

EL COMPORTAMIENTO A LARGO PLAZO DE LOS TIPOS DE CAMBIO REAL EN EL MERCOSUR

José Ramón Cancelo

Adrián Fernández

Silvia Rodríguez

El presente trabajo fue realizado en el marco del Proyecto *Análisis Estadístico de Series de Tiempo*, coordinado por la Prof. Rosa Grosskoff y financiado por la Comisión Sectorial de Investigación Científica de la Universidad de la República Oriental del Uruguay. Se agradece la colaboración en procesamiento de datos de Christian Daude y Horacio Sapriza.

RESUMEN

En este trabajo se estudia el cumplimiento de la PPP entre Argentina, Brasil y Uruguay y de estos tres países con Estados Unidos, con datos anuales para el período 1913 a 1997. Para ello se modeliza el comportamiento a largo plazo de los tipos de cambio reales, contrastando la presencia de raíces unitarias, tendencias deterministas y cambios estructurales en un marco general. Un análisis por subperíodos confirma la necesidad de trabajar con muestras muy largas, ya que a medio plazo se pueden producir falsos rechazos de la PPP debido a que los efectos de determinadas políticas económicas se confunden con shocks reales de largo plazo.

SUMMARY

In this study we analyze PPP holding for the case of Argentina, Brazil and Uruguay either between them or with the United States. We model the long-run behavior of the real exchange rates, testing for the presence of unit roots, deterministic trends and structural changes in a general framework. The sub-period analysis confirms the need for long period samples, given that in the short-run PPP can be falsely rejected because the effects of some economic policies are confused with long-run real shocks.

1. INTRODUCCION

En este trabajo se estudia en qué medida la teoría de la Paridad de Poder de Compra (PPP) proporciona una explicación satisfactoria del comportamiento conjunto de los tipos de cambio nominales y de los precios relativos para tres de los cuatro países del Mercosur: Argentina, Brasil y Uruguay. Para ello se analiza la evolución a largo plazo de los tipos de cambio reales bilaterales y de estos tres países con Estados Unidos, que se ha incluido en el estudio tanto por su influencia en la zona como para tener una referencia con el grupo de países más industrializados.

En los últimos años se ha desarrollado una abundante literatura sobre contrastación de raíces unitarias en presencia de cambios estructurales, parte de la cual se ha aplicado a la PPP. En este trabajo extendemos estas aplicaciones permitiendo más de una ruptura, y discutimos en qué medida procesos estacionarios con cambio estructural son realmente compatibles con la teoría de la Paridad de Poder de Compra.

Hay un acuerdo generalizado en que la PPP es tanto más adecuada como teoría explicativa de la relación entre el tipo de cambio nominal y los niveles de precios cuanto más largo sea el horizonte temporal considerado y cuanto mayor sea el peso de los factores estrictamente monetarios. Desde esta perspectiva, en este trabajo consideramos una aplicación especialmente favorable al cumplimiento de la PPP, ya que manejamos datos anuales que se extienden desde 1913 a 1997 de tres países que han alternado diversos períodos de alta inflación a lo largo del intervalo temporal estudiado.

El trabajo se organiza como sigue: en la sección 2 se discuten las implicaciones contrastables de la PPP sobre el tipo de cambio real. En la 3 se presenta la metodología econométrica para testear la vigencia de la PPP. Los datos utilizados y el análisis empírico para toda la muestra se desarrollan en la sección 4. La sección 5 procede a un análisis por subperíodos, que revela la necesidad de trabajar con muestras largas para evitar que los cambios en la política económica distorsionen el contraste de la PPP. Las conclusiones se presentan en la sección 6.

2. PARIDAD DE PODER DE COMPRA: PLANTEAMIENTO GENERAL E IMPLICACIONES SOBRE EL TIPO DE CAMBIO REAL

La teoría de la PPP, cuyas primeras formulaciones han sido rastreadas hasta el siglo XVI, fue planteada de manera formal por Gustav Cassel en 1918¹. En su origen se apoya en la ley del único precio para un producto que se comercia en un mercado internacional integrado y competitivo; para un bien i sujeto a comercio debería cumplirse que:

$$S_t = P_t(i) / P_t^*(i) \quad (1)$$

o, tomando logaritmos

$$s_t = p_t(i) - p_t^*(i) \quad (2)$$

donde S_t es el tipo de cambio nominal o precio de la moneda extranjera en términos de la moneda doméstica, $P_t(i)$ es el precio en moneda doméstica del bien i , $P_t^*(i)$ es el análogo en términos de la moneda extranjera y las minúsculas denotan logaritmos. En consecuencia, si hacemos abstracción de tarifas y costos de transporte, el comercio internacional debería asegurar precios idénticos a través de los países.

Si la ley del único precio es válida para cada bien comercializado, también es válida para canastas idénticas de bienes, y la expresión anterior se transforma en:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (3)$$

donde p_t y p_t^* representan los logaritmos de los índices de precios. Esta es la llamada versión absoluta de la PPP, que es básicamente una restricción sobre el comportamiento de variables endógenas derivada del arbitraje en mercados competitivos. Es importante recalcar que la PPP es una proposición de equilibrio a largo plazo que no presupone una dirección de causalidad entre tipos de cambio y niveles de precio (Isard, 1995).

Sin embargo, en la práctica los índices de precios que se utilizan son índices de precios al consumo, al por mayor o deflatores del PIB, lo que tiene dos consecuencias importantes sobre la proposición anterior: a) los pesos que se asignan a los bienes comercializables no tienen porqué ser iguales en los distintos países, de manera que (3) puede no cumplirse aunque (2) sea

¹ Dornbusch (1987), Froot y Rogoff (1995) o Rogoff(1996) proporcionan excelentes resúmenes de la PPP.

cierta para cada bien en particular; y b) estos índices incluyen bienes no comercializables, para los que no existe un mercado integrado a escala internacional y por lo tanto no hay operaciones de arbitraje. Como consecuencia, la versión absoluta de la PPP no proporciona un mecanismo explicativo adecuado para el comportamiento conjunto a largo plazo de los tipos de cambio nominales y de los índices de precios generales de cada país.

Una interpretación distinta de la PPP da lugar a la llamada versión relativa, que establece que la variación acumulada del tipo de cambio nominal respecto a un período base 0 refleja las correspondientes variaciones acumuladas en los precios relativos, es decir

$$S_t/S_0 = (P_t/P_0)/(P_t^*/P_0^*) \quad (4)$$

o bien, tomando logaritmos,

$$s_t = p_t - p_t^* - k \quad (5)$$

con $k = q_0 = s_0 - p_0 - p_0^*$. La explicación de este comportamiento ya no descansa en el arbitraje en mercados competitivos, sino en el supuesto de que los movimientos de precios en cada país están dominados por shocks monetarios neutrales a largo plazo, por lo que no afectan a los precios relativos entre bienes comercializables y no comercializables. En el resto del trabajo nos centraremos en la PPP relativa, por lo que cualquier mención a la PPP se debe tomar en ese sentido.

Esta interpretación tiene dos implicaciones interesantes: por una parte, el no cumplimiento de la PPP está indicando que las variaciones en los precios están causadas en parte por factores reales, como por ejemplo diferenciales de productividad, que se traducen en cambios en los precios relativos internos de cada economía. Por otra, que la restricción implicada por la PPP es tanto más activa cuanto más importantes sean los shocks monetarios, por lo que es más fácil encontrar PPP en contextos inflacionarios que en economías con precios estables: a este respecto véanse los argumentos de Mahdavi y Zhou (1994) y las referencias allí citadas.

Alternativamente, si definimos el tipo de cambio real (q_t) como:

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

La versión determinista de la PPP relativa implica que el tipo de cambio real es constante en el tiempo. En esta versión está implícito el supuesto de que shocks en el tipo de cambio nominal o en los precios relativos se absorben de forma instantánea, lo que implica que todos los mercados son muy flexibles. En la realidad los mercados de activos tienden a ser mucho más flexibles que los mercados de bienes: tipos de cambio nominales y precios tienen velocidades de ajuste diferentes, de manera que como proposición empírica la PPP relativa es una restricción sobre el comportamiento de largo plazo del tipo de cambio real, y por lo tanto es compatible con que en un determinado momento la variación acumulada del tipo de cambio nominal no refleje la variación acumulada de los precios relativos. Por esa razón en (5) k no tiene un significado económico especial, ya que el sistema puede no estar en equilibrio en el período base (Pippenger, 1993).

La PPP impone determinadas restricciones sobre el proceso generador de datos del tipo de cambio real. De forma un tanto simplificada se dice que el tipo de cambio real tiene que ser estacionario o, alternativamente, estar generado por un proceso integrado de orden 0 -en la notación habitual, $q_t \sim I(0)$ -; sin embargo, en el estado actual de la literatura econométrica sobre raíces unitarias y cointegración esta afirmación es un poco confusa, de manera que a continuación discutimos este punto con más detalle.

Para centrar el tema, consideremos tres versiones empíricamente contrastables de la PPP, que dan lugar a tres conjuntos alternativos de restricciones sobre el proceso generador del tipo de cambio real:

1) PPP en sentido amplio: algunos autores (Liu 1992, Moosa 1994, Serletis 1994, Cheung et al 1995, Edison et al 1997, etc) sostienen que la estacionariedad del tipo de cambio real es una condición suficiente pero no necesaria de PPP; para ellos, lo que se requiere es que s_t , p_t y p_t^* estén plenamente cointegrados, sin que necesariamente tengan que cumplirse las restricciones de simetría y proporcionalidad implícitas en la combinación lineal que define el tipo de cambio real. Esto se puede justificar -véase Cheung y Lai (1993) o Taylor (1988)- por el hecho de que los niveles de precios que se consideran en el trabajo empírico son aproximaciones imperfectas a los verdaderos niveles de precios subyacentes, y los errores de

medida pueden provocar que las restricciones de simetría y proporcionalidad no sean consistentes con los datos reales.

En esta línea, existe PPP si existe alguna combinación lineal de s_t , p_t y p_t^* que sea $I(0)$ alrededor de una media constante en el tiempo, sin que esa combinación lineal necesariamente tenga que ser la que define el tipo de cambio real.

2) PPP en sentido estricto: la gran mayoría de los trabajos basados en el tipo de cambio real señalan que la PPP implica que el tipo de cambio real admite una representación univariante de la forma

$$q_t = k + u_t \quad (7)$$

con u_t un proceso $I(0)$ de la forma $u_t = \psi(L)a_t$ y a_t ruido blanco de media nula y varianza σ_a^2 . Esto implica que q_t también es $I(0)$ con media constante en el tiempo: véase por ejemplo Abuaf y Jorion (1990), Grilli y Kaminski (1991) o Lothian y Taylor (1996).

Una implicación importante este resultado es que el que q_t sea $I(0)$ es una condición necesaria pero no suficiente: si q_t es $I(0)$ alrededor de una tendencia determinista entonces la PPP no explica el comportamiento a largo plazo del tipo de cambio real en su totalidad, ya que hay un componente permanente que se puede aproximar por una función lineal del tiempo y que no queda recogido por la PPP.

3) PPP en sentido semirrestringido: en los últimos años diversos trabajos han discutido la posibilidad de que series aparentemente generadas por procesos $I(1)$ estén generadas por procesos $I(0)$ con cambios estructurales en sus componentes deterministas. En el caso concreto del tipo de cambio real, éste es el enfoque que siguen Flynn y Boucher (1993), Serletis y Zimonopoulos (1997), Zhou (1997) o Wu (1997), entre otros.

Parece claro que la PPP es incompatible con procesos generadores que admiten tendencias deterministas para q_t en toda o parte de la muestra. En sentido amplio, lo mismo se podría argumentar para los cambios de nivel, ya que si el tipo de cambio real admite una representación univariante de la forma

$$\begin{aligned} q_t &= k_1 + \varepsilon_t & t < t^* \\ & k_2 + \varepsilon_t & t \geq t^* \end{aligned} \quad (8)$$

con $k_1 \neq k_2$ y $\varepsilon_t \sim I(0)$, entonces no hay reversión de q_t a una media constante para toda la muestra y la PPP por sí sola no explica el comportamiento a largo plazo del tipo de cambio real.

En última instancia lo que se plantea es en qué medida factores potencialmente explicativos del largo plazo distintos de los considerados en la PPP, como factores reales causados por shocks tecnológicos o cambios en las preferencias, inciden sobre el comportamiento a largo plazo del tipo de cambio real. Sin cuestionar las hipótesis de simetría o de proporcionalidad y manteniendo por lo tanto el análisis en el ámbito del tipo de cambio real, podemos distinguir cuatro situaciones de interés:

a) Si q_t es $I(0)$ alrededor de una media constante para toda la muestra, el tipo de cambio real a largo plazo está completamente explicado: las variaciones acumuladas de precios reflejan shocks monetarios neutrales que no afectan a los precios relativos entre bienes comercializables y no comercializables dentro de cada economía.

b) Si q_t es $I(0)$ con cambios estructurales de nivel, el tipo de cambio real experimenta dos clases de innovaciones: innovaciones transitorias que no tienen efectos de largo plazo y que se producen en cada momento del tiempo, e innovaciones permanentes que sí tienen efectos en el largo plazo pero que tienen una probabilidad muy pequeña de ocurrir. Como consecuencia, se puede decir que el largo plazo del tipo de cambio real se explica fundamentalmente por la PPP, aunque en momentos muy puntuales otros factores distintos cobran protagonismo y determinan una nueva relación de equilibrio para el tipo de cambio nominal y los precios relativos. Puesto que estas alteraciones del equilibrio implicado por la PPP tienen un carácter excepcional en el tiempo, en general la literatura considera que en estos casos existe PPP.

c) Si q_t es $I(0)$ alrededor de una tendencia determinista, la PPP no es el único mecanismo explicativo del largo plazo del tipo de cambio real; sin embargo, el resto de factores con incidencia a largo plazo evolucionan de forma muy suave, por lo que su contribución se puede aproximar por una función determinista del tiempo. En otras palabras, el valor de equilibrio del tipo de cambio real en cada momento del tiempo dependerá de los shocks monetarios asociados a la PPP y de otro tipo de factores, pero la incertidumbre sobre ese valor será exclusivamente monetaria. Esta valoración apenas cambia si se extiende el proceso

generador para incluir cambios estructurales en la pendiente de la tendencia en momentos puntuales.

d) Si q_t es $I(1)$, entonces la PPP no es ni el único ni el principal factor explicativo de la relación a largo plazo entre tipo de cambio nominal y precios relativos.

En este trabajo consideraremos que la PPP solamente juega un papel determinante en la evolución a largo plazo de las variables implicadas en las dos primeras situaciones; por el contrario, si hay tendencias deterministas y/o el tipo de cambio real es $I(1)$ el comportamiento de equilibrio es la resultante de factores monetarios y de factores reales.

3. METODOLOGIA ECONOMETRICA

Como se ha apuntado en la sección 2, el objetivo del análisis econométrico es la modelización del comportamiento del tipo de cambio real a largo plazo, tanto en sus elementos estocásticos como deterministas, con el fin último de determinar si existe reversión a una media compatible con los supuestos de la PPP. Desde que Nelson y Plosser (1982) aportaron evidencia empírica de que las principales series macroeconómicas americanas estaban generadas por procesos con una raíz unitaria, se ha desarrollado una abundante literatura sobre las causas de la persistencia de las innovaciones y la correspondiente ausencia de tal proceso de reversión: en un proceso con raíz unitaria todas las innovaciones tienen un efecto permanente sobre la variable, lo que implica que la tendencia de largo plazo es estocástica y no se puede tratar de forma determinista (Nelson y Kang, 1981).

Esta tesis fue cuestionada por Perron en diversos trabajos, véase especialmente Perron (1989). Perron sostiene que las innovaciones que experimentan las variables económicas son una mezcla de innovaciones transitorias y permanentes, aunque la probabilidad de que una innovación permanente ocurra en un momento determinado es muy baja; en la práctica un esquema de este tipo se puede aproximar por un proceso estacionario con componentes deterministas cuyos parámetros cambian cuando se produce una innovación que incide en el largo plazo, conectando así el problema de contrastar raíces unitarias con la literatura de cambio estructural; y la mayor parte de la evidencia empírica favorable a la presencia de raíces unitarias

se explica por la distorsión que provoca un cambio estructural cuando no se trata de forma adecuada.

Perron (1989) deriva la distribución de los estadísticos cuando sólo hay una innovación con efecto a largo plazo en toda la muestra y además se conoce en qué momento ocurre. Christiano (1992) cuestiona el supuesto de que la fecha del cambio estructural es conocida, ya que en la práctica ésta se determina a partir de la información muestral; en consecuencia es preciso incorporar la estimación del momento del cambio al proceso de búsqueda de especificación, ya que el tratar el momento de la ruptura como endógeno modifica la distribución de los estadísticos que se usan para contrastar la hipótesis de raíz unitaria. Esta extensión se desarrolla, entre otros, en Banerjee et al (1992), Zivot y Andrews (1992) y Perron y Vogelsang (1992a, 1992b), quienes consideran que el momento del corte se desconoce y se estima a partir de los datos. Sin embargo, todos estos trabajos suponen que sólo hay un cambio estructural, es decir, que sólo hay una innovación con efectos permanentes en todo el período analizado; Lumsdaine y Papell (1997) extienden el análisis al caso en que hay dos cambios estructurales bajo la hipótesis alternativa de estacionariedad.

Para incorporar esta discusión al estudio empírico de la PPP desarrollamos una metodología que se resume en tres etapas.

ETAPA 1: CONTRASTES ADF ESTÁNDAR

En esta etapa se determina el orden de integración de cada serie utilizando la estrategia estándar de contrastación con el estadístico Dickey-Fuller aumentado (ADF) en ausencia de cambios estructurales. Dadas las características de algunas de las series que manejamos puede ocurrir que algunas variables sean I(2); para contrastar que las series son I(2) frente a la alternativa de que son I(1) estimamos la expresión

$$\Delta^2 Y_t = \mu + \beta t + \alpha \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta^2 Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

donde Y_t denota la variable considerada en cada caso. A continuación se contrasta la hipótesis de raíz unitaria: si se rechaza se concluye que ΔY_t es estacionaria; en caso contrario se contrasta la significatividad de la tendencia: si es significativa se concluye que ΔY_t es I(1), y si no lo es se

reestima (9) sin incluir el término βt y se vuelve a contrastar la estacionariedad de ΔY_t . Si se rechaza de forma definitiva que Y_t sea I(2) se pasa a contrastar que es I(1) frente a la alternativa de que es I(0), siendo ahora la ecuación de partida

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

y se repite el proceso anterior. En los modelos que incluyen constante nunca se contrasta si es significativa, ya que como se ha visto en la sección 2 ésta simplemente recoge la contribución del tipo de cambio real en el período base y carece de valor económico.

El número de retardos k que garantiza que los residuos de (9)-(10) están incorrelacionados en el tiempo se determina endógenamente siguiendo el procedimiento propuesto en Perron (1989), cuyas propiedades se discuten en Hall (1994) y Ng y Perron (1995): comenzamos con un valor máximo $k_{\max}=5$, ya que se considera que un AR(5) es un proceso suficientemente general para captar dependencia de corto plazo en series anuales. Si el valor elegido es k_{\max} , se toma ese valor y no se prueban valores superiores (Zivot y Andrews 1992, Lumsdaine y Papell 1997). Una vez determinado el valor de k se comprueba que los residuos están incorrelacionados en el tiempo con el estadístico Q de Box-Ljung calculado para los 5 y 10 primeros retardos. Cada vez que cambia la ecuación a estimar se recalcula el valor de k .

ETAPA 2: CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA CON UN CAMBIO DE NIVEL BAJO LA HIPÓTESIS ALTERNATIVA

Para los tipos de cambio real que son I(1) según la etapa anterior estudiamos si este resultado puede estar provocado por un cambio estructural en el componente determinista. Para ello implementamos un procedimiento similar a los descritos en Zivot y Andrews (1992) o Banerjee et al (1992), entre otros; sin embargo, de las tres posibles rupturas propuestas en la literatura solamente consideramos el cambio de nivel, ya que las especificaciones que incluyen cambios en la tendencia determinista son incompatibles con la PPP. Se define así el denominado modelo A:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU(TB)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

donde TB es el momento de la ruptura; $DU(TB)_t = 1$ si $t > TB$ y 0 en otro caso.

La hipótesis nula es que Y_t es $I(1)$, y la alternativa es que es $I(0)$ con un cambio estructural en el momento TB; en esta especificación el cumplimiento de la PPP implica necesariamente que $\alpha < 0$ y $\beta = 0$. De ahí que consideremos también un segundo modelo, al que llamamos modelo D, que se define como:

$$\Delta Y_t = \mu + \theta DU(TB)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

es decir, el modelo A sin tendencia determinista; optamos por denominar a (12) modelo D como una extensión natural de la terminología utilizada en la literatura de contrastes de raíces unitarias con cambio estructural, que reserva las letras B y C a modelos con rupturas en la tendencia determinista.

La estrategia de contrastación que proponemos utilizar en modelos con una ruptura es la siguiente:

Paso a) Se estima el modelo que incluye tendencia determinista (modelo A) y se contrasta la hipótesis de raíz unitaria.

Paso b) Si se rechaza que Y_t es $I(1)$, se contrasta la significatividad de la tendencia determinista con el correspondiente estadístico² t: si la tendencia es significativa entonces no hay PPP aunque Y_t sea $I(0)$.

Paso c) Si no se rechaza que Y_t es $I(1)$ se contrasta la significatividad de la tendencia determinista, ya que el estadístico para contrastar raíz unitaria pierde potencia si se añaden componentes deterministas no significativos. Nótese que la distribución del estadístico t de la tendencia en este caso es distinta que en el paso b, ya que allí Y_t es $I(0)$ y aquí es $I(1)$.

Paso d) Si en el paso c la tendencia determinista no es significativa se estima el modelo D y se vuelve a contrastar la hipótesis de raíz unitaria: si se rechaza existe PPP, si no se rechaza no hay PPP. Si en el paso c la tendencia determinista es significativa, entonces no hay PPP.

² A pesar de que Y_t es integrada de orden cero no es seguro que la distribución del estadístico sea una t de Student, ya que podría depender del proceso de búsqueda del momento en que se produce el cambio de nivel y en ese caso habría que obtenerla por simulación; sin embargo no hemos profundizado en este punto porque en esta aplicación en ningún caso rechazamos que la variable fuese $I(1)$ en el paso a.

Al igual que en las etapas anteriores, k se escoge endógenamente. El momento de la ruptura también se determina de manera endógena, con la restricción de que el punto de corte no esté ni en la primera observación ni en la última³.

Los contrastes de raíces unitarias se basan en los propuestos en Zivot y Andrews (1992): llamando $t_{\alpha}(TB)^i$ al estadístico t para contrastar la hipótesis de raíz unitaria en el modelo i ($i=A,D$) cuando la hipótesis alternativa es que la serie es $I(0)$ con un cambio de nivel en $t=TB$, el contraste general de raíz unitaria en el modelo i utiliza el estadístico $\inf[t_{\alpha}(TB)^i]$, que consiste en escoger de todos los posibles puntos de ruptura aquél que proporciona un $t_{\alpha}(TB)^i$ más favorable a la hipótesis alternativa.

Para aproximar la distribución del estadístico bajo la hipótesis nula suponemos que Y_t viene dada por $\Delta Y_t = \varepsilon_t$ con $\varepsilon_t \sim \text{Niid}(0,1)$. El experimento básico consiste en generar series de tamaño⁴ T , estimar el modelo i ($i=A,D$) para cada serie y calcular el correspondiente $\inf[t_{\alpha}(TB)^i]$; el experimento se replica 1000 veces, y con ello se obtiene la distribución empírica del estadístico bajo la nula. Hicimos el estudio para series de tamaño 500, como aproximación a la distribución asintótica, y de tamaño 85, como aproximación a la distribución de muestras finitas para el tamaño muestral manejado en este trabajo. Las distribuciones empíricas así derivadas incorporan el efecto de determinar el valor de k de forma endógena.

Para contrastar la significatividad de la tendencia determinista en el modelo A bajo la nula de que la serie está generada por un paseo aleatorio sin cambio de nivel, una vez seleccionado el punto de ruptura más favorable a la hipótesis de estacionariedad hemos procedido de la siguiente manera: sea $t_{\beta}[\inf^A]$ el estadístico t para contrastar $\beta=0$ en esa especificación, donde la notación $t_{\beta}[\inf^A]$ refleja que es un estadístico asociado a la especificación que proporciona el ínfimo de todos los posibles t -ratios para contrastar la hipótesis $\alpha=0$. Dado que $t_{\beta}[\inf^A]$ no sigue una distribución estándar, hemos derivado su

³ Banerje et al (1992) obtienen resultados válidos para $1 < r \leq TB \leq T-r < T$, donde T es el tamaño muestral y r es un parámetro de corte que estos autores fijan en $0.15T$. Sin embargo Zivot y Andrews (1992), véase también Perron y Vogelsang (1992a), demuestran que las distribuciones de los estadísticos están bien definidas con tal que $1 < TB < T$.

⁴ De hecho de tamaño $T+125$, ya que hemos descartado los 125 primeros valores de la serie para atenuar

distribución se obtiene con la misma simulación que proporciona la distribución empírica de $\inf[t_{\alpha}(TB)^A]$.

Los cuadros 1 y 2 recogen los resultados de las simulaciones. Las distribuciones de $\inf[t_{\alpha}(TB)^i]$, $i=A,D$, están tanto más desplazadas a la izquierda cuanto menor es el tamaño muestral, tal y como era de esperar. Además con los valores críticos de este trabajo es más difícil rechazar la hipótesis nula que con las distribuciones derivadas en Zivot y Andrews (1992) o Banerjee et al (1992), ya que estos trabajos fijan $k=0$ y por lo tanto no incorporan la mayor incertidumbre derivada de determinar el número de retardos a partir de los datos. En cuanto a $t_{\beta}[\inf^A]$, se puede comprobar como sus distribuciones son aproximadamente simétricas, aunque los valores críticos son muy distintos de los correspondientes a una t de Student.

ETAPA 3: CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA CON DOS CAMBIOS DE NIVEL BAJO LA HIPÓTESIS ALTERNATIVA

En los tipos de cambio real para los que no se rechaza la raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad con un cambio estructural ensayamos el procedimiento de Lumsdaine y Papell (1997), que permite dos rupturas en el componente determinista. Dado el tipo de series que analizamos nos centramos en lo que estos autores denominan modelo AA, el caso en que bajo la hipótesis alternativa hay dos cambios en la ordenada en el origen pero no hay cambios en la pendiente:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta_1 DU(T1)_t + \theta_2 DT(T2)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

donde $DU(T1)_t = 1$ si $t > T1$ y 0 en caso contrario y $DT(T2)_t = 1$ si $t > T2$ y 0 en caso contrario.

Por las mismas razones que en el caso de una ruptura consideramos una variante del modelo AA sin tendencia determinista: definimos el modelo DD como

$$\Delta Y_t = \mu + \theta_1 DU(T1)_t + \theta_2 DT(T2)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

En ambos casos los momentos de las rupturas, $T1$ y $T2$, se determinan endógenamente, con las restricciones de que no haya rupturas ni en la primera ni en la última observación y que

el efecto de las condiciones iniciales del generador de números aleatorios. Todas las simulaciones se han

T1 y T2 no pueden ser contiguos. El valor de k se elige de la misma forma que en las etapas anteriores.

Sea el modelo i ($i=AA, DD$): para cada combinación (T1,T2) se calcula el estadístico t para contrastar $\alpha = 0$, denotado por $t_{\alpha}(T1,T2)^i$; el estadístico empleado para contrastar la hipótesis de raíz unitaria es $\inf[t_{\alpha}(T1,T2)^i]$, cuya distribución se puede aproximar por simulación. Al igual que cuando considerábamos una ruptura, a partir del modelo $\Delta Y_t = \varepsilon_t$ con $\varepsilon_t \sim Niid(0,1)$ generamos 1000 series de 85 observaciones y derivamos la distribución empírica del estadístico para muestras del mismo tamaño que las series de este trabajo; no obtuvimos una aproximación a la distribución asintótica porque con series muy largas la simulación resulta impracticable.

La estrategia de contrastación es la misma que en el caso de una ruptura.

El estadístico pivote se denota por $t_{\beta}[\inf^{AA}]$, y es el estadístico t de la tendencia en la especificación con cambios de nivel en los valores de T1 y T2 asociados a $\inf[t_{\alpha}(T1,T2)^{AA}]$. Su distribución empírica se obtiene tabulando sus valores en la simulación descrita en el párrafo anterior.

Los resultados también se recogen en los cuadros 1 y 2: la distribución de $\inf[t_{\alpha}(T1,T2)^{AA}]$ está más desplazada a la izquierda que cuando sólo se considera un cambio estructural. Por otra parte nuestra distribución es muy similar a la de Lumsdaine y Papell (1997): los valores críticos que obtienen estos autores también están derivados determinando de forma endógena el número de retardos, por lo que las únicas diferencias respecto a nuestra simulación son el tamaño muestral y el número de replicaciones. La distribución de $t_{\beta}[\inf^{AA}]$ también tiene valores críticos mayores que en el caso de una sola ruptura.

programado en MATLAB, usando su generador de números aleatorios.

4. RESULTADOS PARA TODA LA MUESTRA

El estudio se ha realizado con datos anuales para el período 1913 a 1997. Las variables de precios son índices de precios al consumo para Argentina, Uruguay y Estados Unidos y el deflactor implícito del Producto Bruto Interno para Brasil; los tipos de cambio nominales se calcularon a partir de los tipos de cambio nominales con el dólar, libras o de mercado, para Argentina, Brasil y Uruguay. Los tipos de cambio real se normalizan con base 1950=1. Las fuentes se listan en el Anexo I.

En los gráficos 1 a 6 se presentan la evolución de los logaritmos de los tipos de cambio real de Argentina, Brasil y Uruguay respecto de Estados Unidos (gráficos 1, 2 y 3 respectivamente), de Argentina y Brasil respecto de Uruguay (gráficos 4 y 5) y de Brasil respecto de Argentina (gráfico 6). El logaritmo del tipo de cambio real del país A respecto al B se define como $p_t^A - p_t^B - s_t^{A/B}$, donde $s_t^{A/B}$ es el logaritmo del tipo de cambio nominal expresado en el precio de la moneda de A en unidades de la moneda de B.

El Cuadro 3 recoge todos los contrastes de raíces unitarias de los tipos de cambio nominal y de los índices de precios. A un nivel de significación del 5% son I(2) todos los tipos de cambio nominales de Argentina; también es I(2) el índice de precios de Argentina. Cuando se contrasta I(1) frente a I(0) no se rechaza nunca la hipótesis nula.

La existencia de dos raíces unitarias en algunas series puede estar ligada al comportamiento de los precios de Argentina, que impondrían un comportamiento similar a los tipos de cambio nominal de ese país con los demás. Para confirmar esta impresión hemos calculado el nivel de precios argentino medido en las otras tres monedas, y hemos hecho los correspondientes contrastes de raíces unitarias: los resultados también se resumen en el Cuadro 3. Los precios argentinos en dólares son I(1), con lo que precios y tipo de cambio nominal con Estados Unidos están parcialmente cointegrados. Los precios argentinos expresados en pesos uruguayos son I(1) alrededor de una tendencia determinista; y los precios argentinos en moneda brasileña son I(2) al 5% pero I(1) al 10%. En conjunto estos resultados apuntan a que los tipos de cambio nominales del peso argentino han tendido a compensar en parte la no estacionariedad

de los precios en moneda local, de manera que el orden de integración de los precios argentinos es similar al de los demás países cuando se expresan en la misma moneda.

El Cuadro 4 presenta los contrastes de raíces unitarias para los tipos de cambio reales. En todos los casos se rechaza claramente que sean $I(2)$ y que haya tendencias deterministas. Si consideramos un nivel de significación del 5% todos los tipos en los que entra Brasil son $I(1)$, lo que implica que la versión más simple de la PPP no es válida para este país; sólo si aumentamos el nivel de significación al 10% se podría hablar de PPP de Brasil con Estados Unidos y con Argentina.

Los tipos de cambio reales de Estados Unidos con Argentina y Uruguay son estacionarios al 5%, lo que parece apuntar a que estos dos países han tomado la PPP con Estados Unidos como referencia de la política de tipo de cambio a largo plazo. En el caso concreto de Argentina, este resultado revela que aunque los órdenes de integración de los niveles de precios argentino y EE.UU. medidos en sus respectivas monedas sean distintos, hay cointegración plena cuando ambos precios se miden en dólares.

El tipo de cambio real entre Argentina y Uruguay rechaza la raíz unitaria incluso con niveles de significación del 1%, lo que refuerza la hipótesis de que el peso uruguayo está fuertemente ligado al peso argentino y que su valor se determina fundamentalmente por la evolución de los precios relativos.

En cuanto a la velocidad del ajuste en los casos en que el tipo de cambio real es $I(0)$, los coeficientes autorregresivos que resultan son 0.785 para Argentina/EE.UU., 0.772 para Uruguay/EE.UU. y 0.616 para Uruguay/Argentina. Estos valores implican que un shock que desvía al tipo de cambio real de su valor de equilibrio tarda en reducirse a la mitad algo menos de tres años para Argentina/EE.UU. y Uruguay/EE.UU. y menos de dos años para Uruguay/Argentina. Los resultados para los tipos en que interviene Estados Unidos están en la línea de lo que se ha encontrado en otros estudios (Rogoff 1996), que apuntan a vidas medias de alrededor de tres años. La mayor velocidad de ajuste entre Uruguay y Argentina se puede explicar por la fuerte relación que existe entre estos dos países, que acelera la convergencia hacia el equilibrio.

Vistos los resultados obtenidos para los tipos brasileños pasamos a contrastar la hipótesis de que son $I(1)$ frente a la alternativa de que son $I(0)$ con cambios de nivel. El Cuadro 5 muestra los resultados obtenidos al estimar los modelos A y D. Comparando los valores de los estadísticos con los valores críticos de los cuadros 2 y 3 se comprueba que no se rechaza la hipótesis nula de que el tipo de cambio real sea $I(1)$ en ningún caso, aunque sí se rechaza la presencia de una tendencia determinista. Tampoco hay evidencia de que los cambios estructurales considerados tengan efectos significativos⁵.

A continuación contrastamos $I(1)$ frente a $I(0)$ con dos cambios estructurales en la ordenada en el origen; el Cuadro 6 presenta el detalle de las estimaciones en este caso, y una vez más no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria aunque sí la presencia de tendencia determinista.

Como conclusión, parece haber evidencia clara de que los tipos de cambio reales de Brasil son $I(1)$, incluso si se permiten cambios estructurales en los componentes deterministas. Para Brasil usamos como índice de precios el deflactor del PIB, mientras que para los otros tres países consideramos el índice de precios al consumo. Sin embargo en un horizonte temporal tan largo no debe de haber grandes diferencias entre estos dos índices, por lo que no parece que los resultados obtenidos para Brasil se deban a diferencias en el índice de precios empleado. La verdadera causa parece estar bien en errores de medida más generales, lo que salvaría la existencia de PPP si ésta se define en su versión más amplia; o bien en características específicas del país que hacen que los shocks reales sobre el tipo de cambio tengan una importancia mucho mayor que en los otros países del Mercosur, rechazando así una explicación puramente monetaria de la determinación del tipo de cambio de equilibrio. En todo caso éste es un tema que será objeto de estudio en próximos trabajos.

⁵ Las distribuciones de los estadísticos t de las variables de ruptura que se presentan en el Cuadro 6 son desconocidas, pero los estadísticos son lo suficientemente pequeños como para que apenas queden dudas sobre la conclusión del texto. De todas formas hemos calculado, para cada modelo, una familia de estadísticos sugerida en Banerjee et al (1992) que consiste en seleccionar, de todas las posibles intervenciones en TB tales que $1 < TB < T$, la que maximiza el estadístico t (elevado al cuadrado para evitar problemas de signo) de la intervención; simulamos la distribución de estos estadísticos bajo la hipótesis nula de que la serie está generada por un paseo aleatorio y en ningún caso se rechaza la hipótesis de que la ruptura no es significativa.

5. EL EFECTO DE LAS POLITICAS ECONOMICAS EN EL CONTRASTE DE LA PPP: ANALISIS POR SUBPERIODOS

5.1 METODOLOGIA

En las secciones anteriores se ha estudiado para qué países se puede encontrar evidencia favorable a la PPP considerando todo el período 1913-1997. A continuación analizamos períodos más cortos, para separar los momentos en que los agentes económicos han tomado la PPP como referencia básica para el tipo de cambio nominal, de las épocas en que han primado otras consideraciones y en consecuencia se han acumulado las desviaciones de la PPP. El objetivo último de este estudio es plantear una explicación alternativa a la habitual para la necesidad de disponer de muestras largas para detectar PPP.

Banerjee et al (1992) propusieron una familia de estadísticos, a la que llamaron estadísticos rolling, para contrastar raíz unitaria en presencia de cambios estructurales. En este trabajo no empleamos los estadísticos rolling como un contraste alternativo de raíces unitarias para toda la muestra, sino como un instrumento para facilitar el análisis por subperíodos. El procedimiento seguido se articula en los siguientes pasos:

1) Fijamos el tamaño de las submuestras, al que denotamos por T_0 : dado el tamaño de la muestra disponible (85 observaciones iniciales, 79 reales una vez descontadas diferencias y retardos), hemos considerado subperíodos de 25 años (aproximadamente $T/3$) y de 40 años (aproximadamente $T/2$).

2) Siguiendo a Banerjee et al (1992), se estima la ecuación:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \alpha Y_{t-1} + \sum \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

con todas las muestras posibles de tamaño T_0 . El contraste de raíz unitaria basado en el estadístico rolling utiliza $\inf[t_{\alpha}(T^*-T_0+1, T^*)]$, donde $t_{\alpha}(T^*-T_0+1, T^*)$ es el estadístico t para contrastar $\alpha=0$ con la muestra que se extiende desde T^*-T_0+1 a T^* . Sin embargo, en el análisis por subperíodos que se plantea aquí proponemos comparar todos y cada uno de los $t_{\alpha}(T^*-T_0+1, T^*)$ con los correspondientes valores críticos de la tabla del contraste ADF estándar, y ver

en qué subperíodos de T_0 observaciones es posible mantener que el tipo de cambio real cumple las restricciones impuestas por la PPP.

3) No obstante, y al igual que ocurría con los contrastes de rupturas en los componentes deterministas, la aplicación directa a nuestro problema de la especificación propuesta en la literatura sobre estadísticos rolling puede ser equívoca. En efecto, puede ocurrir que para una muestra determinada se rechace la raíz unitaria porque la serie en ese subperíodo es $I(0)$ alrededor de una tendencia determinista. De ahí que en la práctica hayamos trabajado también con una variante de (15) dada por

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

En determinadas muestras (16) está mal especificado desde el punto de vista estadístico, ya que puede estar omitiendo un componente determinista relevante y no rechazar la raíz unitaria cuando la serie es de hecho estacionaria alrededor de la tendencia determinista. Sin embargo, para evaluar si hay PPP es preferible (16), ya que ésta puede ser confusa en cuanto a las causas del rechazo de la PPP pero no en cuanto al rechazo en sí, mientras que en (15) para estar seguros de que hay PPP habría que tener en cuenta los estadísticos de Y_{t-1} y de la tendencia.

5.2 RESULTADOS

En el gráfico 7 se muestran los estadísticos $t_\alpha(T^*-T_0+1, T^*)$ para el tipo de cambio real de Argentina respecto a Estados Unidos con muestras de tamaño 25, con y sin tendencia determinista en el modelo. En el gráfico se aprecia la importancia de controlar la presencia de la tendencia determinista: en los años finales no hay diferencia entre incluir o no la tendencia en la especificación que se estima, pero en el modelo con tendencia determinista también se rechaza la raíz unitaria en los primeros años de la muestra. De hecho la submuestra que proporciona el mínimo t_α corresponde al período 1919-1943, y el valor de $t_\alpha(1919, 1943)$ es el que se usaría para contrastar raíz unitaria utilizando el procedimiento rolling propuesto en Banerjee et al (1992); nótese sin embargo que esta submuestra no aporta evidencia favorable a la PPP, ya que

en todo caso el tipo de cambio real sería $I(0)$ alrededor de una tendencia determinista, tal y como se puede apreciar en la evolución original de la serie reflejada en el gráfico 1.

Los gráficos 8, 9 y 10 recogen la evolución de los estadísticos $t_{\alpha}(T^*-T_0+1, T^*)$ para los tipos de cambio real de Argentina con los demás países (gráfico 8), de Uruguay con el resto (gráfico 9) y de Brasil con los demás (gráfico 10), con el fin de proporcionar una visión general para cada uno de los países del Mercosur estudiados en este trabajo. En estos gráficos todas las muestras son de 25 observaciones, y se representan los estadísticos para el modelo que no incluye tendencia determinista. Obsérvese que en general con muestras de 25 años se rechaza la existencia de PPP. El caso de Argentina y Estados Unidos es bastante claro, ya que habiendo detectado reversión a la media en el conjunto de 1913-1997 hay pocas submuestras de 25 observaciones en las que el tipo de cambio real es $I(1)$.

De todas formas se deducen algunas regularidades en los gráficos 8 a 10: el subperíodo donde la PPP ha tenido más fuerza se extiende desde 1960-1965 (fin de la estrategia de sustitución de importaciones) a 1985-1990 (una vez incorporadas las grandes devaluaciones de los primeros ochenta, que corrigieron la revaluación real de los setenta); la actual política antiinflacionaria de Argentina tiende a desviarla de la PPP; y en los últimos años se refuerza la PPP entre Brasil y Uruguay.

Pasando al análisis de muestras de 40 años, los estadísticos $t_{\alpha}(T^*-T_0+1, T^*)$ en modelos sin tendencia determinista para los distintos tipos de cambio real se representan en los gráficos 11 (Argentina con los demás países), 12 (Uruguay con los otros) y 13 (Brasil con el resto). Como era de esperar, estos resultados son más coherentes con los que se obtienen para todo el período.

En cuanto a los casos en los que hemos encontrado PPP para toda la muestra, de forma muy resumida podemos apuntar que el papel de la PPP como restricción de equilibrio entre Argentina y Uruguay tiende a ser cada vez más fuerte con el paso del tiempo. La devaluación argentina de 1982 permitió corregir la sobrevaloración del peso respecto al dólar, pero el plan de estabilización iniciado en 1990 tiende a desviar el peso de su valor de largo plazo implícito en la PPP. Por lo que al tipo de cambio peso uruguayo / dólar respecta, la PPP estuvo vigente de

forma generalizada durante el período: las mayores desviaciones se localizan en los primeros años de la muestra, los acontecimientos de principios de los setenta, los de principios de los ochenta y la sobrevaloración del peso asociada a la política antiinflacionista de los noventa.

Por su parte, el gráfico de los estadísticos para Brasil muestra claramente como la PPP nunca fue un mecanismo explicativo adecuado de la evolución del tipo de cambio de la divisa brasileña: únicamente en los últimos años se observa una tendencia al cumplimiento de la PPP entre Brasil y Argentina.

Obsérvese que por el momento los resultados de esta sección no son coherentes con los de la sección anterior: en los casos en que se comprobó que había PPP en el conjunto 1913-1997 se estimaron vidas medias de los shocks inferiores a tres años, de manera que submuestras de 25 años tendrían que mostrar de forma sistemática evidencia favorable a la PPP.

Una posible explicación es que, tal y como se ha descrito en la sección 3, los países ensayan diversas políticas económicas a lo largo del tiempo. Algunas de estas políticas pueden distorsionar el funcionamiento de un mecanismo corrector de desequilibrios como la PPP; y en el medio plazo esta distorsión causada por políticas poco ortodoxas no sostenibles en el largo plazo se puede confundir con los efectos de factores reales que sí tienen efectos a largo plazo sobre los precios relativos, como por ejemplo diferenciales de productividad en los sectores productores de bienes comercializables y no comercializables.

Un argumento de este tipo es coherente con los resultados de Liu y Burkett (1995), que muestran evidencia empírica de que las características de los ajustes tal y como se estiman habitualmente en la literatura son de hecho respuestas promedio que pueden enmascarar velocidades muy diferentes en distintos momentos del tiempo. Como consecuencia, el requisito de muestras largas respondería, por una parte, a la necesidad de evitar basar el estudio en un período histórico en el que la política económica impide expresamente el ajuste vía PPP, y por otro, poder estimar de forma fiable las principales características de la velocidad de reversión cuando ésta es muy volátil. Si bien es cierto que la política económica no es la única posible fuente de distorsión a medio plazo, en el caso que estudiamos hay fundadas razones para creer que ha tenido un papel muy destacado, tal y como se ha visto en la sección tres.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha estudiado si la PPP ha actuado como una relación de equilibrio en el sector exterior de Argentina, Brasil y Uruguay. Dado el actual proceso de integración entre estos tres países (y con Paraguay) en el seno del Mercosur, se ha prestado especial atención a las relaciones bilaterales y se ha incluido Estados Unidos en el análisis en parte por su influencia en la zona y en parte como representante de los países industrializados.

Desde un punto de vista teórico se han precisado las implicaciones del cumplimiento de la PPP sobre el proceso generador de datos del tipo de cambio real, y en particular se ha discutido en qué medida la PPP es compatible con la presencia de determinados componentes deterministas en los modelos univariantes. El requisito de que el tipo de cambio real sea $I(0)$ es una condición necesaria pero no suficiente para que haya PPP, ya que la presencia de tendencias deterministas o incluso de cambios puntuales de nivel plantean dudas sobre la capacidad de la PPP para explicar la evolución conjunta a largo plazo de los precios y tipo de cambio nominal.

El análisis empírico mostró que la PPP es válida para Argentina y Uruguay: en ambos países precios domésticos y tipo de cambio nominal han evolucionado en el largo plazo para mantener la competitividad con Estados Unidos, sin que el análisis en términos de tipo de cambio real pueda indicar en cuál de estas dos variables -precios internos o tipos de cambio- ha recaído el peso del ajuste. Así mismo, la PPP juega un papel central en la explicación de la relación entre Argentina y Uruguay.

En Brasil, por el contrario, la relación de largo plazo entre tipo de cambio nominal y precios relativos ha estado determinada por otros factores distintos de los shocks puramente monetarios. Los contrastes estándar de raíces unitarias muestran que sólo con niveles de significación del 10% se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria en dos de los tres tipos de cambio real de Brasil considerados en este trabajo, mientras que los contrastes de raíces unitarias que incluyen posibles cambios estructurales son inequívocamente favorables a la hipótesis nula. Posiblemente este resultado se explique por las características específicas de la economía brasileña, y en especial el tamaño de su mercado interno que ha favorecido una política especialmente proteccionista de la industria doméstica.

Por último, el análisis por subperíodos confirma la necesidad de trabajar con muestras muy largas, ya que a que a medio plazo los efectos de determinadas políticas económicas se pueden confundir con shocks reales de largo plazo incompatibles con la PPP. Además, si a lo largo del tiempo se combinan políticas ortodoxas con medidas que impiden el normal funcionamiento de los mecanismos de ajuste en que se basa la PPP, el resultado es que las velocidades de reversión a la media son muy volátiles, lo que hace más difícil la detección de una relación estable de equilibrio entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos.

REFERENCIAS

- Abuaf, N., y Jorion, P. (1990): "Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Finance*, XLV, 157-174.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. y Stock, J. (1992): "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 271-287.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. y Hendry, D. (1993): *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford U.P., Oxford.
- Cavallo, D., Domenech, R., Mundlak, Y. (1986): "Estadísticas de la Evolución Económica de Argentina. 1913-1984", *Estudios*, Año IX, 39, 103-184.
- Cardoso, E., Helwege, A. (1992): *Latin America's Economy. Diversity, Trends, and Conflicts*, The MIT Press, Cambridge.
- Cheung, Y. y Lai, K. (1993): "Long-run Purchasing Power Parity During the Recent Float", *Journal of International Economics*, 34, 181-192.
- Cheung, Y. y Lai, K. (1995): "Lag Order and Critical Values of the Augmented Dickey-Fuller Test", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 277-280.
- Cheung, Y., Fung, H., Lai, K. y Lo, W. (1995): "Purchasing Power Parity under the European Monetary System", *Journal of International Money and Finance*, 14, 179-189.
- Christiano, L. (1992): "Searching for a Break in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 237-250.
- Díaz Alejandro, C. (1981): "Tipo de cambio y Términos de Intercambio en la República Argentina", *CEMA, Serie de Investigaciones*, 22.
- Dickey, D. y Pantula, S. (1987): "Determining the Order of Differencing in Autorregressive Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 455-461.
- Dornbusch, R. (1987): "Purchasing Power Parity", en Eatwell, J., Migare, M. y Newman, P. (eds), *The New Palgrave Dictionary*, Stockton Press, Nueva York, 1075-1085.
- Dornbusch, R. (1988): *Exchange Rates and Inflation*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

- Edison, H., Gagnon, J., y Melick, W. (1997): "Understanding the Empirical Literature on Purchasing Power Parity: the Post-Bretton Woods Era", *Journal of International Money and Finance*, 16, 1-17.
- Flynn, A., y Boucher, J. (1993): "Tests of Long-Run Purchasing Power Parity Using Alternative Methodologies", *Journal of Macroeconomics*, 15, 109-122.
- Froot, K. y Rogoff, K. (1995): "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", Capítulo 32 en Grossman, G. y Rogoff, K. (eds), *Handbook of International Economics*, vol. III, Elsevier Science B.V., Amsterdam.
- Grilli, V., y Kaminsky, G. (1991): "Nominal Exchange Rate Regimes and the Real Exchange Rate", *Journal of Monetary Economics*, 27, 191-212.
- Hall, A. (1994): "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 461-470.
- Isard, P. (1995): *Exchange Rate Economics*, Cambridge Surveys of Economic Literature, Cambridge University Press, Cambridge.
- Liu, P. (1992): "Purchasing Power Parity in Latin America: A Co-Integration Analysis", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 128, 662-680.
- Liu, P. y Burkett, P. (1995): "Instability in short-run adjustments to purchasing power parity for selected Latin America countries", *Applied Economics*, 27, 973-983.
- Lothian, J., y Taylor, M. (1996): "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries", *Journal of Political Economy*, 104, 488-509.
- Lumsdaine, R. y Papell, D. (1997): "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, LXXIX, 212-218.
- Mahdavi, S., y Zhou, S. (1994): "Purchasing Power Parity in High-Inflation Countries: Further Evidence", *Journal of Macroeconomics*, 16, 403-422.
- Moosa, I. (1994): "Testing Proportionality, Symmetry and Exclusiveness in Long-run PPP", *Journal of Economic Studies*, 21, 3-21.
- Nelson, C. y Kang, H. (1981): "Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series", *Econometrica*, 49, 741-751.
- Nelson, C. y Plosser, C. (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, 10, 130-162.

- Ng, S. y Perron, P. (1995): "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281.
- Perron, P. (1989): "The Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Perron, P. y Vogelsang, T. (1992a): "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301-320.
- Perron, P. y Vogelsang, T. (1992b): "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 467-470.
- Pippenger, M. (1993): "Cointegration Tests of Purchasing Power Parity: the case of Swiss Exchange Rates", *Journal of International Money and Finance*, 12, 46-61.
- Rogoff, K. (1996): "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, XXXIV, 647-668.
- Serletis, A. (1994): "Maximum Likelihood Cointegration Tests of Purchasing Power Parity: Evidence from Seventeen OECD Countries", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130, 476-493.
- Serletis, A. y Zimonopoulos, G. (1997): "Breaking Trend Functions in Real Exchange Rates: Evidence from Seventeen OECD Countries", *Journal of Macroeconomics*, 19, 781-802.
- Taylor, M. (1988): "An Empirical Examination of Long Run Purchasing Power Parity Using Cointegration techniques", *Applied Economics*, 20, 1369-1381.
- Vaz, D. (1984): "La Evolución del Tipo de Cambio Real en el Uruguay: una Primera Aproximación", *Selección de Temas del Banco Central del Uruguay*, 22.
- Wu, Y. (1997): "The Trend Behavior of Real Exchange Rates: Evidence from OECD Countries", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133, 282-296.
- Zhou, S. (1997): "Purchasing Power Parity in High-Inflation Countries: A Cointegration Analysis of Integrated Variables with Trend Breaks", *Southern Economic Journal*, 64, 450-467.
- Zini, A. (1988): "The Terms of Trade and the Real Exchange Rate in the Long Run", mimeo.
- Zivot, E. y Andrews, D. (1992): "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.