiempo se consiga la reversión a la media de las variables que hacen parte de la ecuación (8).

rechazar más cuando existen tasas de cambio fijas que flexibles). Un hallazgo adicional encuentra que para el caso de series post Bretton Woods la hipótesis nula se rechaza más frecuentemente en sistemas trivariados que en sistemas bivariados. Finalmente, se observa que las estimaciones de γ y γ^* pueden diferir ampliamente de un estudio a otro cuando se tienen períodos de tiempo relativamente recientes, haciendo que las interpretaciones económicas de los fenómenos sean más complejas (Ibíd., p. 21; Sarno y Taylor (2002), p. 78).

La última etapa de test para validar la PPA en realidad es una ampliación de la anterior; las investigaciones más recientes en la materia se sustentan en la aplicación de pruebas de cointegración para las variables agrupadas en forma de panel. Al igual que en la etapa anterior, se busca determinar la existencia de relaciones estables de largo plazo para los precios y los tipos de cambio nominales, o en su defecto, para las tasas de cambio reales. Una especificación típica para contrastar la PPA, en su versión fuerte, viene dada por la expresión:

$$E_{it} = \alpha_i + \beta_i p_{it} + \mu_{it} \quad (9)$$

Donde ahora, además de la dimensión temporal (t), se tiene también la dimensión trasversal (i) que hace referencia al número de “unidades sociales” incluidas en el panel, en este caso los países seleccionados (Pérez (2008), pp. 273-275). La variable p_{it} hace referencia al logaritmo del diferencial de precios entre el i -ésimo país y el país de referencia en el periodo t . Autores como Taylor (2000b), Azali et al. (2001), Pedroni (2001), Imbs et al. (2002), Jenkins y

Snaith (2005), Chortareas y Kapetanios (2009), AL Omar y Ghali (2009), han utilizado las nuevas herramientas de contrastación desarrolladas en las últimas dos décadas para conseguir mayor poder de predicción³⁴, con resultados favorables aunque no unánimes en cuanto a la cointegración de las variables.

Como ya se mencionó, un nutrido grupo de investigadores considera que el problema de las desviaciones de la PPA son estructurales por lo que, más que probar la relación en sí, debería de testearse el tiempo que lleva la reversión a la media de dichas desviaciones. Algunos modelos para la TCR incluyen correcciones que presuponen desviaciones permanentes debido a movimientos de sus “fundamentales” (Froot y Rogoff (1994), Sarno y Taylor (2002), Taylor y Taylor (2004), Echavarría et al. (2005)). En estos modelos la dinámica del ajuste se constituye en una herramienta fundamental para entender los efectos que tienen los cambios de dichos “fundamentales” en los desequilibrios de la TCR.

Finalmente, aunque no menos importante, se debe considerar la observación realizada por varios autores que consideran que gran parte de la culpa de las fallas en la validación de la PPA deben buscarse en la implementación de modelos lineales estáticos, poco adecuados para explicar relaciones de muy

³⁴ Cabe mencionar aquí como parte de ese nuevo arsenal de tests, las pruebas de raíz unitaria en panel de datos desarrolladas desde 1992 por Levin y Lin, y posteriormente por Im, Pesaran, Shin (1995, 2003), Maddala y Wu (1996, 1999); y Levin, Lin y Chu (2002). También deben mencionarse los desarrollos metodológicos de cointegración en panel realizados por Pedroni (1995, 2004).

largo plazo, con desviaciones de diferente magnitud y persistencia a través del tiempo, con lo que acogen la sugerencia anterior desde una óptica diferente³⁵.

En conclusión, a pesar de los avances alcanzados en cuanto a metodologías estadísticas y disponibilidad de series de tiempo, no se puede afirmar plenamente que la teoría de la PPA sea un hecho empírico incontrastable, sino más bien, se deben seguir explorando posibilidades para alcanzar conclusiones más acertadas y aportar al debate académico.

³⁵ Por ejemplo, Kilian y Taylor (2001) desarrollan un modelo no lineal (ESTAR) y comparan los resultados con los del típico modelo I(1) encontrando una mejor capacidad de predicción para la especificación no lineal, incluso cuando la muestra es pequeña; de ese mismo corte, para Colombia se puede identificar el trabajo de Huertas (2005), ya referenciado en la Sección 1.2. de esta investigación.

CAPITULO 3

METODOLOGÍA Y RESULTADOS

3.1. LAS VARIABLES

Para la realización de este trabajo se tomaron las estadísticas de tasa de cambio real (TCR), tasa de cambio nominal (tcn) y de precios (P) para un grupo de países latinoamericanos, de acuerdo con su disponibilidad temporal y las posibilidades de comparación entre ellas.

Los datos de TCR provienen del ITCR bilateral según IPP (1970:1 – 2011:4), base 1994, calculado mensualmente por el Banco de la República para un grupo de economías socias comerciales de Colombia³⁶ (ver gráfico 3). Estas series presentan una gran ventaja respecto a los índices multilaterales tradicionales que también calcula el Banco y el FMI (ver gráfico 2), ya que permiten observar la dinámica de la evolución de la competitividad en términos de cestas de bienes teniendo en cuenta las especificidades de cada economía, más aún tratándose en este caso de países de similares características por cercanía geográfica, idiosincrasia y, tal vez, gustos. Lo anterior llevaría a que, hipotéticamente, se pudiera establecer la relación de largo plazo para todas las TCR directamente a través de un análisis de estacionariedad en panel, determinando el orden de integración de los residuos de la regresión grupal. Efectivamente, este ejercicio se realizó para validar la hipótesis fuerte de la PPA como parte de los resultados, no obstante, se optó también por seguir el camino

³⁶ Es bueno recordar que al deflactar con IPP se suelen presentar menores oscilaciones que al deflactar con IPC, dado que el primero compara principalmente canastas de bienes transables.

tradicionalista para contrastar la versión débil de la PPA a través de la descomposición de sus componentes.

Por su parte, la tcn para Colombia también proviene del Banco de la República, mientras que los datos de P hacen referencia al IPC publicado por el DANE para Colombia³⁷.

Para Latino América, además de Colombia, inicialmente se tuvieron en cuenta los siguientes países: Argentina, Brasil, Chile, Ecuador, México, Perú y Venezuela, pero solamente se obtuvieron series con la misma periodicidad para Brasil, Ecuador, México y Perú, lo cual merece una explicación, al menos desde el punto de vista histórico: es bien conocida la historia de golpes de estado y dictaduras que azotó a muchos países latinoamericanos por varias décadas, si a eso se le suma la presencia frecuente de inflaciones desbordadas (o de hiperinflaciones directamente), se tiene un escenario de difícil reconstrucción estadística en términos de las variables esenciales para este trabajo³⁸.

3.2. NOTA METODOLÓGICA

Como ya se describió ampliamente en el marco teórico, las metodologías econométricas de contrastación buscan mejorar su capacidad de obtener

³⁷ Para todos los países se buscaron series mensuales históricas de IPP y/o IPM sin resultados satisfactorios, con excepción de Argentina, Brasil (variaciones %) y Colombia.

³⁸ Dornbusch y Edwards acuñaron a finales de los 80 el término de “populismo macroeconómico” en referencia a las políticas que degeneraron en altas inflaciones y en crisis de balanza de pagos generalizadas. Para obtener información detallada de la fuente y periodicidad de las estadísticas para Latino América, así como de fuentes alternativas, remitirse al Anexo 2.

resultados con un mayor poder de predicción. En ese sentido, los investigadores económicos han incorporado cada vez más las técnicas de cointegración en datos de panel como herramienta fundamental de sus análisis de largo plazo.

Existen diversas especificaciones aplicables a los modelos de panel, pertinentes según las circunstancias inherentes a cada problema de investigación económica; todas ellas tienen en cuenta para su formulación que el término de error típicamente tiene tres componentes:

$$\mu_{it} = \gamma_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

El componente γ_i recoge los efectos aleatorios que afectan a cada unidad social pero que no cambian a través del tiempo; por su parte, el componente θ_t recoge efectos temporales invariables entre unidades sociales; por último, el componente ε_{it} representa la parte netamente aleatoria, transversal y temporalmente, de la estimación del panel. Se entiende entonces, que la estimación de los resultados puede estar sujeta a la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación, por lo que la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) no será la más eficiente en estos casos (Pérez (2008), pp. 276-280).

En ese orden de ideas, y partiendo de una especificación general de la forma:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad (11)$$

Con k representando el número de variables independientes, se pueden identificar varios tipos de modelos según la relación esperada entre las k y la variable dependiente del panel³⁹. Una primera especificación conocida como el Modelo de coeficientes constantes, supone que el β_k estimado es invariable en ambas dimensiones (transversal y temporal), con lo cual se posibilita el uso de la metodología MCO si el término de error es homocedástico ($Var[u_{it}] = \sigma^2$), y no se presenta autocorrelación en su estructura ($Cov[u_{it}, u_{js}] = 0 \forall i \neq j, y \forall t \neq s$). Como ya se mencionó, este es un caso poco realista en la práctica, por lo que la ecuación (11) puede transformarse para incluir heterocedasticidad en i , correlación transversal y/o serial. En esta situación, se suele utilizar la metodología de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) para controlar la heterocedasticidad observada, o en su defecto, la metodología de Máxima Verosimilitud para determinar la naturaleza del proceso autorregresivo.

En ese sentido, el modelo conocido como de efectos fijos incorpora a su estructura una serie de variables dicótomas, para recoger los efectos de las variaciones temporales y/o transversales propias de las relaciones entre variables económicas (en términos de la ecuación 10, los efectos fijos se incorporan como un componente determinístico en γ_i y θ_t). La ecuación de estimación se puede escribir como (Op. cit., p. 283):

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{N-1} \gamma_i d_i + \sum_{t=1}^{T-1} \theta_t g_t + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

³⁹ Mayorga y Muñoz (2000) ofrecen información útil sobre los diversos modelos de panel de datos según su especificación y potencial aplicación.

Donde d_i y g_t representan las nuevas variables dicótomas, una para cada i y/o para cada t .

También es posible incorporar en la ecuación de panel a los componentes γ_i y θ_t , permitiendo que varíen estocásticamente, de tal manera que γ_i sea específico para cada i (between o entre grupos), y θ_t ahora sea representativo para cada t (within o intra grupos). Este tipo de modelos se conocen como de efectos aleatorios y requieren del uso de la metodología MCG.

Para seleccionar el modelo más adecuado para cada caso no existe una regla general, sin embargo, se recomienda el uso de una especificación de efectos fijos cuando “el número de unidades de análisis (o de instantes en el tiempo) no sea grande” (Op. cit., p. 284), tal como ocurre con la disponibilidad estadística de i en esta investigación.

Después de seleccionar el modelo para la contrastación de la PPA, se sugiere la realización de las pruebas de estacionariedad en panel (pruebas de raíz unitaria), para determinar la presencia de efectos temporales convergentes o divergentes en las series. La base analítica es muy similar a la que se utiliza para contrastar las series individuales, por lo que solamente se realizará una descripción breve de los desarrollos más recientes de Maddala y Wu (MW, 1999), Levin, Lin y Chu (LLC, 2002), y de Im, Pesaran y Shin (IPS, 2003) en

esta nota; estos trabajos han perfeccionado las pruebas que fueron propuestas desde 1992, con la publicación del trabajo original de Levin y Lin.

Primeramente, LLC presentan un modelo mejorado para contrastar por raíz unitaria en paneles asintóticos con muestras finitas, de tal manera que la forma más general de la ecuación de regresión ADF es:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \delta y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Con $-2 < \delta \leq 0$, para $i = 1, \dots, N$. ε_{it} se distribuye independientemente a través de i , y sigue un proceso estacionario ARMA para cada i . Bajo la hipótesis nula $\delta = 0$ y $\alpha_{1i} = 0 \forall i$, bajo $H_1: \delta < 0$ y $\alpha_{1i} \in \mathbb{R}$ (Levin et. al. (2002), pp. 4-8). Como los mismos autores reconocen, el test planteado tiene la limitación de asumir que todos los i “son idénticos con respecto a la presencia o ausencia de una raíz unitaria”, condición difícil de alcanzar empíricamente hablando (Op. cit., p. 18).

Precisamente el test IPS se desarrolló buscando solventar la limitación derivada del test LLC; la formulación general es similar a la de la ecuación (13), dado que también se basa en una enunciación de tipo ADF, no obstante, la hipótesis alternativa se relaja para permitir que el coeficiente δ difiera entre grupos, por lo que no todos los individuos deben ser estacionarios bajo la H_1 (Im et. al. (2003), p. 55).

Por último, se encuentra el test MW que se plantea como una alternativa al test de IPS dado que es un test no paramétrico y exacto (no asintótico), no requiere de un panel balanceado como si lo requiere el IPS, y además, se pueden utilizar diferentes extensiones de rezago en las pruebas ADF individuales (Maddala (1999), p.440).

3.3. RESULTADOS

Como primera medida se presentan los resultados para los ITCR bilaterales, calculados por el Banco de la República, para un grupo de países socios de Colombia (Argentina (ARG), Brasil (BRA), Chile (CHI), Ecuador (ECU), México (MEX), Panamá (PAN), Perú (PER) y Venezuela (VEN), Colombia=100 (COL); periodo post Bretton Woods, todas en logaritmos). Para ello se verifica que las series en niveles no son estacionarias, primero sin la inclusión de intercepto ni tendencia, y luego con ella, para todos los casos. En el Anexo 3 se puede observar que dichas series se transforman en estacionarias en primeras diferencias, condición determinante para hacer el análisis de cointegración grupal y también para realizar la regresión para el grupo de variables con referencia a COL.

Para reforzar los resultados también se aplicaron las pruebas de raíz unitaria en panel de LLC, IPS y MW, teniendo en cuenta que estas pruebas grupales tienen un mayor poder estadístico. Los resultados generales se muestran en el Cuadro

1, y corroboran los que se obtuvieron individualmente cuando se utilizan las variables en diferencias; al parecer, el mayor poder de los test grupales se demuestra con los estadísticos obtenidos. Adicionalmente, se presentan indicios de la existencia de una tendencia de largo plazo que genera un cambio estructural en las series, que puede ser común o individual.

Cuadro N° 1: TEST DE RAÍZ UNITARIA GRUPAL					
LLC H ₀ : se asume un proceso de raíz unitaria común		IPS H ₀ : se asume un proceso de raíz unitaria individual		Maddala-Wu ADF Fisher Chi cuadrado. H ₀ : se asume un proceso de raíz unitaria individual	
Sin nada		Sin nada		Sin nada	
	Grupo ITCR		Grupo ITCR		Grupo ITCR
Statistic	-1.42628	Statistic	---	Statistic	12.9204
[Prob]	[0,0769]	[Prob]	---	[Prob]	[0.6786]
Intercepto individual y tendencia		Intercepto individual y tendencia		Intercepto individual y tendencia	
Statistic	-2.08010	Statistic	-3.34646	Statistic	40.4153
[Prob]	[0,0188]**	[Prob]	[0.004]*	[Prob]	[0.0007]*
Primeras diferencias		Primeras diferencias		Primeras diferencias	
Statistic	-23.9698	Statistic	-23.9152	Statistic	566.602
[Prob]	[0,0000]*	[Prob]	[0,0000]*	[Prob]	[0,0000]*

* Se rechaza la hipótesis nula al 1%

** Se rechaza la hipótesis nula al 5%

Fuente: Cálculos del autor con EViews 6.0.

Por su parte, los resultados del test de cointegración de Johansen se muestran en el Cuadro 2; la evidencia parece demostrar la existencia de una relación de largo plazo entre los ITCR con Colombia como referencia, lo que estaría validando la hipótesis de este trabajo: se espera que el comportamiento de las tasas de cambio reales sea convergente en un periodo de tiempo suficientemente largo, tal como predice la teoría; sin embargo, la observación

rigurosa de los resultados sugiere la existencia de un problema de autocorrelación de los residuos de la ecuación de regresión que debe analizarse con mayor detalle. En efecto, en el Anexo 3 se tienen los resultados de las regresiones por MCO para el caso en que una de las ITCR se hace dependiente de las demás. Primero se realizó el proceso para las variables en logaritmos, con lo cual se puede observar el problema de autocorrelación mencionado. Este no es un inconveniente significativo en el caso de trabajar con paneles no estacionarios, sin embargo, para mayor precisión en los resultados, también se corrió la regresión para las variables en primeras diferencias (estacionarias), con lo cual se corrige el problema de autocorrelación de los residuos pero se pierde capacidad de explicación del fenómeno en cuestión.

Cuadro N° 2: TEST DE COINTEGRACIÓN EN PANEL DE FISHER-JOHANSEN DE MADDALA Y WU				
H ₀ : no cointegración				
Hypothesized N° of CE(s)	Trace statistic	Prob	Max-eigen statistic	Prob
$r = 0$	212.9800*	0,0000	59.89601**	0,0233
$r \leq 1$	153.0840*	0,0357	41.96968	0,2947
$r \leq 2$	111.1143	0,1214	37.89071	0,2185
*Se rechaza la hipótesis nula al 5%. El test de traza indica que existen al menos 2 ecuaciones de cointegración				
** Se rechaza la hipótesis nula al 5%. El test de rango indica que existe al menos 1 ecuación de cointegración				

Fuente: Cálculos del autor con EViews 6.0.

Por último, en el Anexo 3 también se puede observar los resultados de las pruebas de estacionariedad (ADF) para los residuos de la ecuación de

regresión en diferencias. Es de resaltar que dichos residuos son estacionarios, $I(0)$, tal como se espera en el caso en que las variables estén cointegradas.

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

- En este trabajo se realizó una revisión rigurosa de la literatura nacional e internacional referente a la PPA y sus interpretaciones y problemas de validación, encontrándose que no existe consenso con respecto a la solución al rompecabezas de la PPA.
- El aporte realizado por este trabajo se suma al esfuerzo de cientos de investigadores buscando obtener resultados confiables que validen o rechacen la hipótesis de interrelación de precios y tasas de cambio.
- En ese sentido este trabajo encuentra evidencia favorable sobre el cumplimiento de la PPA en Latinoamérica en el periodo Post Bretton - Woods, al analizar el comportamiento de las ITCR bilaterales con referencia a Colombia.
- Empero, los resultados no son absolutamente confiables desde el punto de vista estadístico, ya que se identificaron problemas que pueden hacer que las interpretaciones sean sesgadas.
- Se requiere de un esfuerzo por parte de los organismos estadísticos de los países latinoamericanos para construir series estadísticas históricas que permitan ser analizadas para comprender mejor los problemas económicos que han enfrentado, con el consiguiente beneficio para los hacedores de política de contar con información confiable.

- Finalmente, se deben continuar los esfuerzos investigativos en la materia ya que no está dicha la última palabra al respecto.

BIBLIOGRAFÍA

- AL Omar, Mohamed; Ghali, Khalifa (2009). "PPP Tests in Cointegrated Heterogeneous Panels: The Case of the GCC Countries". *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 35, pp. 163 – 172.
- Alonso, Gloria; Hernández, Juan; Pulido, José; Villa, Martha (2008). "Medidas Alternativas de Tasa de Cambio Real Para Colombia". *Borradores de Economía*, No. 514, Banco de la República.
- Alonso, Julio; Cabrera, Alejandro (2004). "La Tasa de Cambio Nominal en Colombia". *Apuntes de Economía*, Universidad ICESI, No. 2, Cali.
- Arango, Felipe; Meisel, Adolfo (1994); "Comentarios al Artículo "Índices de Precios y Deflatores de la Tasa de Cambio"". *Coyuntura Económica*, Vol. XXIV, No. 4, diciembre, Fedesarrollo.
- Azali, M; Habibullah, M.S; Baharumshah, A.Z (2001). "Does PPP Hold Between Asian and Japanese Economies Evidence Using Panel Unit Root and Panel Cointegration". *Japan and the World Economy*, Vol. 13, No. 1, january, pp. 35 – 50.
- Banco de la República - Departamento de Investigaciones Económicas (1984). "Índice de la Tasa de Cambio Real del Peso Colombiano. Metodología y Resultados 1975 – 1984". *Ensayos Sobre Política Económica*, No. 6, diciembre.
- Botero, Juan C; Steiner, Roberto (1994). "Transmisión de la Tasa de Cambio al Precio de Algunas Exportaciones Colombianas". *Coyuntura Económica*, Vol. XXIV, No. 1, Marzo, Fedesarrollo.
- Carrasquilla, Alberto (1989). "Minidevaluaciones y Paridad en el Poder Adquisitivo: el Caso de Colombia". *Desarrollo y Sociedad*, No. 23, marzo, CEDE – Universidad de los Andes.

- Chortareas, Georgios; Kapetanios, George (2008). "Getting PPP Right: Identifying Mean-Reverting Real Exchange Rates in Panels". *Journal of Banking and Finance*, No. 33, pp. 390 – 404.
- Clavijo, Sergio (1994). "La Paridad Internacional de las Tasas de Interés Reales: Los Componentes Comercial y Financiero en el Caso de Colombia". *Banca y Finanzas*, No. 31, enero – marzo, ASOBANCARIA.
- Cheung, Yin-Wong; Chinn, Menzie; Fujii, Eiji (2008). "Pitfalls in Measuring Exchange Rate Misalignment: The Yuan and Other Currencies". NBER Working Paper 14168, july.
- De Gregorio, José (2000). "Sobre los Determinantes de la Inflación y sus Costos". *Ensayos Sobre Política Económica*, No. 37, junio, pp. 27 – 61, Banco de la República.
- Dickey, David; Fuller, Wayne (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, June, pp. 427 – 431.
- _____ (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, January, pp. 1057 – 1072.
- Dornbusch, Rudiger (1988). "Purchasing Power Parity. En "The New Palgrave Dictionary of Economics". Stockton Press, New York, pp. 1075 – 1084.
- _____ (1993). "La Macroeconomía de una Economía Abierta". Antoni Bosch Editor, Barcelona.
- Echavarría, Juan José; Vásquez, Diego; Villamizar, Mauricio (2005). "La Tasa de Cambio Real en Colombia. ¿Muy Lejos del Equilibrio?". *Borradores de Economía*, No. 337, mayo, Banco de la República.
- _____; López, Enrique; Misas, Martha (2008). "El Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Colombia y su Desalineamiento: Estimación a Través de

- un Modelo SVEC". Ensayos Sobre Política Económica, Vol. 26, No. 57, diciembre, pp. 282 – 319, Banco de la República.
- Engle, Robert; Granger, Clive W. J (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". Econometrica, Vol. 55, No. 2, march, pp. 251 – 276.
 - Frankel, Jeffrey (2006). "The Balassa-Samuelson Relationship and the Renminbi". Harvard University, december.
 - Frenkel, Jacob (1981). "The Colapse of Purchasing Power Parity During the 1970s". European Economic Review, Vol XVI, No. 1, may.
 - Froot, Kenneth; Rogoff, Kenneth (1994). "Perspectives on PPP and Long Run Real Exchange Rates". NBER Working Paper Series W4952, december.
 - Froot, Kenneth; Kim, Michael; Rogoff, Kenneth (2001). "The Law of One Price Over 700 Years". IMF Working Paper – Research Department, November.
 - Garratt, Anthony; Astley, Mark (2000). "Exchange Rates and Prices: Source of Sterling Real Exchange Rate Fluctuations 1973 – 94". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 62, No. 4, september.
 - Huertas, Carlos (2002). "Tasa de Cambio Real: Definición, Equilibrio y Metodología de Cálculo en Colombia". Revista del Banco de la República, Vol. 75, No. 899, septiembre.
 - _____ (2005). "Tasa de Cambio Real de Colombia: un Enfoque Empírico no Lineal". Borradores de Economía, Banco de la República, No. 359, octubre.
 - Huertas, Carlos; Oliveros, Hugo (2003). "Desequilibrios Nominales y Reales del Tipo de Cambio en Colombia". Ensayos Sobre Política Económica, Banco de la República, No. 43, junio, pp. 32 – 65.

- Im, Kyung So; Pesaran, Hashem; Shin, Yongcheol (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics*, No. 115, pp. 53 – 74.
- Imbs, Jean; Mumtaz, Haroon; Ravn, Morten; Rey, Hélène (2002). "PPP Strikes Back Aggregation and the Real Exchange Rate". NBER Working Paper Series No. 9372, december.
- Isard, Peter (1977). "How Far Can we Push the Law of One Price?". *American Economic Review*, Vol. 67, december.
- Jaramillo, Carlos; Morales Patricia (1996). "Estructura del Índice de Precios al Consumidor: Algunas Implicaciones Para el Análisis de la Inflación". *Coyuntura Económica*, Vol. XXVI, No. 1, marzo, Fedesarrollo.
- Jenkins, Michael; Snaith, Sean (2005). "Tests of Purchasing Power Parity Via Cointegration Analysis of Heterogeneous Panels with Consumer Price Indices". *Journal of Macroeconomics*, No. 27, april, pp. 345 – 362.
- Johansen, Søren (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, june-september, pp. 231 - 254.
- _____, (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, november, pp. 1551–1580.
- _____ (2002). "A Small Sample Correction for the Test of Cointegrating Rank in the Vector Autoregressive Model". *Econometrica*, Vol. 70, No. 5, september, pp. 1929 - 1961.
- Kilian, Lutz; Taylor, Mark (2001). "Why is it so Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?". European Central Bank – Working Paper Series No. 88, november.
- Krugman, Paul (1978). "Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence". *Journal of International Economics*, Vol. 8, august.

- _____ ; Odstfeld, Maurice (2003). "International Economics: Theory and Policy". Pearson Education, sixth edition.
- Levin, Andrew; Lin, Chien Fu; Chu, Chia Shang (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties". Journal of Econometrics, No. 108, pp. 1 – 24.
- Maddala, G.S. (1999). "On the Use of Panel Data Method with Cross-Country Data". Annales D'économie et de Statistique, N° 55-56.
- Mahía, Ramón (2000). "Análisis de Estacionariedad con Datos de Panel: una Ilustración Para los Tipos de Cambio, Precios y Mantenimiento de la PPA en Latino América". Instituto L.R. Klein, junio.
- Mayorga, Mauricio; Muñoz, Evelyn (2000). "La Técnica de Datos de Panel una Guía Para su Uso e Interpretación". Banco Central de Costa Rica, septiembre.
- Meese, Richard; Rogoff, Kenneth (1985). "Was it Real? The Exchange Rate -Interest Differential Relation, 1973 – 1984". NBER Working Paper Series No. 1732, october.
- Meisel, Adolfo (1994). "Como Determinar si el Peso Está Sobrevaluado o Subvaluado". Borradores de Economía, No. 6, Banco de la República.
- Obstfeld, Maurice; Rogoff, Kenneth (2000). "The Six Mayor Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?". NBER Working Paper Series W7777, july.
- Oliveros, Hugo; Rowland, Peter (2003). "Colombian Purchasing Power Parity Analysed Using a Framework of Multivariate Cointegration". Borradores de Economía, No. 252, Banco de la República.
- Parsley, David; Wei, Shang-Jin (2003). "A Prism Into the PPP Puzzles: The Micro-Foundations of Big Mac Real Exchange Rates". NBER Working Paper 10074, november.

- Pedroni, Peter (2001). "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels". *The Review of Economics and Statistics*, No. 83, november, pp. 727 – 731.
- _____ (2004). "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis". *Econometric Theory*, No. 20, Cambridge University Press, pp. 597 – 625.
- Pérez, César (2008). "Econometría Avanzada. Técnicas y Herramientas". Pearson – Prentice Hall.
- Reinhart, Carmen; Savastano, Miguel (2003). "Realidades de las Hiperinflaciones Modernas". *Finanzas y Desarrollo*, junio, pp. 20 – 23, FMI.
- Rincón, Hernán (2000). "Devaluación y Precios Agregados en Colombia, 1980 – 1998". *Desarrollo y Sociedad*, No. 46, septiembre, CEDE – Universidad de los Andes.
- Rodríguez, Domingo (2008). "El Traspaso Inflacionario del Tipo de Cambio en México 1995 – 2006". *Revista de Comercio Exterior de México*, Vol. 58, No. 8 – 9, agosto – septiembre.
- Rogoff, Kenneth (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle". *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIV, No. 2, june.
- Rowland, Peter (2003). "Forecasting the USD/COP Exchange Rate: A Random Walk with a Variable Drift". *Borradores de Economía*, No. 254, Banco de la República.
- Rueda, Ximena (1995). "La Transmisión de los Precios Externos a los Mercados Domésticos en la Agricultura Colombiana 1970 – 1992". *Planeación y Desarrollo*, Vol. XXVI, No. 1, enero – abril, DNP.
- Sarno, Lucio; Taylor, Mark (2002). "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate". *IMF Staff Papers*, Vol. 49, No. 1, pp. 65 – 105.

- Steiner, Roberto; Wüllner, Andrea (1994). "Índices de Precios y Deflatores de la Tasa de Cambio". Coyuntura Económica, Vol. XXIV, No. 2, Junio, Fedesarrollo.
- Taylor, Alan (2000a). "Potential Pitfalls for the Purchasing Power Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean Reversion Tests of the Law of One Price". NBER Working Paper Series W7577, march.
- _____ (2000b). "A Century of Purchasing Power Parity". NBER Working Paper Series W8012, november.
- Wu, Yangru (1996). "Are Real Exchange Rates Nonstationary? Evidence from a Panel Data Test". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 18, No. 1, february, pp. 54 – 63.

ANEXOS

1. COEFICIENTES DE CORRELACIÓN PARA LAS TCR BILATERALES: 1970:1 – 2011:4

	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	ECUADOR	PERU	VENEZUELA
Referencia Argentina	1	-0.29959	0.11499	-0.07092	0.39102	-0.18082
Referencia Brasil	-0.29959	1	0.5901	0.19044	0.10397	0.64345
Referencia Chile	0.11499	0.59010	1	0.19179	0.09987	0.47051
Referencia Ecuador	-0.07092	0.19044	0.19179	1	0.05661	0.51444
Referencia Perú	0.39102	0.10397	0.09987	0.05661	1	0.09224
Referencia Venezuela	-0.18082	0.64345	0.47051	0.51444	0.09224	1
Referencia USA	-0.15258	0.51078	0.37048	0.20164	0.34317	0.53940

Fuente: Banco de la República - cálculos del autor

2. FUENTES ESTADÍSTICAS

ITCR bilaterales 1970:1 – 2011:4. Estudios Económicos del Banco de la República.

3. RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Test de Raíz Unitaria AUGMENTED DICKEY-FULLER (ADF)						
SERIES	EN NIVELES		CON INTERCEPTO Y TENDENCIA		PRIMERAS DIFERENCIAS	
ITCRARG	$\rho=0$	-0.388162	$\rho=0$	-4.528785*	$\rho=0$	-24.28104*
ITCRBRA	$\rho=2$	0.664360	$\rho=2$	-2.812112	$\rho=1$	-15.47487*
ITCRCHI	$\rho=3$	0.253677	$\rho=1$	-5.146413*	$\rho=2$	-17,17456*
ITCRECU	$\rho=1$	-0.428608	$\rho=1$	-3.507180**	$\rho=0$	-18.76917*
ITCRMEX	$\rho=0$	-1.510472	$\rho=0$	-1.590920	$\rho=0$	-22.61104*
ITCRPAN	$\rho=1$	-1.379165	$\rho=1$	-2.393966	$\rho=0$	-14,68260*
ITCRPER	$\rho=5$	-0.552152	$\rho=5$	-2.462407	$\rho=4$	-13.54905*
ITCRVEN	$\rho=0$	-0.053899	$\rho=0$	-3.181739***	$\rho=0$	-21.35555*
<p>Todas las variables en logaritmos</p> <p>Los valores críticos se han obtenido de Mackinnon (1991); ρ es el número de retardos</p> <p>*Se rechaza la hipótesis nula al 1%</p> <p>**Se rechaza la hipótesis nula al 5%</p> <p>***Se rechaza la hipótesis nula al 10%</p>						

Fuente: salida del programa Eviews 6.0. Cálculos del autor.

Regresión ITCR. Argentina como variable dependiente

Dependent Variable: LNITCRARG

Method: Least Squares

Date: 12/07/12 Time: 17:07

Sample: 1970M01 2011M04

Included observations: 496

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNITCRBRA	-0.247121	0.047666	-5.184384	0.0000
LNITCRCHI	0.704539	0.083456	8.441999	0.0000
LNITCRECU	-0.082576	0.065919	-1.252694	0.2109
LNITCRMEX	0.161234	0.021538	7.485928	0.0000
LNITCRPAN	0.141389	0.076796	1.841094	0.0662
LNITCRPER	0.024527	0.080332	0.305326	0.7602
LNITCRVEN	-0.284477	0.070192	-4.052841	0.0001
C	2.607000	0.489794	5.322644	0.0000
R-squared	0.426436	Mean dependent var	4.610246	
Adjusted R-squared	0.418209	S.D. dependent var	0.283004	
S.E. of regression	0.215862	Akaike info criterion	-0.212358	
Sum squared resid	22.73903	Schwarz criterion	-0.144510	
Log likelihood	60.66475	Hannan-Quinn criter.	-0.185725	
F-statistic	51.83154	Durbin-Watson stat	0.283735	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Salida del programa Eviews 6.0.				

Regresión ITCR en diferencias. Argentina como variable dependiente

Dependent Variable: DLNITCRARG

Method: Least Squares

Date: 12/12/12 Time: 12:58

Sample (adjusted): 1970M02 2011M04

Included observations: 495 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNITCRBRA	0.201678	0.094732	2.128919	0.0338
DLNITCRCHI	0.078449	0.045487	1.724631	0.0852
DLNITCRECU	-0.127514	0.102616	-1.242643	0.2146
DLNITCRMEX	-0.048304	0.053751	-0.898659	0.3693
DLNITCRPAN	0.896211	0.256460	3.494541	0.0005
DLNITCRPER	0.022547	0.062180	0.362603	0.7171
DLNITCRVEN	0.028665	0.089258	0.321152	0.7482
C	5.01E-05	0.004247	0.011790	0.9906
R-squared	0.056910	Mean dependent var	-0.000709	
Adjusted R-squared	0.043354	S.D. dependent var	0.095953	
S.E. of regression	0.093850	Akaike info criterion	-1.878207	
Sum squared resid	4.289415	Schwarz criterion	-1.810255	
Log likelihood	472.8562	Hannan-Quinn criter.	-1.851531	
F-statistic	4.198222	Durbin-Watson stat	2.215604	
Prob(F-statistic)	0.000165			
Salida del programa Eviews 6.0.				

Prueba ADF para los residuos

Null Hypothesis: RESIDECU1DLNITCRARG has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-22.54437	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.569729	
5% level	-1.941476	
10% level	-1.616262	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESIDECU1DLNITCRARG)

Method: Least Squares

Date: 12/12/12 Time: 14:27

Sample (adjusted): 1970M11 2011M04

Included observations: 486 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDECU1DLNITCRARG(-1)	-1.023347	0.045393	-22.54437	0.0000
R-squared	0.511703	Mean dependent var	-8.55E-05	
Adjusted R-squared	0.511703	S.D. dependent var	0.138795	
S.E. of regression	0.096987	Akaike info criterion	-1.826421	
Sum squared resid	4.562157	Schwarz criterion	-1.817807	
Log likelihood	444.8202	Hannan-Quinn criter.	-1.823037	
Durbin-Watson stat	2.000522			

Salida del programa Eviews 6.0.