



**ESCUELA DE ECONOMIA Y ADMINISTRACIÓN**

**PARIDAD DE PODER DE COMPRA:  
UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA EMPÍRICA**

Seminario para optar al título de Ingeniero Comercial, Mención  
Administración

Autor:

Ania Johanna Iribarren Viertel

Profesor Guía:

Jorge Gregoire Cerda

Santiago de Chile, 2006

## Resumen

Tomando como punto de partida la Teoría de la Paridad del Poder de Compra, este trabajo revisa parte de la evidencia empírica relacionada con el fin de analizar las debilidades y fortalezas de cada metodología, considerando los puntos críticos expuestos como contexto univariado o multivariado y la elección del índice que sustituye el ratio de precios.

**Palabras claves:**

Paridad del Poder de Compra, Índice de Precios, Tipo de cambio, orden de integración, cointegración.

# ÍNDICE

<b><u>INTRODUCCIÓN</u></b>	<b><u>4</u></b>
<b><u>I. MARCO TEÓRICO</u></b>	<b><u>6</u></b>
1. SISTEMAS CAMBIARIOS	6
2. LEY DE PRECIO ÚNICO Y PPP	7
3. TIPO DE CAMBIO REAL	8
4. PPP, TIPO DE CAMBIO REAL Y LOS REGÍMENES CAMBIARIOS	9
<b><u>II. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA</u></b>	<b><u>10</u></b>
1. EVIDENCIA EN PAÍSES INDUSTRIALIZADOS	10
2. EVIDENCIA EN LATINOAMÉRICA	24
3. NOTAS METODOLÓGICAS	28
<b><u>III. CONCLUSIONES</u></b>	<b><u>33</u></b>
<b><u>BIBLIOGRAFÍA</u></b>	<b><u>36</u></b>

## INTRODUCCIÓN

Durante muchos años, la historia macroeconómica mundial se caracterizó por sistemas rígidos de paridades cambiarias. Por esto, estudiar la determinación de los tipos de cambio no generaba ningún valor agregado, puesto que estos no presentaban variaciones, y eran establecidos siguiendo una regla impuesta por la autoridad monetaria.

A comienzos de la década de 1970 (aunque ya se arrastraba desde finales de la década anterior), la historia dio un giro, dado que muchos países abandonaron el sistema de tipo de cambio fijo para adoptar el sistema flexible. Así, analizar los determinantes del tipo de cambio ahora se volvía una necesidad en cuanto a que esta información se valora al momento de tomar decisiones sobre políticas macroeconómicas.

En este nuevo contexto la paridad del poder de compra ya no es el determinante exclusivo del tipo de cambio, pero si es un aspecto relevante que aporta a la especificación de los modelos de determinación de tipo de cambio, especialmente en aquellos de largo plazo.

Es así como muchos autores relevantes en el mundo la investigación han realizado estudios y revisiones bibliográficas con el fin de acercarse al modelo apropiado para la determinación del tipo de cambio en este nuevo escenario de régimen flexible.

Además, con el proceso de globalización que se vive actualmente, el comercio internacional ha crecido a pasos agigantados generando movimientos en precios nacionales y extranjeros, lo que puede provocar que los recursos sean asignados de manera poco eficiente y el mercado no funcione correctamente.

El objetivo de este trabajo es discutir la teoría de la Paridad del Poder de Compra y revisar algunos de los estudios empíricos y teóricos más

relevantes sobre el tema, con el fin de analizar los modelos, tipos de datos, supuestos, métodos cuantitativos, etc.

La primera parte discute ligeramente la teoría de la Paridad del Poder de Compra y sus aspectos más relevantes.

La segunda parte estudia profundamente a algunos estudios escogidos en base a opiniones experimentadas en el tema. En este capítulo, se analizarán a fondo las metodologías propuestas y los resultados obtenidos, por cada uno de los autores citados.

Finalmente, en la tercera parte se presentan las conclusiones obtenidas de la revisión como críticas, ventajas y desventajas presentadas por cada estudio.

## I. MARCO TEÓRICO

El tema que motiva este seminario es uno de los que ha motivado largos y extensos estudios a lo largo de todo el mundo, y es por esto que antes de continuar es necesario presentar este capítulo, con el fin de entender de forma clara y sencilla, el concepto de Paridad de Poder de Compra (PPP<sup>1</sup>).

Es así como en base a los trabajos citados en la bibliografía y principalmente en libro de Sachs y Larraín (2002), se desarrollan los conceptos básicos relacionados a la teoría: régimen cambiario, TC real y nominal y PPP.

### 1. *Sistemas cambiarios*

A lo largo de la historia económica, los distintos países se han visto enfrentados a diferentes regímenes cambiarios, que son los sistemas por los que se rige el tipo de cambio (TC). Existen dos regímenes:

1. TC fijo, donde el Banco Central se compromete a mantener el ratio constante
2. TC flexible<sup>2</sup>, donde el ratio se deja libre, como en Chile, Brasil y EE.UU.

En la práctica los esquemas cambiarios son un poco más complejos que los presentados anteriormente. Puede ser que para algunas transacciones no se aplique el TC de mercado, lo que hace que pueda existir más de un tipo de cambio, como en Chile, que en 1973 llegó a tener 15 TC diferentes. Por otro lado, puede que el sistema sea fijo pero ajustado periódicamente de acuerdo a algún criterio matemático y/o teóricos.

---

<sup>1</sup> Por sus siglas en inglés, Purchasing Power Parity.

<sup>2</sup> Flexible o flotante. En estricto sentido, este sistema implica dejar libremente el TC, pero en muchos casos es más bien un sistema de flotación sucia, como denominan los autores Sachs y Larraín en su libro *Macroeconomía en la economía global*, donde la autoridad monetaria puede intervenir cuando lo desee (o sea económicamente correcto para evitar efectos no deseados).

## 2. Ley de precio único y PPP

Dado el tipo de cambio, asumiéndolo único, uno podría comprar un computador personal aquí, en EE.UU o en China, al mismo precio (sin considerar los costos de transporte) o bien, uno debería poder realizar las compras del mes al mismo precio en cualquier país. Esto es lo que se conoce como *Ley de un solo precio*:

$$P = E \cdot P^* \quad (1)$$

donde P es el precio doméstico del bien, E el tipo de cambio nominal y P\* el precio extranjero del bien. Así, extendiendo este concepto a una canasta de bienes de consumo, obtenemos la PPP. Citando a Spiegel (1996), la teoría de la Paridad del Poder de Compra se cumple cuando:

*“la tasa de cambio de equilibrio iguala el poder adquisitivo de una moneda en el interior de un país con lo que dicha moneda podría comprar en el exterior si fuera cambiada por una moneda extranjera”*

Al extender el concepto a una canasta existe un problema, *no todos los bienes y servicios son comerciables o transables*. Por ejemplo, los servicios de peluquería no son transables, puesto que ningún individuo “racional” estaría dispuesto a pagar un viaje en avión a Japón sólo para obtener un corte de cabello. Aún así, es un servicio transable si existe alguien dispuesto a hacerlo. Es por esto que un bien se define comerciable o no dependiendo del significado que cada individuo le de a esta palabra. En general, los factores principales que determinan la naturaleza de un bien o servicio son: 1) el costo de transporte y 2) el proteccionismo comercial, que representan barreras naturales y artificiales al comercio internacional (respectivamente).

Así, la PPP se cumplirá sólo para canastas de bienes y servicios comparables e idénticos, y para esto, aquellos bienes y servicios deben ser transables.

### 3. *Tipo de cambio real*

El tipo de cambio que los individuos observan constantemente en los diarios, noticias, ficheros del banco, etc. es un TC nominal, es decir, en pesos del día. Como todas las series macro, al dividir los datos en las cifras de un año base se obtiene la serie real, en este caso al dividir en tipo de cambio nominal, por el TC de un año base, se obtiene el TC real.

$$R = E \cdot \frac{P^*}{P} \quad (2)$$

Si se cumple la PPP entonces el TC real debe ser constante en el tiempo, o en el sentido menos estricto, relativamente constante. Entonces, se definen dos contextos para decidir si se cumple PPP o no:

1.- PPP absoluta, donde el tipo de cambio real debe ser constante en el tiempo, y más que constante, igual a 1. Es decir, bajo este contexto, la ley de precio único se cumple. En este esquema, un mismo producto comercializado en dos lugares distintos debería tener el mismo precio, descontando los costos de transporte, impuestos, etc.

2.- PPP relativo, donde a diferencia del anterior se considera el hecho de que existen dos tipos de bienes, no comparables entre ellos, transables y no transables, lo que puede hacer que la PPP absoluta no se cumpla (en el caso de analizar bienes no transables). Se modela como la condición de Ley de precio único, ecuación (1), expresada en diferenciales, dado que puede ser (y generalmente lo es) que no se cumpla en niveles (versión absoluta), pero si en cambios proporcionales, es decir, la variación del TC es igual a la diferencia de los cambios en los precios internos.

Si se cumple la versión absoluta necesariamente se cumpla la relativa, pero esta afirmación no es cierta para el caso contrario, el hecho de que se cumpla la versión relativa no implica que se cumpla la absoluta.



#### 4. *PPP, tipo de cambio real y los regímenes cambiarios*

Considerando los conceptos anteriores, se puede intuir fácilmente que estos presentan algún grado de correlación, o más bien de causalidad. La PPP es una condición sobre el tipo de cambio real, el tipo de cambio real depende del nominal, y este último depende del régimen cambiario.

Por esto, el régimen cambiario debe afectar el cumplimiento de la PPP, y a partir de este postulado muchos autores han estudiado la relevancia de la PPP (como condición teórica) en el modelo de determinación del tipo de cambio nominal. Como el TC nominal se ve afectado directamente por el tipo de régimen, es sumamente importante diferenciar entre los períodos de análisis.

Para explicar claramente lo mencionado anteriormente, se hace una breve reseña de algunos estudios sobre el tema.

Frenkel (1978) postula que la PPP como determinante del tipo de cambio funciona bien para las décadas de 1920 y 1930, donde el sistema era del tipo flexible. Sin embargo, el mismo Frenkel (1981) y Mussa (1986) determinan que no lo es para la década de 1970.

Después de muchos extensos estudios sobre el tema Froot y Rogoff (1995) y Mac Donald (1999) llegan al consenso que aunque la PPP no se cumple en el corto plazo, es un determinante relevante para el comportamiento del tipo de cambio en el largo plazo.

## II. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

La PPP tiene una larga historia en la literatura económica. Se han encontrado versiones de ella escritas en el siglo XVI y los primeros estudios formales sobre esta como determinante del tipo de cambio nominal, fueron motivados por el período de flotación de la libra esterlina entre los años 1797 y 1821. Sin embargo, fue Gustav Cassel (1916) quien le dio un enfoque operacional y la aplicó empíricamente.

Como se deja entrever, los investigadores y académicos están hace años buscando respuestas relacionadas al modelo de determinación del tipo de cambio nominal, por lo que existe una extensa y amplia literatura sobre el tema. Como no existe la capacidad para abordar todos los estudios realizados hasta la actualidad, y dado que tampoco genera valor agregado hacerlo, se han escogido un grupo pequeño pero representativo de trabajos relevantes a lo largo del siglo pasado.

### 1. *Evidencia en países industrializados*

Los primeros estudios sobre el tema fueron realizados utilizando series de países industrializados, dado que estos presentaban una mayor confiabilidad y estabilidad en los datos. A continuación se realiza una minuciosa descripción de los trabajos orientados a la revisión empírica de la teoría de la PPP.

**Mussa (1986)** realiza un extenso trabajo sobre el comportamiento del tipo de cambio real en los distintos regímenes cambiarios, con el fin de demostrar que existen diferencias sustanciales entre el comportamiento del tipo de cambio real bajo diferentes regímenes del tipo de cambio nominal, es decir, utilizando estadísticas testea la propiedad de neutralidad al régimen que es utilizada por muchos modelos como base para el cálculo de determinantes del tipo de cambio.

El análisis empírico utiliza series de los 16 países industriales mas avanzados desde 1957: Austria, Bélgica, Canadá, Países Bajos, Noruega, Suecia, Reino Unido, Estados Unidos, Alemania Occidental, Dinamarca, Francia, Irlanda, Italia, Japón y Luxemburgo. Para escogerlos se utilizan los siguientes criterios:

- Existe una buena base de datos de tipos de cambio nominales y niveles nacionales de precios y de fácil acceso, dada la existencia del Fondo Monetario Internacional.
- Estructuras económicas similares.
- Desarrollo económico similar.
- Tasas de inflación moderadas y similares.
- Todos los países presentan un escaso uso de controles de capital, tipo de cambio y políticas comerciales para influenciar los TC, lo que hace más fácil diferenciar los distintos regímenes.

El autor plantea tres variables claves: el TC real, el nominal y el nivel de precios, las cuales expresa en logaritmos naturales para mantener la simetría entre las mediciones de los distintos países. El modelo fundamental es:

$$r = e + p \quad (3)$$

r: logaritmo del TC real, definido como la razón entre el precio doméstico de una canasta de bienes y servicios y el precio extranjero de la canasta.

e: logaritmo del TC nominal, definido como el precio de una unidad de moneda local expresado en moneda extranjera.

p: logaritmo del ratio nivel de precio doméstico sobre nivel de precio extranjero.

Para medir el ratio de nivel de precios, se utilizan los *índices de precios del consumidor* puesto que estos están disponibles para todos los países involucrados y para todo el periodo relevante. Si bien, el índice de precios al mayorista cumple con las mismas condiciones, el autor postula que según su creencia, para este estudio es más conveniente el índice de precios del consumidor, dado los precios al mayorista son utilizados sólo para confirmar resultados. Respecto al deflactor del PIB, este no se encuentra disponible en todos los países ni por todo el periodo que abarca el estudio. Dado que los datos disponibles sobre los índices de precios al consumidor se encuentran en una base de promedio trimestral, los datos sobre tipo de cambio nominal deben presentarse de igual manera. Así, el tipo de cambio real esta medido en base trimestral promedio.

Bajo este modelo, si la PPP relativa se cumpliera, se debería observar que  $r$  es plano y que los movimientos de  $p$  son compensados por los movimientos de  $e$ . Más aún, para que la hipótesis de neutralidad al régimen se cumpliera, el patrón de  $r$  no debería mostrar ninguna diferencia sistemática entre los distintos regímenes.

Para analizar la hipótesis el autor replantea la ecuación en términos de variaciones:

$$\Delta r = \Delta e + \Delta p \quad (4)$$

y divide la muestra en tres subperíodos:

- 1) 1957:2 - 1970:4 Subperiodo de régimen fijo
- 2) 1970:4 - 1973:1 Subperiodo de transición
- 3) 1973:1 - 1984:3 Subperiodo de régimen flotante

A partir de la ecuación (4) es posible reducir el número de estadísticos a: dos medias, dos varianzas, dos correlaciones y una covarianza. Pero la varianza de los cambios trimestrales de cada variable no es necesariamente la mejor medida de volatilidad de corto plazo para la serie, dado que los procesos de series de tiempo caracterizados por la evolución de cualquiera de

las variables, podrían ser predecidos en base a la información histórica (lo que no es aceptado en un mercado eficiente).

A favor del estadístico (varianza) se plantean tres puntos:

1. Diferencia sustancial y sistemática del tipo de cambio real bajo distintos regímenes de TC nominal. El estudio busca encontrar estas diferencias, la caracterización estadística de las mismas no es lo esencial ni lo central.
2. Bajo regímenes de TC flotante, el TC real es bien descrito por procesos random walk, mientras que no es así para regímenes de TC fijo.
3. La volatilidad de corto plazo en los movimientos en  $p$  es generalmente menor a las mismas volatilidades de  $e$  y  $r$ , sin importar el régimen cambiario.

Una metodología más adecuada para el estudio es la de Vectores Autorregresivos. Respecto a esto, Mussa plantea que la principal razón para no seguir esta metodología es que sólo añade complejidad y confusión, dado que:

- El orden del proceso no da igual y requiere ser determinado.
- Deben estimarse los coeficientes y sus desviaciones estándar.
- Se debe estimar la matriz varianza covarianza.

Con los argumentos anteriores, el autor realiza un estudio simple de varianzas, covarianzas y correlaciones entre pares de países (lo que le entrega una única regresión y no un sistema como lo haría la metodología de VAR) del cual se desprenden 5 importantes resultados:

- i) La variabilidad de corto plazo del TC real es substancialmente mayor cuando el TC nominal entre los países es flotante a que cuando es fijo.

La evidencia muestra que en periodos de TC flotante  $Var(\Delta r)$  es cuatro a ocho veces mayor que en régimen fijo. En general, los

resultados muestran que en régimen fijo la varianza se mueve en los rango de 0 y 3, mientras que en periodos flotantes se mueve entre 17 y 34.

- ii) Durante subperíodos de flotación, existe una fuerte correlación entre los movimientos de corto plazo del TC real y el TC nominal. Empíricamente, en periodos de TC flotante  $Var(\Delta r) \approx Var(\Delta e)$  por lo que la correlación entre ambos es cerca a uno. Los resultados muestran que la diferencia entre ellos no supera las 3 unidades, que en un contexto de varianzas de 20 o 30, no hace la diferencia.
- iii) El ratio de nivel de precios muestra una evolución, en ambos regímenes, más lisa que cualquiera de los dos TC en periodo de tasa flotante. La evidencia estadística avala el resultado, dado que  $Var(\Delta p)$  es siempre menor a la  $Var(\Delta r)$  o  $Var(\Delta e)$  en periodos de flotación. Los números arrojan varianzas muy bajas para el nivel de precios, en todas las submuestras esta nunca supera las 3 unidades, mientras que como se mencionó anteriormente la tasa real se mueve en rangos mucho más extensos.
- iv) En periodos de régimen flotante, los cambios de corto plazo de los tipos de cambio nominal y real muestran una substancial persistencia. Generalmente, la correlación entre dichos cambios es más bien baja y positiva (del orden del 0,4) para periodos de flotación, por lo que los movimientos no se ven compensados y persisten al periodo siguiente.
- v) Finalmente, cambios substanciales en la paridad oficial bajo regimenes de TC fijos, generalmente están asociados con cambios contemporáneos de similar magnitud en el tipo de cambio real.

Esto se explica claro con el punto anterior, dado que la varianza de la tasa real se explica considerablemente por la variación de la tasa nominal.

Si bien lo obtenido resulta avalado por la estadística, el autor explica que estas diferencias observadas pueden deberse a deficiencias en las series utilizadas para medir el tipo de cambio nominal o los niveles de precios nacionales:

- *Medición del TC nominal*

Pueden existir distorsiones como resultado de usar datos promedios trimestrales, dado que esto induce a una correlación serial positiva al medir los cambios en logaritmos, que a su vez reduce la varianza. Como la varianza del TC real en régimen flotante se ve explicado mayoritariamente por la varianza del TC nominal, esta también se ve reducida, pero la reducción aproximada de un tercio, aún no es suficiente para concluir a favor de la hipótesis. Así, las deficiencias relacionadas al TC nominal no son significativas.

- *Medición de los niveles de precios nacionales*

Utilizar el IPC puede hacer que los resultados muestren una evolución del logaritmo excesivamente lisa bajo ambos regímenes. Parte de esta distorsión puede explicarse por la medición en promedios trimestrales, pero de nuevo, esta no es lo suficientemente fuerte para cambiar las conclusiones.

Un problema más serio asociado a esta variable es que el IPC se mide con variables que a su vez son medidas en distintos periodos de tiempo, de manera tal que al expresarlo como promedio trimestral tiende a sobreestimar la evolución lisa. Incluso, si los índices fuesen medidos al mismo tiempo y con la misma frecuencia entre los países, existiría una sobreestimación asociada a que estos se construyen en base a un promedio de precios de cada bien y servicio.

Así, Mussa encuentra evidencia estadística suficiente para rechazar la hipótesis de neutralidad al régimen cambiario, concluyendo que el comportamiento del TC real se ve afectado considerablemente por el tipo de régimen cambiario.

Estudios posteriores expanden este tema no tan sólo a un análisis de varianza y covarianza, sino que al testeo de cointegración tanto en el contexto univariado como multivariado.

**Corbae y Ouliaris (1988)** incorporan el hecho de que la mayoría de las series macroeconómicas son integradas de orden uno, por lo que el estudio de la PPP puede resultar inapropiado si las series de TC nominal y precios son no estacionarias, dado que la inferencia estándar no puede ser aplicada en presencia de series integradas de algún orden superior a cero. Plantean que para que la PPP se cumpla en el largo plazo, entonces el tipo de cambio real deber ser estacionario.

Los datos son del periodo entre Julio de 1973 y finales de Septiembre de 1986, que es el periodo más reciente de régimen cambiario flotante. Se utilizan los promedios mensuales de los tipos de cambio diarios de: dólar canadiense, franco francés, marco alemán, lira italiana, yen japonés y libra , todos respecto al dólar americano; y el índice de precios al consumidor para todos los países.

Para testear la no estacionariedad de las series utilizan el test de Dickey Fuller aumentado y el de Phillips Perron<sup>3</sup>. En ambos casos se utilizan 5 rezagos dado que los resultados no varían al incorporar más (siempre es preferible la parsimonia). Los resultados muestran, que a excepción del IPC japonés, todas las series son integradas de orden uno (tanto el IPC como el TC spot) a un nivel de significancia del 5% utilizando ambos tests.

---

<sup>3</sup> Los primeros estudios enfocados a testear la presencia de raíz unitaria en contextos univariados, lo hicieron utilizando el test de Dickey & Fuller. Estudios siguientes evidencian que muchas de las series macroeconómicas y financieras presentan heterocedasticidad para lo cual se utilizan los test de D&F Aumentado o el de Phillips - Perron, que entrega un test de raíz unitaria robusto.



Luego, en un contexto univariado, testean la presencia de cointegración para analizar si la PPP se cumple, dado que si el TC real es estacionario, es decir, los residuos de las regresiones anteriores son integrados de orden cero, entonces la teoría se cumple. Utilizando los mismos tests y valores críticos (del test Von Neumann para autocorrelación), pero ahora para los residuos de las regresiones logarítmicas de cada divisa, los autores concluyen que no existe evidencia para rechazar la hipótesis de no cointegración (es decir, los residuos poseen raíz unitaria) para ninguno de los 5 países (se excluye Japón). Los resultados de los test se encuentran entre los rangos de 0.35 a -1.68, mientras que los valores críticos van desde el - 2.74 al - 7.86. Así, las desviaciones de corto plazo con respecto a la PPP no presentan una convergencia a un equilibrio de largo plazo.

Los autores concluyen que al considerar la no estacionariedad en estas series, conlleva a un resultado totalmente opuesto a los presentados en estudios anteriores, por lo que la determinación del orden de integración es un proceso clave para el estudio válido de la PPP.

Así, como el anterior, se han realizado bastantes estudios de cointegración, pero en un contexto univariado, donde los resultados encontrados van desde rechazo hasta no rechazo del cumplimiento de la PPP en el largo plazo. Siguiendo la línea del estudio anterior, pero ahora en un contexto multivariado, **Kugler y Lenz (1993)** estudian la presencia de cointegración sistémica, para poder determinar si efectivamente los distintos resultados se deben a un problema de modelamiento, al no considerar la determinación conjunta de los tipos de cambio.

Los datos utilizados son 15 divisas: franco suizo, franco francés, lira, libra esterlina, dólar americano, yen, peseta española, schilling austriaco, dutch guilder, franco belgíco, corona sueca, corona danesa, dólar canadiense, escudo portugués y corona noruega, todas con base en la misma moneda extranjera, el marco alemán. Los precios relativos son reemplazados por los

IPC respectivos. Todas las variables son mensuales y observadas entre el mes de Enero de 1973 a Noviembre de 1990 (200 observaciones en total).

Como primer paso, se testea la presencia de raíz unitaria en todas las series utilizando el test ADF y el de Phillips - Perron - Stock -Watson, y los resultados muestran que no existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, por lo que se dice que todas las series son no estacionarias y siguen un proceso  $I(1)$ .

Después de comprobar que las series son no estacionarias, se pasa al paso siguiente, donde se define el modelo VAR a partir de:

$$E_t = A \begin{pmatrix} P_t \\ P_t^* \end{pmatrix} \cdot e^{\eta_t}$$

donde se utiliza la misma notación de siempre,  $\eta_t$  es un error estocástico con media cero, que captura las desviaciones de corto plazo de la PPP, y el valor de A dependerá si se testea la PPP absoluta (debe ser 1) o relativa.

Aplicando logaritmo al modelo anterior, se obtiene una ecuación lineal que pareciera ser estimable, pero no lo es, dado que el logaritmo del tipo de cambio y los precios son integrados de orden 1. Así, utilizan la metodología de Johansen (estimación por Máxima Verosimilitud) para testear la presencia de cointegración sistémica entre las divisas.

Los autores definen un vector  $Z_t = [e_t \quad p_t \quad p_t^*]$ , donde las minúsculas representan los logaritmos de cada variable, y con este expresan el VAR como sigue:

$$Z_t = \mu + \sum_{\tau=1}^k \Pi_{\tau} Z_{t-\tau} + \varepsilon_t$$

donde  $\varepsilon_t$  se distribuye  $N(0, \Omega)$ . Expresado en diferencias:

$$\Delta Z_t = \mu + \sum_{\tau=1}^{k-1} \Gamma_{\tau} \Delta Z_{t-\tau} + \Gamma_k Z_{t-k} + \varepsilon_t$$

donde el rango de la matriz  $\Gamma_k$  es igual al número de vectores de cointegración denotado por  $r$ .

Luego, por un asunto de obtener resultados robustos, se plantean y estiman dos modelos, el primero utilizando el número de rezagos ( $k$ ) que minimiza el criterio de Hannan - Quinn, y el segundo obtenido del criterio de selección Akaike.

La evidencia obtenida resulta clara para 10 de las 15 monedas, es decir, que para estas 10 los resultados no varían al utilizar distintos criterios, mientras que las otras cinco presentan resultados mixtos (donde los resultados dependen del orden del VAR). De las 10 divisas con resultados claros, seis de ellas presentan evidencia de PPP, mientras que las restantes cuatro la evidencia está a favor del rechazo de la hipótesis. Sin embargo, en los casos donde no se rechaza la hipótesis, los vectores de cointegración para esas divisas, no necesariamente contienen el vector que hace que se cumpla la PPP (definido como  $[1 \ -1 \ 1]$ ), por lo que los autores hablan de evidencia débil a favor del cumplimiento de la paridad.

En otro tema relacionado **Baillie y Bollerslev (1989a)** a partir del consenso sobre las series macroeconómicas<sup>4</sup> estudian la evidencia de raíz unitaria en las series de tiempo del tipo de *cambio spot (diario)* y *forward*, en un contexto univariado y luego en uno multivariado.

---

<sup>4</sup> Las series macroeconómicas están caracterizadas por modelos de tendencia estocástica. Estos modelos pueden ser estacionarios en diferencias o en tendencias.

Los estudios anteriores se refieren al problema de no estacionariedad, pero en el escenario univariado, así los autores proponen ajustar el análisis a un contexto donde los tipos de cambio comparten determinantes y variables fundamentales.

Para el análisis se utilizan precios iniciales de compra de las monedas de: Reino Unido, Alemania Occidental, Francia, Italia, Suiza, Japón y Canadá con respecto al dólar americano, y los precios forward a treinta días de los mismos; observados entre el 1° de Marzo de 1980 y el 28 de Enero de 1985, lo que entrega una base de 1245 observaciones.

En un estudio anterior, Baillie y Bollerslev (1989b), los autores muestran que la persistencia y la kurtosis son más pronunciadas en series de tipo de cambio diarias que semanales, por lo que resulta apropiado utilizar la metodología de Phillips - Perron para series de tiempo con datos diarios.

Esta metodología sigue los escenarios que plantean Dickey y Fuller, con la salvedad del tercer caso, donde la tendencia es modificada:

- 1) Sin constante ni tendencia

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + u_t$$

- 2) Con constante

$$y_t = \mu_1 + \alpha_2 y_{t-1} + v_t$$

- 3) Con constante y tendencia

$$y_t = \mu_2 + \beta_1 \left(t - \frac{n}{2}\right) + \alpha_3 y_{t-1} + w_t$$

donde n es el tamaño de la muestra y u, v y w procesos ARMA con varianzas dependientes del tiempo.

La implementación del test requiere un número de *truncation lags*. En el apéndice A del texto citado, luego de complejas transformaciones, los autores entregan las razones estadísticas para la elección del número de rezagos, estas se traducen a que utilizando la metodología de Newey & West para estimar la varianza bajo la hipótesis nula, esta queda en función de los rezagos, por ende, estos deben ser elegidos de manera tal que garanticen una varianza positiva.

En el contexto univariado, los autores concluyen que existe evidencia suficiente para *no rechazar la presencia de raíces unitarias* en las 7 monedas tanto en la serie spot como forward<sup>5</sup>.

Luego, como todas las series presentan un orden de integración igual a 1 (comportamiento  $I(1)$ ), los autores analizan la existencia de un equilibrio de largo plazo entre los tipos spot y forward, es decir, testean la presencia de cointegración<sup>6</sup> en la series.

Utilizando la metodología de Engle y Granger se estima por Mínimos Cuadrados Ordinario (OLS) la siguiente ecuación:

$$y_{t+k} = s_{t+k} - a - bf_t$$

donde  $s$  es el logaritmo del precio spot y  $f$  el logaritmo del precio forward a 30 días. Así, resulta lógico pensar que en un contexto de tipo forward a 30 días  $k = 22$ , dado que son los días trabajados en un mes.

---

<sup>5</sup> Schwert (1987) realiza una simulación de Monte Carlo la cual reporta que para muestras finitas la distribución del test de Phillips - Perron es muy similar a los resultados del test Dickey - Fuller asintótico, por lo que estos últimos son los valores críticos utilizados para evaluar significancia estadística.

<sup>6</sup> Según Engle y Granger una combinación de series  $I(1)$  debe arrojar otra serie  $I(1)$ , así cuando existe una combinación lineal que arroja una serie  $I(0)$  entonces se dice que las series cointegran (comportamiento  $CI(1,1)$ ).

Estimada esta regresión se analiza la presencia de raíz unitaria en  $\hat{y}_t$ , si se rechaza la hipótesis nula, es decir, existe evidencia suficiente para rechazar la presencia de raíz unitaria, entonces la serie  $\hat{y}_t$  es integrada de orden 0, por lo que las serie del tipo de cambio spot y la forward están cointegradas. Este procedimiento se debe realizar para cada par de series, por lo que se tienen 7 series distintas de  $\hat{y}_t$ .

Para todos los casos estudiados se encuentra evidencia suficiente para rechazar la nula de raíz unitaria en  $\hat{y}_t$ , es decir, existe evidencia de cointegración entre el tipo de cambio spot y el forward a 30 días en las 7 series<sup>7</sup>.

Sin embargo, el estudio anterior pierde cierta validez al considerar que empíricamente los tipos de cambio son determinados simultáneamente, es decir, se deben modelar de manera conjunta por un sistema de ecuaciones.

Para esto se testea el número de raíces unitarias comunes, es decir, ya no se testean las series de manera individual, sino que en conjunto. Así, el test de Phillips - Perron descrito anteriormente no aplica y se implementa el test de Johansen que involucra el análisis de raíz unitaria en un contexto multivariado.

El modelo estimado en un VAR(1) para la serie de tipos spot y el mismo para las series de tipo forward a 30 días, dado que modelos de mayor orden entregan similares resultados (aquí los autores prefieren la parsimonia, dado que involucra menos cálculos y entrega resultados casi idénticos)<sup>8</sup>. Basandose en el modelo de corrección de errores, la representación genérica para los tipos spot y forward es:

---

<sup>7</sup> En este caso, se utiliza la misma metodología para encontrar el número adecuado de truncation lags, y se utilizan valores críticos distintos, dado que los anteriores no son apropiados. Los valores críticos utilizados son los presentados por la simulación de Monte Carlo realizada por Engle y Yoo (1987).

<sup>8</sup> Sobre este punto los autores mencionan que más información sobre la modelación se encuentra disponible a petición, porque no ha sido publicada por razones de espacio.

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \gamma_i \sum_j \alpha_j y_{jt-1} + \varepsilon_{it}$$

donde el subíndice  $i$  representa el logaritmo del tipo de cambio, spot o forward, de la moneda  $i$ , y el error el grado en que los tipos de cambio están apartados de su equilibrio a largo plazo.

Utilizando el test de Johansen y sus valores críticos, no se puede rechazar la hipótesis nula (ni siquiera a un 1% de significancia) de que las 7 series de tipo de cambio están enlazadas por una relación a largo plazo (un factor de cointegración).

Una nota que merece destacar es la que los autores hacen al final de la sección III, donde plantean que en ausencia de un premio por riesgo, estos resultados mostrarían cierta ineficiencia en el mercado cambiario de las divisas, dado que en un mercado eficiente el cambio logarítmico no debería poder predecirse. Sin embargo, Granger en su estudio "*Developments in the Study of Cointegrated Economics Variables*" muestra que cuando existe cointegración entre dos o más precios de activos, estos pueden ser predecibles.

En base al estudio se concluye que existen fuertes tendencias que vinculan los tipos de cambio entre ellos.

## 2. Evidencia en Latinoamérica

Luego de revisar la evidencia de los países con más historia, es conveniente analizar la evidencia existente para Latinoamérica, dado que es el foco de investigación.

Cancelo et al (2000), en un estudio para la Universidad de la República de Uruguay, entregan un extenso estudio en un *contexto univariado* (considerando pares de países, al igual que Mussa (1986)) sobre la PPP en tres países del MERCOSUR: Argentina, Brasil y Uruguay, más Estados Unidos como representante de los países industrializados.

Antes de comenzar el estudio como tal, los autores explican algunas de las implicancias de la PPP en el tipo de cambio real:

### 1. PPP en sentido amplio

Si el tipo de cambio nominal y la razón de nivel de precios cointegran plenamente, entonces se cumple la PPP, es decir, si el tipo de cambio real es estacionario, esto no es suficiente.

### 2. PPP en sentido estricto

Si el tipo de cambio real es estacionario sobre una tendencia determinística, entonces la PPP no aplica en su totalidad.

### 3. PPP en sentido semirrestringido

Series generadas por procesos  $I(1)$  pueden ser series  $I(0)$  con cambios estructurales en sus componentes determinísticos. Se pueden distinguir 4 casos:

- El tipo de cambio real es un proceso  $I(0)$  alrededor de una media constante, la PPP explica el comportamiento.
- El tipo de cambio real es un proceso  $I(0)$  con cambios estructurales de nivel, así existen innovaciones transitorias y



permanentes, por lo que en el largo plazo la PPP explica lo fundamental, aún cuando existen otros factores explicativos.

- El tipo de cambio real es un proceso  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinística, así la PPP no es el único factor explicativo del comportamiento de largo plazo, pero la incertidumbre sobre el TC real es exclusivamente monetaria.
- El tipo de cambio real es un proceso  $I(1)$ , entonces la PPP no es ni la única ni la principal explicación para el comportamiento.

El objetivo del estudio es modelar el tipo de cambio incorporando cambios estructurales definidos endógenamente, para así determinar si existe o no una reversión a la media compatible con la teoría del Poder de Paridad de Compra.

Referente a los datos la evidencia empírica avala el hecho de que la PPP es un fenómeno de largo plazo, para lo cual se requiere una muestra lo bastante grande, y además, es bien sabido (como lo demuestra Mussa (1986)) que considerar distintos regímenes (lo que es inevitable al considerar un período largo de tiempo) puede distorsionar los resultados de la estimación, por lo que la muestra debe ser además, bastante homogénea.

Los datos se dividen en dos:

- i) Análisis de Largo Plazo: datos anuales entre 1913 a 1997, índices de precios al consumo, excepto para Brasil, que se utiliza el deflactor implícito del PIB. Los TC reales se normalizan a 1950=1.
- ii) Análisis de Mediano Plazo: datos trimestrales de regímenes flexibles entre 1973 a 1998, índices IPC y IPM. Los TC reales se normalizan a 1985=100.

Los autores utilizan una metodología en dos etapas:

### I. Contraste ADF estándar

Se determina el orden de integración de cada serie en ausencia de cambios estructurales. Para esto se utiliza el estadístico de Dickey - Fuller aumentado y el criterio de selección de rezagos planteado por Perron, donde  $k_{\max} = 5$  capta las dependencias de corto plazo en una serie anual y  $k_{\max} = 8$  en una serie trimestral. Con los valores de k, se aplica el test Q de Box-Ljung para analizar la autocorrelación de los residuos.

### II. Contraste de raíz unitaria con un cambio de nivel bajo la hipótesis alternativa

En esta etapa se estudian los casos de tipo de cambio real con procesos  $I(1)$  obtenidos en la etapa anterior, con el fin de analizar si este orden de integración es el que corresponde o es un proceso  $I(0)$  con cambios estructurales.

$$\text{Modelo A: } \Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU(TB)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_o : Y_t \rightarrow I(1)$$

$$H_a : Y_t \rightarrow I(0) \text{ con quiebre estructural}$$

donde TB es el momento del quiebre y la dummy (DU) toma valores 0 cuando  $t < TB$ . EN este modelo el cumplimiento de la PPP implica necesariamente que  $\alpha < 0$  y  $\beta = 0$ .

$$\text{Modelo D: } \Delta Y_t = \mu + \theta DU(TB)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Luego, se estima el modelo A y se testea la presencia de raíz unitaria:

- Si se rechaza que el proceso es  $I(1)$ , se testea la significancia estadística de  $\beta$ , si resulta significativo entonces no se cumple PPP.

- Si no se rechaza que el proceso es  $I(1)$ , se testea la significancia estadística de  $\beta$ , si es significativo no existe PPP, si no es significativo entonces se estima el modelo D y se testea la presencia de raíz unitaria. Si la hipótesis de raíz unitaria es rechazada entonces se cumple PPP.

En ambos modelos los rezagos y el momento del quiebre son definidos endógenamente. Respecto a los valores críticos, estos son simulados a partir de  $\Delta Y_t = \varepsilon_t$  donde  $\varepsilon_t$  se distribuye  $N(0,1)$ , y el estadístico  $\inf [t_\alpha (TB)^i]$  donde  $i$  representa el modelo y  $t$  el estadístico de la distribución t-student a un nivel de significancia de  $\alpha$ . Se escogen todos los puntos de quiebre donde el estadístico sea más favorable a la hipótesis alternativa (proceso  $I(1)$ ).

El estudio arroja diferentes resultados dependiendo si se trata del largo o mediano plazo, y entre países. Algunos de los más relevantes son:

- Los TC reales de Estados Unidos con Argentina y Uruguay son estacionarios al 5% de significancia, pudiéndose interpretar que ambos países han tomado a Estados Unidos como referencia de la política de TC.
- Para Brasil, los resultados son distintos, pues en ningún caso se rechaza que el TC real siga un proceso  $I(1)$ , y tampoco que los quiebres estructurales sean significativos<sup>9</sup>.
- En el mediano plazo, modelar con IPC o IPM no arroja los mismos resultados. En conjunto, la PPP no se cumple para Estados Unidos con Argentina y Estados Unidos con Brasil.
- En particular, la PPP entre Argentina y Uruguay se cumple tanto en el mediano como largo plazo, por lo que se desprende que están monedas se encuentran fuertemente ligadas; mientras que la PPP entre Brasil y Estados Unidos no se cumple en ningún plazo. Todas las demás relaciones varían en el tiempo.

---

<sup>9</sup> Los autores plantean que esta diferencia no es causada por la utilización del deflactor versus el IPC, dado que en muestras de horizontes amplios, como la utilizada, no deben existir grandes diferencias entre estos índices.

### 3. *Notas Metodológicas*

- **Medición de PPP a partir de IPC**

Dado el poco respaldo de la PPP por la evidencia empírica **Rodríguez et al (2004)** estudian la formulación estadística - econométrica del Poder de Paridad de Compra, con el fin de: 1) demostrar que la sustitución del ratio de precio por el IPC conduce a conclusiones ambiguas, y 2) encontrar un estadístico que mida los cambios en la PPP en el largo plazo y otro para el corto plazo.

Los autores describen el proceso que genera la PPP absoluta (igual a la mencionada en la sección I del presente) y señalan que muchos estudios sólo sustituyen la variable  $P^{10}$  por el valor del IPC de cada zona o país. Algunos de los problemas<sup>11</sup> y conceptos asociados a esta sustitución son:

- La PPP y el IPC poseen una naturaleza diferente. La primera es utilizada para comparar entre países, mientras que el segundo es utilizado para medir el cambio temporal de los precios en cada país (inflación). Así, el uso del IPC para estimar la PPP será adecuado si las canastas utilizadas por el IPC de cada país son similares (mientras se comparen bienes y servicios similares, no tiene sentido analizar PPP con canastas notablemente heterogéneas, los precios no son comparables).
- Si el IPC de los distintos países es medido utilizando una canasta más bien homogénea, entonces al reemplazar P por IPC, la ecuación (1) ya no medirá la PPP absoluta, sino que la relativa, dado que el IPC es una medición de cambios acumulados.

---

<sup>10</sup> Véase ecuación (1), pág: 6.

<sup>11</sup> Para más información, véase Vachris y Thomas (1999), Rao (2001).

En general, los contrastes de hipótesis se realizan sobre el diferencial de la ecuación (1) (reemplazando P por IPC) igual a una constante:

$$\ln(a) + \varepsilon_t = \ln(E_t) + \ln(IPC_t^*) - \ln(IPC_t)$$

Sin embargo, esta ecuación se cumple a partir de que la versión absoluta se cumple, si no es así se obtiene una divergencia de largo plazo entre el tipo de cambio y los precios, lo que no es racional. Así, los autores proponen plantear la ecuación en tasas de crecimiento, con lo que obtienen:

$$\frac{E_t - E_{t-k}}{E_0} + \frac{P_t^* - P_{t-k}^*}{P_0^*} - \frac{P_t - P_{t-k}}{P_0} = 0$$

Aún así, este modelo debe regresionarse considerando que los resultados dependen del cumplimiento o no de la PPP absoluta en ese momento del tiempo. Como en general se desconoce el valor de la ecuación (1), los autores proponen un estadístico para estimar los cambios en este:

$$B_{t-k,t} = \frac{\frac{E_t}{E_0} IPC_t^* - \frac{E_{t-k}}{E_0} IPC_{t-k}^*}{IPC_t - IPC_{t-k}}$$

#### 1. *Estimación de Cambios a Largo Plazo (k=t)*

Reemplazando k=t en la ecuación anterior, de la interpretación del estadístico se obtienen tres casos<sup>12</sup>:

- Si es mayor que 1, el país extranjero (denotado por \*) es más caro con respecto al mercado global, por lo que los habitantes de dicho país empeoran su calidad de vida.
- Si es igual a 1, no hay cambios.
- Si es menor a 1, el país extranjero es más barato con respecto al mercado global, por lo que mejora la calidad de vida.

<sup>12</sup> Todos referidos al instante base del IPC.

## 2. Estimación de Cambios a Corto Plazo ( $k=12$ )

Este representa una medida de PPP relativa, puesto que mide los cambios anuales en la versión absoluta (esto asumiendo que se utilizan datos mensuales, si se usaran datos anuales  $k$  sería 1, datos trimestrales  $k=4$ , etc.). La interpretación del estadístico conlleva las mismas situaciones descritas anteriormente.

- **Relaciones de cointegración entre índices de precios**

Los estudios de cointegración en la teoría de la PPP muestran evidencia tanto a favor como en contra y han sido analizados en el contexto univariado (relaciones bilaterales) y en el multivariado (relaciones conjuntas).

**Jonhson (1991)** explica que la hipótesis de cointegración puede rechazarse si varían los precios internos de los índices y si los países no tienen la misma composición de la canasta del índice (nota que también realizan los autores Rodríguez et al (2004))

El autor plantea un modelo logarítmico donde los precios y el tipo de cambio nominal siguen un proceso  $I(1)$  y además están cointegrados entre ellos. Utilizando la simbología del autor, esto significa que  $d_{it} = p_{it} - p_{it}^* - e_t$ <sup>13</sup> sigue un proceso estacionario. Esto para precios individuales.

Para índices de precios, el autor deriva

$$d_t = \sum_{i=2}^n (\delta_i - \phi_i) \rho_{it} + \sum_{i=1}^n \phi_i d_{it}$$

---

<sup>13</sup> Siguiendo con toda la lógica anterior,  $p$  es el logaritmo del precio doméstico,  $p^*$  el logaritmo del precio extranjero y  $e$  el logaritmo del tipo de cambio nominal (moneda doméstica por extranjera).

donde  $\delta_i$  y  $\phi_i$  son los ponderadores del precio  $i$  en el índice nacional y extranjero, respectivamente. Además,  $\rho_{it}$  representa los cambios relativos en los precios nacionales.

Así, si la PPP se cumple a nivel individual, entonces el término de la derecha es estacionario, por lo que la estacionariedad de la nueva serie, dependerá de las variables mencionadas en el párrafo anterior. Si  $\rho_{it}$  está integrado para algún  $i$  y para ese mismo  $i$  los parámetros  $\delta_i$  y  $\phi_i$  son distintos, entonces  $d_t$  será no estacionario.

Se puede notar que al utilizar los índices de precios en lugar de los precios individuales,  $d_{it}$  puede o no seguir un proceso estacionario, por lo que se puede dar que la hipótesis de PPP se cumpla a nivel individual, pero no a nivel agregado.

El mismo autor propone el contraste para analizar si el rechazo de la hipótesis de cumplimiento de la PPP (al utilizar índices y no precios individuales) es causado por cambios relativos en los precios del índice, la metodología queda descrita por los siguientes pasos:

- 1) Se testea el orden de integración de  $d_t$  y de los  $\rho_{it}$ . Si son integrados de orden 1, entonces pueden ser los causantes del aparente no cumplimiento.
- 2) Testear si los  $\rho_{it}$  integrados están cointegrados entre ellos.
- 3) Testear si  $d_t$  está cointegrado con  $\rho_{it}$ . Si en esta etapa no se rechaza la nula de no cointegración, entonces los cambios relativos de los precios y las distintas ponderaciones no son los causantes de la no estacionariedad de  $d_t$ , por ende el no cumplimiento de la PPP a nivel agregado se explica por el incumplimiento en algún precio individual.

Respecto al trabajo de Jonson, Sansó et al (1998) plantean dos críticas fundamentales a su metodología:

- i) Los índices están compuestos por un gran número de bienes, lo que agota los grados de libertad para los pasos dos y tres, o bien, como los test dependen del número de variables, puede ser que no estén disponibles los valores críticos asociados.
- ii) El modelo planteado no es directamente aplicable a los índices Laspeyres<sup>14</sup>, que es la forma de calcular índices más comúnmente utilizada.

Los autores desarrollan una solución para cada uno de los temas planteados<sup>15</sup>, para el primero proponen utilizar índices de grupo de gasto, y así reducir el número de variables; y para el segundo, proponen una pequeña, transformación para reemplazar el índice, pero se puede llegar a conclusiones distintas.

---

<sup>14</sup> La expresión general de un índice Laspeyres es:

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^n q_{i0} P_{it}}{\sum_{i=1}^n q_{i0} P_{i0}}$$

<sup>15</sup> El desarrollo de cada uno de estos temas van más allá del alcance de este informe, por lo que cualquier inquietud referirse al original.



### III. CONCLUSIONES

La revisión aquí presentada muestra que existen puntos críticos de interés a la hora de modelar y estudiar la PPP, dado que la inclusión u omisión de estos aspectos puede generar el rechazo o no de la hipótesis de que existe la Paridad del Poder de Compra. A groso modo se puede concluir que existen (al menos) dos aspectos principales a considerar en el modelamiento del Tipo de Cambio Real.

Un primer aspecto está relacionado con el contexto pudiendo ser univariado o multivariado. En el caso de un contexto univariado (como el presentado por Mussa (1986), Corbae y Ouliaris (1988) y Cancelo et al (2000)) el modelo de determinación se plantea de manera individual, y se pretenden estudiar las relaciones bilaterales existentes entre dos países. Se pueden estudiar muchos casos, pero de pares, no de manera simultánea. Los test de orden de integración y de cointegración son test univariados típicos como el ADF o el de Phillips - Perron, y entregan resultados sobre la existencia o no de un equilibrio de largo plazo entre dos países A y B, que puede ser distinto para el par de países B y C, que además, en conjunto puede resultar que ni siquiera exista dicho equilibrio. En el caso de un contexto multivariado (como el realizado por Baillie, R. y T. Bollerslev (1989a)) se considera que los tipos de cambio no son determinados de manera individual, sino que simultáneamente, por lo que se modela un sistema de ecuaciones de los distintos tipos de cambio. Aquí hay que tener en cuenta, que para que el sistema sea válido, los tipos de cambio de las distintas monedas deben expresarse en función de una misma moneda extranjera, por ejemplo se analizan 5 monedas respecto al dólar americano. Dada la evidencia y la teoría este contexto resulta ser mucho más real que uno univariado, pero claramente es más complejo de modelar. Existen distintos criterios para la determinación del número de rezagos que finalmente determinará el orden del VAR, pero de todas formas este número está acotado y es más cercano a 1

que tendiente al infinito. La metodología clásica en este contexto es la de Johansen y los resultados plantean si existe (uno o más vectores de cointegración) o no cointegración (ningún vector), es decir, una relación de largo plazo entre las divisas analizadas y no entre los pares individuales. Siguiendo el ejemplo, la relación de cointegración bajo este contexto sería entre los países A, B y C, y no entre A y B o B y C como el caso anterior.

Así, utilizar un contexto u otro puede entregar distintos resultados sobre el cumplimiento de la PPP, pero de todas formas, si bien es más complejo, es más adecuado considerar una determinación conjunta (contexto multivariado) que una individual, puesto que en particular, en el mercado de divisas existen tipos de cambios implícitos que se pueden derivar de los explícitos, haciendo que la determinación no sea individual para mucha de las monedas transadas.

Un segundo aspecto relevante es el relacionado a la variable precio. Como se describió el TC real depende del tipo de cambio nominal y el ratio de nivel de precios. El tipo de cambio nominal, en general no es un problema puesto que al utilizar divisas comúnmente transadas se generan los datos necesarios, pero el ratio de precios no es observable directamente, y es necesario utilizar una Proxy que generalmente es un índice de precio, más específicamente, el IPC. Como no el dato real no es observable, y aunque lo fuese, existen bienes transables y no transables, no queda otra solución que usar algún índice en su reemplazo, lo que conlleva problemas con los resultados. Respecto a esto, Canelo et al (2000) muestran que en general la utilización de distintos índices, como el deflactor del PIB o el IPM, pueden llevar a distintas conclusiones sobre la hipótesis. En general, se utiliza el IPC dado que es una medida relativamente estándar y que se encuentra disponible con cierta confiabilidad, pero aún así la parte “relativa” del estándar genera problemas asociados a la composición de la cartera y los cambios relativos de dichos precios, dado que estas diferentes ponderaciones o cambios relativos pueden implicar rechazar o no la hipótesis de cumplimiento de la PPP. Para este problema Jonson (1991) plantea una metodología que testea si son los

cambios relativos en los precios individuales los culpables del rechazo de la hipótesis, y Sansó et al (1998) expanden el tema y corrigen por tipo de índice (Laspeyres) y por utilización de grupos de gastos en vez de precios individuales, pero aún así, los autores postulan que es un tema complejo dado el extenso número de variables involucradas en un índice.

Así, utilizar el índice de Precios al Consumidor es lo más cercano a la realidad, pero no por eso lo óptimo. Incorporarlo en el modelo implica tener en cuenta todos los problemas mencionados, y más que tener en cuenta, manejarlos con las soluciones planteadas en la literatura.

Otros puntos a considerar tienen relación con los distintos regímenes y su implicancia en los datos, y con los datos en sí. Respecto al primero, Mussa (1986) demuestra que la teoría de la Paridad del Poder de Compra, es especialmente susceptible a los distintos regímenes cambiarios, por lo que al estudiar la PPP es necesario abarcar un periodo de tiempo lo bastante largo, porque es un fenómeno a largo plazo, y homogéneo en sistemas cambiarios, con el fin de obtener resultados robustos. Respecto a los datos en sí, hay que tener bastante cuidado al determinar la periodicidad de estos, dado que los tipos de cambio spot se encuentran disponibles diariamente, mientras que los índices no, y convertir datos para calzar periodicidades no es un tema trivial, y conlleva muchos problemas matemáticos.

Finalmente, se puede concluir que si bien existen muchos estudios sobre el tema, este aún no está cerrado y existen todavía muchos temas que tratar y abarcar en cuanto al modelamiento y metodología.

## BIBLIOGRAFÍA

1. **Baillie, R. y T. Bollerslev (1989a)**, “*Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates*”, *Journal of Finance*, Vol. XLIV, 167 - 181.
2. **Baillie, R. y T. Bollerslev (1989b)**, “*The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional Variance Tale*”, *Forthcoming*, *Journal of Business and Economics statistics*.
3. **Cancelo, J.R., Fernández, A., Rodríguez, S., Urrestarazu, I., Goyeneche, J.J. (2000)**, “*Parida de Poder de Compra en el MERCOSUR: Un Análisis a partir de la Evolución a Largo y Mediano Plazo del Tipo de Cambio*”, *Quatum*, n° 11.
4. **Corbae, D. y Ouliaris, S. (1988)**, “*Cointegration and tests for Purchasing Power Parity*”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXX, 508 - 511.
5. **Engle, R. y B.S. Yoo (1987)**, “*Forecasting and Testing in Cointegrated Systems*”, *Journal of Econometrics*, Vol XXXV, 143 - 159.
6. **Frenkel, J. A. (1978)**, “*Purchasing Poder Parity: Doctrinal Perspectiva and evidence from the 1920´s*”, *Journal of International Economics*, 8: 169 - 191.
7. **Frenkel, J. A. (1981)**, “*Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of News: lessons from the 1970´s*”, *Journal of Political Economy*, 89: 665 - 705.
8. **Froot, K.A. y K. Rogoff (1995)**, “*Perspective on the PPP and the Long-Run Real Exchange Rate*”, en G.M. Grossman y K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, Vol. III, North Holland, Amasterdam.
9. **Gustav Cassel (1916)**, “*The Present Situation of the Foreign Exchanges*”, *Economic Journal*.

10. Jonhson, P. A. (1991), "Aggregate price indexes, cointegration, and test of the Purchasing Power Parity hypothesis", *Economics Letters*, Vol. XXXVI, 36: 305 - 309.
11. Kugler, P. y Lenz, C. (1993), "Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run Validity of PPP" , *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXV, 1: 180-184.
12. Larraín, F. y Sachs, J. (2002), "Macroeconomía en la economía global", Editorial Prentice-Hall: Pearson, 2° edición, Buenos Aires.
13. Mac Donald, R. (1999), "Exchange Rate Behavior: Are Fundamentals Important?" *Economic Journal*, 109: 673 - 691.
14. Mussa, M. (1986), "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of the Real Exchange Rates: An Empirical and Implications", *Carnegie - Rochester Conference Series on Public Policy*, 25: 117 - 213.
15. Rao, D. (2001), "Spatial Comparisons of Consumer Prices, Purchasing Power Parities and the International Comparison Program", *An Annex to th CPI Manual*, Estados Unidos.
16. Rodríguez, S., Rodríguez, A. y González, C. (2004), "¿Cómo medir los cambios en la Paridad de Poder de Compra a partir de los índices de Precios de Consumo y los Tipos de Cambio?", *Estadística Española*, Vol. XLVI, 157: 489 - 510.
17. Schwert, W. (1987), "Effects of Model Specification on Test for Unis Roots in Macroeconomic Data", *Journal of Monetary Economics*, Vol XX, 73 - 103.
18. Sansó, A., Artís, M. y Suriñach, J. (1998), "Una nota sobre el contraste de relaciones de cointegración entre índices de precios", *Qüestiló*, Vol. XXII, 1: 83 - 99.
19. Vachris, M. y Thomas, J. (1999), "International Price Comparisons Based en Purchasing Power Parity", *Monthly Labor Reviwe*, Vol. CXXII, 10: 3 - 12.