

# **PARIDAD DE PODER DE COMPRA EN EL MERCOSUR: UN ANALISIS A PARTIR DE LA EVOLUCION A LARGO Y MEDIANO PLAZO DEL TIPO DE CAMBIO REAL**

**José Ramón Cancelo**

**Adrián Fernández**

**Silvia Rodríguez**

**Inés Urrestarazu**

**Juan José Goyeneche**

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 el procesamiento de datos de Christian Daude y Horacio Sapriza. Cancelo también agradece la financiación de la Xunta de Galicia, proyecto XUGA10001B98.

## **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 y trimestrales. 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.

## **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.

## 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 y mediano 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 se ensaya una nueva aplicación permitiendo una ruptura, estimada endógenamente y se discute en qué medida estos procesos son compatibles con la teoría de la Paridad de Poder de Compra.

En la práctica uno de los mayores problemas para detectar la PPP es la dificultad de aislar un período temporal que sea a la vez suficientemente grande y homogéneo. Por una parte, la evidencia empírica es inequívoca al señalar que la PPP sólo se detecta en muestras largas debido a la lentitud con la que opera el proceso de ajuste de reversión a la media. Por otro lado, el considerar distintos regímenes de tipo de cambio en la misma muestra puede distorsionar la estimación del mecanismo de ajuste, llevando así a un falso rechazo de la PPP.

Como consecuencia, en este trabajo abordaremos el estudio empírico desde dos perspectivas que se complementan: considerando primero datos anuales desde 1913 a 1997 para hacer un análisis de muy largo plazo; y centrándonos a continuación en el período actual de tipos de cambio flexibles que se inició en 1973, para lo cual utilizamos datos trimestrales desde 1973 a 1998.

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 con datos anuales se desarrollan en la sección 4. En la sección 5 se contrasta la vigencia de la PPP durante el lapso de 26 años que va de 1973 a 1998. A su vez se analiza si las evoluciones de los precios de los bienes transables y no transables fueron factores determinantes a la hora de verificar el cumplimiento de la paridad de poder de compra . En la sección 6 se comparan los resultados obtenidos para el largo y el mediano plazo y las conclusiones se presentan en la sección 7.

## 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 1918<sup>1</sup>. 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.

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 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

---

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

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

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. 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 (Mahdavi y Zhou, 1994).

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,  $q_t \sim I(0)$ .

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. 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, cualesquiera que sean los parámetros que la definen.

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

$$q_t = k + u_t \quad (6)$$

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  $\sigma_a^2$ . 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 de 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.

El cumplimiento de la PPP es incompatible con procesos generadores que admiten tendencias deterministas para  $q_t$  en toda o parte de la muestra. Extendiendo este razonamiento, 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

$$q_t = \begin{cases} k_1 + \varepsilon_t & t < t^* \\ k_2 + \varepsilon_t & t \geq t^* \end{cases} \quad (7)$$

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.

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 tanto 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, 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.

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

$$\Delta^2 Y_t = \mu + \beta t + \alpha \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta^2 Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

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  $\Delta Y_t$  es estacionaria; en caso contrario se contrasta la significatividad de la tendencia: si es significativa se concluye que  $\Delta Y_t$  es I(1), y si no lo es se reestima (8) sin incluir el término  $\beta t$  y se vuelve a contrastar la estacionariedad de  $\Delta Y_t$ . 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

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

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 no se puede interpretar en términos de teoría económica.

El número de retardos  $k$  que garantiza que los residuos de (8)-(9) 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): en el análisis con los datos

anuales 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, en cambio para en análisis de mediano plazo con datos trimestrales comenzamos con un valor máximo  $k_{\max}=8$ . 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. 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:

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

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:

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

es decir, el modelo A sin tendencia determinista.

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

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

b) Si se rechaza que  $Y_t$  es  $I(1)$ , se contrasta la significatividad de la tendencia determinista con el correspondiente estadístico<sup>2</sup>  $t$ : si la tendencia es significativa entonces no hay PPP aunque  $Y_t$  sea  $I(0)$ .

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

<sup>2</sup> 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.

componentes deterministas no significativos.

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.

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 última.

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 tamaño<sup>3</sup>  $T$ , 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. La distribución asintótica se aproximó simulando el comportamiento de los estadísticos para series de tamaño 500; como aproximación a la distribución en muestras finitas se simuló el comportamiento de los estadísticos en series de 85 observaciones, que coincide con el tamaño muestral de las series anuales.

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 distribución mediante 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.

---

<sup>3</sup> De hecho de tamaño  $T+125$ , ya que hemos descartado los 125 primeros valores de la serie para atenuar el efecto de las condiciones iniciales del generador de números aleatorios. Todas las simulaciones se han

**CUADRO 1**  
VALORES CRITICOS DE LOS ESTADISTICOS PARA CONTRASTAR RAICES  
UNITARIAS CON CAMBIOS ESTRUCTURALES

		$\inf[t_{\alpha}(TB)^{\dagger}]$			
		Asintótica		Muestras Finitas	
	Propuesta	Zivot y Andrews	Banerjee et al	Propuesta	Banerjee et al
Con tendencia determinista: modelo A					
1%	-5.52	-5.34	-5.05	-5.75	-5.07
5%	-4.90	-4.80	-4.78	-5.15	-4.80
10%	-4.59	-4.58	-4.51	-4.81	-4.54
Sin tendencia determinista: modelo D					
1%	-5.07	---	---	-5.28	---
5%	-4.43	---	---	-4.56	---
10%	-4.17	---	---	-4.27	---

NOTAS: Para el modelo A los resultados de Zivot y Andrews (1992) están sacados de su tabla 2; las distribuciones de Banerjee et al (1992) son las de la tabla 2, tomando los resultados de T=500 como distribución asintótica y de T=100 como distribución de muestras finitas.

**CUADRO 2**  
VALORES CRITICOS DE LOS ESTADISTICOS  $t$  DE LA TENDENCIA DETERMINISTICA EN  
PRESENCIA DE CAMBIOS ESTRUCTURALES

		$t_{\alpha}(\inf^A)$	
		Asintótica	Muestras Finitas
1%	-4.65	-4.65	-5.05
5%	-4.17	-4.17	-4.33
10%	-3.83	-3.83	-3.8
90%	3.85	3.85	3.85
95%	4.26	4.26	4.21
99%	4.71	4.71	4.86

#### 4. RESULTADOS OBTENIDOS EN EL ANALISIS DE LARGO PLAZO

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.

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 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

---

programado en MATLAB, usando su generador de números aleatorios.

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.

**CUADRO 3**  
CONTRASTES ADF PARA LOS TIPOS DE CAMBIO REAL:  
DATOS ANUALES, 1913 A 1997.

Variable	I(1) vs I(0)	I(2) vs I(1)
Argentina/EE.UU.	-3.27**	-5.70***
Brasil/EE.UU.	-2.81*	-7.23***
Uruguay/EE.UU.	-3.82***	-5.86***
Argentina/Uruguay	-4.21***	-6.62***
Brasil/Uruguay	-1.81	-6.36***
Brasil/Argentina	-2.83*	-5.45***

NOTAS: \* significativo al 10%, \*\* al 5%, \*\*\* al 1%;  
la tendencia determinista no es nunca significativa: los  
valores críticos son los del modelo con constante y sin  
tendencia, véase la tabla 4.2.b de Banerjee et al (1993).

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.

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).

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 4 muestra los resultados obtenidos al estimar los modelos A y D. Comparando los valores de los estadísticos con los valores críticos de los cuadros 1 y 2 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 significativos<sup>4</sup>.

<sup>4</sup> Las distribuciones de los estadísticos t de las variables de ruptura que se presentan en el Cuadro 4 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.

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.

#### CUADRO 4

CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIO ESTRUCTURAL PARA LOS TIPOS DE CAMBIO REAL DE BRASIL: MODELOS CON UNA RUPTURA, DATOS ANUALES, 1913 A 1997.

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

	TB	$\mu$	T	DU(TB) <sub>t</sub>	Y <sub>t-1</sub>	k
<b>Brasil/Argentina</b>						
Modelo A	1943	-0.345 (-3.33)	-0.008 (-3.07)	0.403 (2.95)	-0.342 (-4.27)	1
Modelo D	1989	-0.253 (-3.24)	-- --	-0.275 (-2.72)	-0.236 (-3.68)	1
<b>Brasil/EE.UU.</b>						
Modelo A	1942	-0.091 (-2.49)	-0.002 (-1.57)	0.100 (1.62)	-0.218 (-3.32)	1
Modelo D	1920	0.081 (0.81)	-- --	-0.187 (-1.73)	-0.204 (-3.52)	1
<b>Brasil/Uruguay</b>						
Modelo A	1942	-0.235 (-3.62)	-0.005 (-2.98)	0.273 (3.19)	-0.349 (-4.46)	1
Modelo D	1942	-0.180 (-2.75)	-- --	0.051 (1.15)	-0.211 (-3.18)	1

NOTAS: TB es el momento de la ruptura; DU(TB)<sub>t</sub>= 1 si t>TB y 0 en otro caso; entre paréntesis estadísticos t.

#### 5. RESULTADOS OBTENIDOS PARA EL ANALISIS DE MEDIANO PLAZO

En esta sección se testea el cumplimiento de la PPP para el período comprendido entre 1973 y 1998 que se caracteriza por la vigencia de un régimen de tipos de cambio flexibles, a la vez que, durante el mismo, el conjunto medidas de política cambiaria implementadas en Argentina, Brasil y Uruguay, así como el desarrollo de los acuerdos que implica la Unión Aduanera establecida adquieren un peso relevante.

Interesa también determinar si los resultados obtenidos para el análisis del tipo de cambio bilateral sufren modificaciones cuando se trabaja con índices de precios

alternativos. Por tanto, se crea la serie de tipo de cambio real usando el índice de precios al consumo (IPC), que básicamente representa la evolución de los precios de un conjunto de bienes transables y no transables, y alternativamente se utiliza el índice de precios mayoristas (IPM) que mide la evolución, fundamentalmente, de los precios de un conjunto de bienes transables. En cualquiera de los dos casos se tiene presente que las canastas tienen cierto grado de contaminación y no esperamos que representen en forma estricta la evolución de los bienes antes descritos.

De todos modos, los cambios en resultados provendrán fundamentalmente del manejo de las políticas de precios internos aplicadas en los países, determinando evoluciones disímiles entre los precios de los bienes transables y no transables.

Los tipos de cambio real se normalizan con base 1985=100, las fuentes de información se detallan en el Anexo.

Como se ve en el Cuadro 5, de la aplicación de la metodología detallada con anterioridad resulta que en ningún caso los tipos de cambio reales son integrados de orden 2.

#### CUADRO 5

CONTRASTES ADF PARA LOS TIPOS DE CAMBIO REAL,  
DATOS TRIMESTRALES, 1973.01 A 1998.04.

<b>Tipos de cambio real, en IPC</b>	<b>Resultado de la prueba</b>
Argentina - Uruguay (LQCAU)	I(0) con constante
Brasil - Argentina (LQCB A)	I(0) con constante
Brasil - Uruguay (LQCB U)	I(1) sin constante ni tendencia
Estados Unidos - Uruguay (LQCEU)	I(1) sin constante ni tendencia
Estados Unidos - Brasil (LQCEB)	I(1) sin constante ni tendencia
Estados Unidos - Argentina (LQCEA)	I(1) sin constante ni tendencia
<b>Tipos de cambio real, en IPM</b>	<b>Resultado de la prueba</b>
Argentina - Uruguay (LQMAU)	I(1) con constante
Brasil - Argentina (LQMBA)	I(0) con constante
Brasil - Uruguay (LQMBU)	I(0) con constante
Estados Unidos - Uruguay (LQMEU)	I(0) sin constante ni tendencia
Estados Unidos - Brasil (LQMEB)	I(1) sin constante ni tendencia
Estados Unidos - Argentina (LQMEA)	I(1) sin constante ni tendencia

De esta primer etapa de contrastes se puede concluir, en primera instancia, que en aquellos casos en donde Uruguay está involucrado, las evoluciones de los precios de los bienes transables y no transables determina que los resultados de las pruebas sean diferentes si el tipo de cambio real está construido a partir del IPC o del IPM.

La PPP entre Argentina y Brasil se cumple en cualquiera de las dos alternativas, mostrando que el cumplimiento de la PPP ha sido una referencia de la política cambiaria entre estos países, no verificándose la misma situación en la relación entre Uruguay y Brasil.

Se aplica la segunda etapa de contrastes para aquellos tipos de cambio real que en esta primer etapa no resultaran estacionarios incorporando la posibilidad, que un shock permanente pero de baja probabilidad de ocurrencia hubiera determinado estos resultados. En los cuadros 6 y 7 se presentan los resultados.

## CUADRO 6

CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIO ESTRUCTURAL, MODELO A  
CON UNA RUPTURA, DATOS TRIMESTRALES, 1973.01 A 1998.04.

<b>Tipos de cambio real, en IPC</b>	<b>Resultado de la prueba</b>
Brasil - Uruguay (LQCBU)	I(0)
Estados Unidos - Uruguay (LQCEU)	I(0)
Estados Unidos - Brasil (LQCEB)	I(1) sin tendencia
Estados Unidos – Argentina (LQCEA)	I(1) sin tendencia
<b>Tipos de cambio real, en IPM</b>	<b>Resultado de la prueba</b>
Argentina – Uruguay (LQMAU)	I(0)
Estados Unidos - Brasil (LQMEB)	I(0)
Estados Unidos – Argentina (LQMEA)	I(1) sin tendencia

## CUADRO 7

CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS CON CAMBIO ESTRUCTURAL, MODELO D CON  
UNA RUPTURA, DATOS TRIMESTRALES, 1973.01 A 1998.04.

<b>Tipos de cambio real, en IPC</b>	<b>Resultado de la prueba</b>
Estados Unidos - Brasil (LQCEB)	I(1) sin tendencia
Estados Unidos – Argentina (LQCEA)	I(1) sin tendencia
<b>Tipos de cambio real, en IPM</b>	<b>Resultado de la prueba</b>
Estados Unidos – Argentina (LQMEA)	I(0)

Finalmente, el conjunto de países para los que no se cumple la PPP son: Estados Unidos - Argentina y Estados Unidos – Brasil. Estos tipos de cambio reales calculados en base al índice de precios al consumo, los mismos resultan integrados de orden uno aun permitiendo la ocurrencia de un quiebre.

Los países para los cuales se puede concluir que la PPP se cumple, para el período analizado, son: Argentina-Uruguay y Brasil-Argentina, considerando el tipo de cambio real calculado utilizando índices de precios al consumo . Por otro lado si se considera el tipo de cambio real calculado usando los índices de precios mayoristas la PPP se cumple para: Brasil-Argentina, Brasil-Uruguay, Estados Unidos –Uruguay y Estados Unidos-Argentina<sup>5</sup>. Ver cuadros 5 a 7.

## 6. LA PPP EN EL LARGO Y EN EL MEDIANO PLAZO

En este capítulo se comparan los resultados obtenidos respecto al cumplimiento o no de la PPP en el largo plazo, 1913-1997 con los resultados obtenidos para el mediano plazo, 1973.01–1998.04.

La comparación a la que se hace referencia se centra exclusivamente en los tipos de cambio reales, obtenidos como el producto entre el tipo de cambio bilateral y los precios

<sup>5</sup> Algunos casos merecen una mención aparte, y estos son los tipos de cambio reales entre Estados Unidos y Brasil y entre Argentina y Uruguay calculados en base a los índices de precios mayoristas así como los tipos de cambio reales de Estados Unidos en relación a Uruguay y de Brasil en relación a Uruguay calculados a partir de los índices de precios al consumo. Estas series resultan estacionarias cuando se las somete al contraste propuesto por Zivot-Andrews (1992), con la especificación del modelo A, pero dado que no se ha contrastado la significación de la tendencia determinística, no se concluye si se cumple o no la PPP entre los países involucrados. La definición de estos casos requiere la construcción de una tabla de valores críticos simulados de modo poder contrastar la significación de la tendencia determinística bajo al hipótesis nula de

relativos calculados en base a los índices de precios al consumo.

Interesa determinar si la reducción del período de análisis afecta sensiblemente los resultados obtenidos. A continuación se presenta un breve resumen de los resultados para ambos períodos de análisis.

### CUADRO 8

#### GRADO DE CUMPLIMIENTO DE LA PPP EN EL LARGO Y MEDIANO PLAZO

<b>Variables</b>	<b>Resultados largo plazo</b>	<b>Resultados mediano plazo</b>
LQCEA	Se cumple la PPP	No se cumple la PPP
<b>LQCEB</b>	<b>No se cumple la PPP</b>	<b>No se cumple la PPP</b>
LQCEU	Se cumple la PPP	No se concluye
LQCB A	No se cumple la PPP	Se cumple la PPP
LQC B U	No se cumple la PPP	No se concluye
<b>LQCAU</b>	<b>Se cumple la PPP</b>	<b>Se cumple la PPP</b>

Como se desprende del cuadro anterior se detectan modificaciones en el cumplimiento de la PPP, si tomamos un período de 85 años o si trabajamos en un período de 26 años. Solo cabe mencionar dos excepciones, Argentina - Uruguay y Estado Unidos – Brasil.

En el primer caso, el cumplimiento de la PPP se verifica tanto en el largo plazo como en el mediano, el peso uruguayo está y estuvo fuertemente ligado al peso argentino y su valor se determina por la evolución de los precios relativos.

En cambio en el caso de Estados Unidos y Brasil, la estabilidad de los resultados viene por el lado del incumplimiento de la PPP, tanto en el largo como en el mediano plazo.

Todo lo expuesto anteriormente lleva a pensar que, salvo excepciones, las características de las relaciones entre estos pares de países, evaluadas a través del tipo de cambio real tienden a cambiar .

## 7. 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.

---

que el proceso es estacionario, con un quiebre en el nivel.

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 juega un papel central en la explicación de la relación entre Argentina y Uruguay, tanto en el largo como en el mediano plazo. Para un período de 85 años, en ambos países, los precios domésticos y tipo de cambio nominal han evolucionado de modo de 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, no verificándose igual situación si analizamos la evolución del tipo de cambio real en los últimos 26 años.

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. 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. De todos modos debemos señalar que en los últimos 26 años esta situación se revirtió parcialmente, determinando un cambio en el relacionamiento entre Brasil y Argentina.

El cambio en el período de análisis así como la posibilidad de diferenciar las evoluciones de los precios de los bienes transables y no transables introducen al análisis respecto al cumplimiento de la PPP factores que hay que atender: el peso de las políticas internas es mucho más visible cuando trabajamos en el mediano plazo y esto parece distorsionar los resultados a la hora de analizar las relaciones entre países.

## **ANEXO: SERIES UTILIZADAS**

En este anexo se detallan las fuentes de información utilizadas para cada variable.

### **Uruguay:**

- Índice de Precios al Consumo: Instituto Nacional de Estadística.
- Índice de Precios Mayoristas :Banco Central del Uruguay
- Tipo de cambio nominal Uruguay - Estados Unidos: para el período 1913-1961 la información fue tomada de Vaz (1984) en base a información tomada del Banco de la República Oriental del Uruguay (BROU) y de la Cámara Nacional de Comercio, Memorias Anuales; para el período 1962-1998 la fuente fue el Banco Central del Uruguay.

### **Argentina:**

- Índice de Precios al Consumo y Tipo de Cambio Nominal Argentina - Estados Unidos: la información correspondiente al período 1913-1984 se extrajo del trabajo de Cavallo y otros (1986) en base a Díaz-Alejandro (1981) y publicaciones recientes del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) y Techint, Boletín Informativo; el período comprendido entre 1985-1998 se tomó del Boletín Informativo Techint de Argentina, en base a datos del INDEC y del Banco Central de la República Argentina.
- Índice de Precios Mayoristas: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos

### **Brasil:**

- Deflactor implícito del PBI y Tipo de Cambio Nominal Brasil - Estados Unidos: para 1913-1986 los datos provienen de Zini (1988) y para 1987-1998 del Banco Central do Brasil.
- Índice de Precios al Consumo: Banco Central de Brasil
- Índice de Precios Mayoristas :Fundación Getulio Vargas

### **Estados Unidos:**

- Índice de Precios al Consumo: Bureau of Labor Statistics.
- Índice de precios al productor: Fondo Monetario Internacional, Estadísticas Financieras Internacionales

La notación utilizada es la siguiente:

Tipos de cambio reales calculados en base a los índices de precios mayoristas:

LQMEA - tipo de cambio real Estados Unidos Argentina  
LQMAU - tipo de cambio real Argentina Uruguay  
LQMEU - tipo de cambio real Estados Unidos Uruguay  
LQMBA - tipo de cambio real Brasil Argentina  
LQMEB - tipo de cambio real Estados Unidos Brasil  
LQMBU - tipo de cambio real Brasil Uruguay

Tipos de cambio reales calculados en base a los índices de precios al consumo:

LQCEA - tipo de cambio real Estados Unidos Argentina  
LQCAU - tipo de cambio real Argentina Uruguay  
LQCEU - tipo de cambio real Estados Unidos Uruguay  
LQCBA - tipo de cambio real Brasil Argentina  
LQCEB - tipo de cambio real Estados Unidos Brasil  
LQCBU - tipo de cambio real Brasil Uruguay

## 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- Liu, P. (1992): "Purchasing Power Parity in Latin America: A Co-Integration Analysis", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 128, 662-680.
- 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.

- 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.

- 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.