

Paridad del Poder Adquisitivo en el Tipo de Cambio Argentino (peso/dólar)*

Néstor A. Le Clech**

Resumen

El presente trabajo implementa el modelo de determinación del tipo de cambio conocido como Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) para el caso de Argentina, tomando como patrón el tipo de cambio con el dólar estadounidense. Se analiza dicha hipótesis testeando tanto datos mensuales como trimestrales y anuales que van desde 1948 a 2004. Se utiliza un modelo bivariado de cointegración y se aplica un mecanismo de corrección de errores a fin de estimar la velocidad de ajuste hacia la PPA. Se ha encontrado evidencia favorable de cointegración y verificamos el cumplimiento de la PPA en su versión absoluta. Se ha constatado además que la velocidad de ajuste media es de alrededor de 2,9 años.

Summary

The article develops for the Argentine case the model of the determination of the exchange rate known as "Purchasing Power Parity" (PPP), adopting as reference the exchange rate with the US dollar. The PPP hypothesis is analyzed utilizing monthly, quarterly, and annual data from 1948 through 2004. A bivariate model of cointegration is employed, and an error correction mechanism is used in order to estimate the adjustment velocity towards PPP. Positive evidence is found favorable to cointegration and we verify the PPP hypothesis in its absolute version. Moreover, we note that the average velocity of adjustment is around 2.9 years.

*El presente trabajo ha sido posible gracias al financiamiento del Programa de Universidades - Becas Banco Río - Perfeccionamiento Docente 2004.

**Profesor Investigador Universidad Nacional de Quilmes. Carrera de Comercio Internacional. R. S. Peña 180. Bernal. Bs. As. Arg. Tel/Fax 4365-7100 ext. 141. { [HYPERLINK "mailto:nleclech@unq.edu.ar" }](mailto:nleclech@unq.edu.ar) }

Introducción

Existe un amplio debate alrededor de la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo. Las primeras versiones de lo que podríamos denominar “Doctrina de la Paridad del Poder Adquisitivo” data del siglo XVI, con sus primeros enunciados en la escuela española de Salamanca, expandiéndose más tarde a Suiza, Francia e Inglaterra. Ya en el siglo XVIII los clásicos adoptarían la esencia de sus enunciados que se trasladaría luego a los economistas neoclásicos, (Rogoff, 1996).

La terminología específica “Paridad del Poder Adquisitivo” se introduce a raíz del debate nacido después de la Primer Guerra Mundial en torno a las consideraciones respecto al nivel cambiario que se debía adoptar entre los países industrializados, (Taylor y Taylor, 2004), puntualmente, a partir de los trabajos de Gustav Cassel quién en su artículo de 1918 escribía;

At every moment, the real parity between two countries is represented by this quotation between the purchasing power of the money in the one country and the other. I propose to call this parity “the purchasing power parity”.

Cassel (1918, p. 413)

La base conceptual de cualquier versión moderna de la PPA es la ley de un solo precio (Rogoff, 1996). Esta ley señala que, en condiciones de competencia perfecta, y sin costos de transporte alguno, el precio de cualquier producto en distintos países será el mismo si se lo valúa en la misma moneda. Si se cumpliera ésta ley para todos los bienes y en cada período, se cumpliría automáticamente la PPA en su versión absoluta. No obstante, puede cumplirse la PPA sin que se verifique el cumplimiento de la ley de un solo precio. Mientras la ley de un solo precio hace referencia a productos individuales, la PPA hace referencia al nivel general de precios, estableciendo que el tipo de cambio entre dos monedas, será igual a la relación existente entre los niveles de precios entre dos economías. Nos concentramos en este caso en la versión absoluta de la PPA.

El presente trabajo se estructura de la siguiente manera; El título I realiza una revisión de la bibliografía disponible de contrastación de la hipótesis de la PPA para el caso de la Argetina, en el título II se presenta el marco teórico de análisis, para pasar luego al título III donde se realiza un análisis econométrico a partir del análisis de cointegración como el propuesto por Engle y Granger (1987) y Johansen (1991), y se estima un modelo que incluye un mecanismo de corrección de errores a fin de determinar la velocidad de ajuste hacia la PPA. En el título IV se arriban a las conclusiones.

I - Revisión de la bibliografía existente para el caso argentino.

En el caso de Argentina se han encontrado ocho publicaciones que testean esta hipótesis para distintos grupos de países dentro de los cuales han incluido a la Argentina. Una característica común a todos ellos es que utilizan únicamente datos provistos por la Internacional Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional, con las excepciones de Taylor (2000) que, a fin de alargar la muestra, reconstruye la serie a partir de otros trabajos, y de Diamandi (2003) que, al trabajar también con el valor del tipo de cambio del mercado paralelo, reconstruye esta serie a partir de datos de Pick (1968) y Cowit (1989). Por último, es de destacar que todos los trabajos utilizan el tipo de cambio respecto al dólar estadounidense, incluyendo además en el trabajo de Taylor (2000) un tipo de cambio construido a partir de una canasta de monedas y Bahmani-Oskooee (1993) que comprueba estacionariedad sobre una serie de TCR efectivo ponderado por los flujos comerciales.

El primer trabajo que podemos encontrar publicado es el de McNown y Wallace (1989), estos autores examinan el cumplimiento de la hipótesis de la PPA para cuatro países en desarrollo que habrían soportado períodos de hiperinflación, argumentando que para países que han experimentado tales fenómenos, es más probable que se verifique el cumplimiento de la PPA ya que se impondría la influencia de los factores monetarios más que otros sobre la determinación del tipo de cambio. Entre estos países incluye a la economía argentina que analiza, con datos mensuales, para el período 1976:1 a 1986:6 (cuando utiliza los índices de precios al consumidor) y de 1976:1 a 1985:3 (cuando lo realiza con índices de precios mayoristas). Realiza una contrastación econométrica basada en la propuesta de Engle y Granger (1987) a partir de dos modelos bivariados, uno que utiliza como variable independiente los índices de precios, y otro que propone al tipo de cambio como variable regresada. De esta forma verifica el cumplimiento de estacionariedad de los residuos de las regresiones a partir de la prueba DF y ADF y en base a los valores críticos de Engle y Yoo (1987). Halla evidencia de cointegración entre el tipo de cambio y los índices de precios mayoristas. No así cuando trabaja con precios al consumidor.

Seguido a éste encontramos en Bahmani-Oskooee (1993) un trabajo que explora la hipótesis de la PPA para el período 1977 a 1988 en base a datos trimestrales. Ensayo la primera prueba a partir del tipo de cambio efectivo real construido en base a una formulación de medias aritméticas ponderada por los flujos comerciales con 19 países desarrollados. Como consecuencia de la disponibilidad de datos estadísticos propone utilizar el índice de precios al consumidor en vez del índice de precios mayorista o incluso el deflactor del PIB. A partir de ello contrasta el cumplimiento de la hipótesis de la PPA en base a la técnica de cointegración

desarrollada por Engle y Granger (1987) y ADF sobre la serie de residuos más la convalidación a partir del estadístico Durbin-Watson. En ningún caso halla evidencia favorable al cumplimiento de la PPA. Avanza luego, utilizando la misma técnica econométrica, pero a partir del tipo de cambio nominal bilateral con los EEUU, no encontrando tampoco evidencia a favor de la PPA.

El trabajo de McLellan y Chakraborty (1997) cubre el período que va desde julio de 1973 hasta diciembre de 1990. Estos autores utilizan tres pruebas de raíz unitaria para contrastar la hipótesis de paseo aleatorio en la serie de TCR. Así confrontan las dos pruebas de Dikey-Fuller (DF y DF aumentado) con la prueba bayesiana de Sims, ya que argumentan, tal como se desprende de los postulados de Sims (1988), que las dos primeras pruebas son incapaces de distinguir entre una raíz unitaria y un coeficiente autorregresivo estacionario muy cercano a uno. Para ello suponen que la serie del TCR es generada por un proceso AR(1). En el análisis de sus resultados, para el caso de Argentina, sólo presenta la prueba DF en la que incluyen tendencia¹, la que los lleva a aceptar que la serie del TCR es AR(1). Sin embargo, al realizar la prueba bayesiana de Sims, los resultados son contrario a estos, aunque los autores señalan que la contrastación no parece ser lo suficientemente robusta para ser aceptado.

Uno de los artículos más interesantes es el realizado por Taylor (2000), ya que es el que posee la muestra más extensa en el tiempo, cubriendo el período 1883 a 1996, con 113 observaciones de datos anuales para el caso de Argentina. Testea la hipótesis de la PPA en dos versiones, la primera utilizando el tipo de cambio respecto al dólar, y una segunda versión a partir de un tipo de cambio referenciado sobre una canasta de monedas. Utiliza tres técnicas de estimación. La primera realizando la prueba de Dikey-Fuller aumentada sobre la serie de tipo de cambio real, con la cual rechaza la hipótesis de raíz unitaria para la serie del TCR. La segunda técnica es la que resulta de aplicar Johansen (1988 y 1991) agrupando a Argentina junto a Brasil, México, Portugal y España, en este caso también encuentra evidencia a favor del cumplimiento de la PPA. Por último, utiliza la prueba Elliot et. al (1996), la cual es una versión modificada de la prueba Dikey-Fuller, calculada a partir de mínimos cuadrados generalizados. Con ésta última prueba también encuentra evidencia sobre el cumplimiento de la PPA. Encontrando en todos los casos evidencia favorable ya sea para el tipo de cambio bilateral como el multilateral conformado por una canasta de monedas. Esta prueba pasa a ser una de las más contundentes a favor del cumplimiento de la PPA. Si bien señala que en general la

¹ En este punto se debe destacar que los autores no indican si la tendencia ha sido significativa en el análisis de raíz unitaria. Si ésta no lo hubiese sido resultaría incorrecto estimar la prueba DF incluyendo tendencia. Además, debido a las particularidades de la prueba utilizada, seguramente deben estar soportando problemas de correlación serial que, de existir, los estaría llevando a aceptar la presencia de una raíz unitaria cuando en realidad esta hipótesis resultase falsa.

velocidad de ajuste hacia la PPA es de cuatro a cinco años, sólo hace referencia expresa para el caso argentino respecto a la mediana de la velocidad de ajuste que sitúa en 1,6 años.

En Holmes (2002a) encontramos un trabajo de contrastación de la hipótesis de la PPA en su versión relativa. Trabaja sobre datos trimestrales que van desde 1973:2 hasta 2001:3 y utiliza la técnica de series fraccionalmente integradas, la cual modeliza series en las cuales los multiplicadores de muy largo plazo caen más lentamente de lo que se verificaría de otro modo. Imponiendo las restricciones necesarias para el cumplimiento de la PPA en su versión absoluta, calcula la serie fraccionalmente integrada del tipo de cambio real, sobre el cual aplica la prueba ADF con y sin tendencia. En ambos casos rechaza la hipótesis de raíz unitaria para el tipo de cambio real de Argentina, con un nivel de confianza del 99%. Verifica de ésta manera cointegración entre las series del tipo de cambio, el índice de precios argentino y estadounidense respectivamente.

Un trabajo diferenciador en este campo es el realizado por Holmes (2002b) quien comprueba la posibilidad de que la función a estimar para la contrastación de la PPA no presente linealidad en los parámetros. Utiliza datos trimestrales que van desde 1973:2 a 2001:1. En su estudio encuentra evidencia a favor de la hipótesis de no linealidad en los parámetros para siete países, pero no para el caso argentino. Incluso, al realizar la prueba ADF (sin tendencia) para la serie del TCR argentino, rechaza la hipótesis de raíz unitaria con más de un 99% de confianza. No obstante, cuando aplica esta prueba incluyendo tendencia no puede rechazar esta hipótesis, obteniendo así un resultado ambiguo². Lo más importante que nos interesa resaltar de este trabajo es que podríamos desechar la posibilidad de no linealidad en la estimación de los parámetros para el caso de Argentina.

Otro de los trabajos aparecidos en 2002 es el de Anoruo, Vatu y Yusuf (2002) quienes contrastan la hipótesis de la PPA para Argentina con datos trimestrales desde 1961:1 a 1999:4. Compara los resultados a partir de la utilización de dos técnicas, una de verificación de raíz unitaria sobre la serie de tipo de cambio real a partir de los test ADF y Philip-Perron, y otra estimando un modelo bivariado que incluye un mecanismo de corrección de errores a fin de determinar si existe reversión a la media del TCR. Habiendo realizado las dos pruebas de raíz unitaria mencionadas sobre el TCR no encuentran evidencia favorable al cumplimiento de la PPA ya que sus resultados estarían indicando la presencia de, al menos, una raíz unitaria en la serie para el período completo. A partir de la estimación del modelo MCE encuentran que el coeficiente de corrección de errores es significativo y negativo, indicando así que existe una

² Un resultado similar al obtenido por MacLellan y Chakraborty (1997), que también incluyen tendencia en la prueba de raíz unitaria, con lo cual aceptan la presencia de raíz unitaria en la serie. En realidad, tal y como lo señalan Froot y Rogoff (1994), no resulta oportuno incluir tendencia ni intercepto en el análisis de raíz unitaria de la serie de residuos para el análisis de cointegración.

tendencia de reversión hacia el valor de equilibrio del período anterior, siendo esta una demostración favorable respecto a la evidencia de convergencia hacia la PPA con una velocidad de ajuste aproximada que va de 7 trimestre para el período completo y de 5 trimestres cuando analiza el período 1973:1 a 1999:4. En base a estos resultados señalan que se debe tener muy en cuenta la baja potencia de las contrastaciones de las pruebas de raíz unitaria debido especialmente a las restricciones implícitas en estos. Resaltan así las virtudes de utilizar el modelo dinámico de corrección de errores ya que permite relajar las restricciones presentes en los modelos de pruebas de raíz unitarias.³

La publicación más actual que podemos encontrar es la de Diamandis (2003) quien analiza la hipótesis de la PPA para un grupo de cuatro países Latinoamericanos entre los que incluye a Argentina. Este es un trabajo interesante ya que analiza estas economías teniendo en cuenta que en ciertos períodos se verifica un mercado paralelo de cambios. Trabaja con series de datos mensuales del tipo de cambio oficial y el paralelo que van desde 1973:11 a 1993:12 y utiliza la técnica de cointegración desarrollada por Johansen y Juselius (1990 y 1992). Encuentra evidencia favorable sobre el cumplimiento de la PPA ya sea cuando utiliza el tipo de cambio oficial como el paralelo. Más aún, en función del término de corrección de errores estimados para la regresión realizada a partir del tipo de cambio oficial y el tipo de cambio del mercado paralelo, encuentran que el parámetro de corrección de errores es negativo y significativo, indicando para el caso argentino una velocidad de ajuste del 44% al 62% respectivamente. Si bien la velocidad de ajuste es extremadamente rápida, este hecho se explica debido al período de análisis utilizado en cuanto a que fue una etapa caracterizada por fenómenos hiperinflacionarios muy recurrentes y notorios. Este hecho verifica que el tipo de cambio del mercado paralelo se ajusta para eliminar las desviaciones de la PPA a largo plazo, que surge producto de las intervenciones en el mercado cambiario con una velocidad de ajuste mucho mayor que el oficial, como es de esperarse, lo que estaría forzando la corrección continua de las políticas cambiarias en dichos períodos.

II - Marco teórico

La teoría conocida como Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) postula que el tipo de cambio entre dos monedas estará determinado por la relación entre los niveles de precios de éstas dos economías. Así, la PPA predice que si se produce un incremento en los niveles de

³ Parece oportuno señalar que los resultados reportados en la Tabla A4 parecen ser incorrectos en función del período de tiempo indicado en ella y el signo del coeficiente de corrección del error. No obstante, en el cuerpo del artículo se señala que estos coeficientes han sido significativos y negativos.

precios de una de las economías, lo que provocaría una disminución del poder adquisitivo de su moneda, ésta se depreciará respecto de la divisa externa hasta un nivel que equipare la diferencia en el poder adquisitivo producto del diferencial de precios. Si definimos el tipo de cambio nominal (E) como el valor de una moneda en términos de otra⁴, y los índices de precios (P), de forma tal que los precios nacionales queden expresados por $P = g(P_1, P_2, \dots, P_n)$ y los precios extranjeros por $P^* = h(P_1, P_2, \dots, P_n)$, podemos expresar la hipótesis de la PPA bajo la siguiente formulación:

$$E_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (1)$$

dónde, E es el tipo de cambio nominal, P y P^* son los niveles de precios del país bajo estudio y el extranjero respectivamente. Se desprende de la ecuación anterior que para que se cumpla la PPA se requiere que el tipo de cambio este determinado por el ratio entre los precios relativos.

Si se cumple la PPA se esperaría que el poder adquisitivo entre ambas monedas permanezca constante a lo largo del tiempo. Esto es que $P_i/P_i^*=k$ para todo i , entonces; $E = P_i/P_i^*=k$. Ahora bien, si establecemos que S , el tipo de cambio real, refleja los precios relativos entre las dos economías medidos en la misma moneda, tenemos que;

$$S_t = E_t * \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right) \quad (2)$$

Si el valor obtenido por S es igual a la unidad, se dice que se cumple la PPA en su versión absoluta.

Reordenando la ecuación (2) y trasformando sus variables en logaritmos, podemos expresar la condición de cumplimiento de la PPA como:

$$e_t = \alpha + \lambda(p_t - p_t^*) + s_t \quad (3)$$

dónde α es la constante que reflejaría el impacto de los costos de transporte y las rigideces asociadas al comercio internacional, e , p y p^* , son los logaritmos neperianos del tipo de cambio nominal, del índice de precios nacionales y el índice de precios del país extranjero respectivamente. Por último, s es el tipo de cambio real expresado en logaritmos neperianos.⁵

Por ello se ha interpretado el valor figurado en la tabla mencionada como un error de impresión al que le falta el signo negativo.

⁴ En nuestro caso utilizamos la nominación americana y se expresará como la cantidad de moneda nacional necesaria para adquirir una unidad de moneda extranjera.

⁵ Obsérvese que se ha impuesto una restricción en el modelo. La misma es la condición de igualdad de las elasticidades de largo plazo de los índices de precios.

Teóricamente, el cumplimiento estricto de la hipótesis de la PPA exigiría que los parámetros obtenidos por el análisis de regresión alcancen ciertos valores determinados a priori, imponiéndose que los parámetros estimados alcancen la igualdad $\lambda=1$ y que el intercepto $\alpha=0$. Además que s sea constante y presente una media igual a cero a largo plazo, en un sentido econométrico que se constituya en una serie ruido blanco. Sin embargo, algunos autores han señalado algunas razones por las cuales estos valores pueden diferir de aquellos esperados teóricamente, sin que esto signifique la invalidez de la hipótesis planteada, Shively (2001). Por ejemplo, Froot y Rogoff (1994) argumentan las razones por las cuales el coeficiente estimado puede diferir de la unidad explicando que esto se puede deber a que los índices de precios incluyen tanto bienes comercializables internacionalmente como no comercializables, variando los coeficientes ya que estos dependerán de las ponderaciones que reciban este tipo de bienes en cada una de las cestas de los respectivos países. Por otra parte, puede que las respectivas cestas de bienes sean muy diferentes en su composición, en el sentido de que bienes que pueden ser catalogados como bienes de consumo normal en unos, pueden ser considerados como un bien de lujo en otros. Una razón adicional es que las diferencias en el consumo debido a diferencias culturales que sumado a las diferencias en los niveles de desarrollo pueden inducir cambios muy notorios en las composiciones y ponderación de las distintas canastas de bienes que se utilizan para medir los índices de precios al consumidor (IPC). Otras de las cuestiones que podrían estar afectando al ajuste de la PPA son los costos de transporte, los aranceles y las barreras no arancelarias al comercio, así como comportamiento monopolistas de mercado, Rogoff (1996), que estaría siendo captado por el parámetro de intercepto (α).

La ecuación (3) nos presenta la versión bivariada y restringida de lo que podríamos llamar el modelo clásico de testeo de la PPA. En este caso se esperaría que λ sea igual a la unidad, que α sea igual a cero y, junto con las exigencias ya expuestas, que la serie del tipo de cambio real s sea una serie ruido blanco. Con todo ello se completarían las exigencias necesarias para verificar el cumplimiento de la PPA en su versión absoluta más estricta.

III - Análisis econométrico de cointegración y aplicación del MCE.

En el presente epígrafe se procederá a la contrastación econométrica de la PPA bajo la formulación (3).

Antes de dar lugar la verificación de existencia de un vector de cointegración mediante la propuesta de dos etapas de Engle y Granger (1987), se procederá a la contrastación del grado de integración de las variables, para pasar luego a la verificación de la condición de

cointegración. Asimismo se verifica la condición de cointegración con la metodología desarrollada por Johansen (1991) a partir de un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Por último se verifica la velocidad de ajuste de equilibrio hacia los valores de la PPA mediante el mecanismo de corrección de errores.

Para nuestro estudio se utilizan datos anuales que van de 1948 a 2004, trimestrales desde 1956:1 a 2004:4, y mensuales que van desde 1959:1 a 2004:12. En todos los casos los datos provienen de la International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional. Las variables son; el tipo de cambio nominal (TC) expresado por la cantidad de moneda argentina necesaria para adquirir una unidad de moneda estadounidense; y los índices de precios al consumidor de Argentina (IPC^{Arg}) y Estados Unidos (IPC^{EEUU}). Todas las variables están expresando sus valores promedios para cada período y transformadas en logaritmos.

III.1 - Análisis de raíz unitaria

Antes de proceder a la verificación de la condición de cointegración de las variables, es necesario verificar primero el orden de integración de las series. Si las series son estacionarias se puede aplicar MCO sin perjuicio alguno sobre los coeficientes estimados, en otro caso se debe contrastar que las series posean el mismo orden de integración para luego verificar si existe, al menos, una relación de cointegración a largo plazo entre ellas.

En el cuadro 1 se presentan los resultados de la prueba de raíz unitaria Phillips-Perron y DFGLS⁶ para las series de la ecuación (3)⁷. De esta forma, si las series presentan el mismo orden de integración podemos esperar que la combinación de éstas sea estacionaria, en este último caso existiría un vector de cointegración entre las series.

Como se puede ver en los resultados obtenidos, presentados en el cuadro 1, estamos en condiciones de aceptar que todas las series son integradas de orden uno. Así podemos pasar a determinar si existe una relación de cointegración en el modelo presentado en por la ecuación (3).

Si se hallase una relación de cointegración, significaría que los precios de los bienes internacionales, expresados en moneda nacional, estarían asociados a los precios nacionales en la relación de largo plazo.

⁶ La prueba DFGLS se basa en la propuesta realizada por Elliot, Rothenberg y Stock (1996) que parte de la versión Dicket-Fuller estimada a partir de mínimos cuadrados generalizados. Esta prueba se presenta como la versión más robusta para el análisis de raíces unitarias, (Taylor, 2000).

⁷ Para selección de rezagos óptimos se utilizó el criterio Schwartz en la prueba DFGLS y el criterio Newey-West en Phillips-Perron.

Cuadro 1	Phillips-Perron		DFGLS ⁸	
	Niveles	1 ^{ras} dif.	Niveles	1 ^{ras} dif.
Variables	τ	τ	τ	τ
TC Datos Anuales	-1,66 ††	-3,49 **	-1,65	-3,60 ***
TC Datos Trimestrales	-1,71 ††	-7,71 *** †	-1,38	-3,94 ***
TC Datos Mensuales	-1,50 †	-18,40 *** †	-1,29	-4,07 ***
IPC ^{Arg-EEUU} Datos Anuales	-1,74 ††	-2,32 **	-1,78	-2,27 **
IPC ^{Arg-EEUU} Datos Trimestrales	-0,18 †	-6,26 *** †	-1,75	-2,82 ***
IPC ^{Arg-EEUU} Datos Mensuales	-0,15 †	-10,03 *** †	-1,41	-3,06 ***

* Significativo al 10%, ** Significativo al 5%, *** Significativo al 1%.

† Tendencia significativa., † Intercepto significativo. Se consideran significativos a partir del 10% de significatividad.

III.2 - Análisis de cointegración del modelo bivariado de testeo de la PPA.

La condición de cointegración entre las series requiere que las series sean integradas del mismo orden, cuestión ya demostrada en el epígrafe anterior, y que la diferencia resultante de la combinación lineal entre ellas produzca una serie estacionaria. Para ello utilizaremos la técnica de dos etapas desarrollada por Engle y Granger (1987) sobre la ecuación (3) cuya estimación econométrica quedará expresada por la siguiente formulación;

$$TC_t = c + \lambda(IPC_t^{Arg-EE.UU}) + s_t$$

dónde **TC** es el tipo de cambio nominal expresado en logaritmos neperianos, el **IPC^{Arg-EE.UU.}** es la diferencias entre los logaritmos de los índices de precios al consumidor entre Argentina y Estados Unidos, **s** son los residuos de la regresión que se espera sea una serie ruido blanco, expresando en este caso el logaritmo del tipo de cambio real.

Los resultados de la estimación se presentan en el cuadro 2. A partir de estos resultados observamos que todos los coeficientes estimados son significativos a un nivel superior al 99%.

⁸ Se ha estimado las series en niveles incluyendo tendencia e intercepto. Las series en primeras diferencias se han estimado sólo incluyendo intercepto.

Cuadro 2	Datos Mensuales 547 Observaciones		Datos Trimestrales 180 Observaciones		Datos Anuales 56 Observaciones	
	Coef.	ee ‡	Coef.	ee ‡	Coef.	ee ‡
c	0,2381	0,0279	0,2459	0,0497	0,1940	0,0932
λ	0,9903	0,0014	0,9906	0,0026	0,9816	0,0046

Todos los coeficientes estimados resulta significativo a un nivel superior del 99%. ‡Errores estándar consistentes con heterocedasticidad de White.

En este punto nos queda verificar la condición de cointegración de las variables realizando una prueba de raíz unitaria sobre los residuos estimados de la regresión. Si hallamos que los residuos son $I(0)$ estamos en condiciones de asegurar una relación de cointegración en la relación entre el TC y las diferencias de los $IPC^{Arg-EE.UU}$.

En el cuadro 3 se presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria realizada a las series de residuos de la regresión estimada.

Cuadro 3	Dickey-Fuller Aumentado ⁹	Valores Críticos al 5% ¹⁰	Rezagos incluidos ¹¹	Jarque-Bera	Media
	τ	τ	Rezagos		
S Datos Mensuales	-3,47**	-3,25	5	0,6073	1,92E-14
S Datos Trimestrales	-3,26**	-3,25	2	0,4061	-9,34E-15
S Datos Anuales	-3,18*	-3,29	1	0,0004	-9,35E-14

* Significativo al 10%, ** Significativo al 5%, *** Significativo al 1%. En ningún caso la tendencia y el intercepto fueron significativos.

En todos los casos podemos aceptar con un nivel de confianza del 90% (llegando al 95% para datos trimestrales y mensuales) que la serie de los residuos estimada es $I(0)$ ¹², en ningún caso fue significativa la tendencia lo que nos asegura que los residuos de las regresiones son, al menos, débilmente estacionarias, requisito indispensable para que se cumpla la PPA. Asimismo, se ha constatado normalidad en la distribución de las series a partir

⁹ En este caso se deja de utilizar la prueba DFGLS ya que exige al menos ser estimada incluyendo intercepto, en nuestro caso, a través de la prueba ADF hemos contrastado que en ningún caso es significativo, no correspondiendo la aplicación de la prueba DFGLS. Por otra parte, tal como lo señalan Froot y Rogoff (1994), para pruebas de raíz unitaria sobre los residuos de la regresión, no es apropiado incluir ni tendencia ni intercepto.

¹⁰ Los valores críticos de comparación son los obtenidos de Engle y Yoo (1987, pág. 158 tabla 3).

¹¹ Se han incluido tanto rezagos en la regresión como los necesarios para eliminar por completo la autocorrelación.

del valor del Jarque-Bera obtenido, y en cualquier caso podríamos aceptar la hipótesis nula de $s=0$ con niveles de confianza superiores al 99%, ó lo que es lo mismo, que el tipo de cambio real en niveles es igual a la unidad, condición muy importante de verificar en el cumplimiento de la PPA.

A fin de confirmar la condición de cointegración de las series se procede a implementar la metodología desarrollada por y Johansen (1991) que nos permite identificar el número y la existencia probable de algún parámetro de cointegración.¹³ De esta forma se realiza la prueba de cointegración a partir de un modelo VAR en el que se incluye una variable exógena determinada por una variable dicótoma que toma valores de cero para el período anterior al plan de convertibilidad implementado en abril de 1991 y valores de 1 a partir de esa fecha, retomando un valor de cero a partir de enero de 2002 con la salida de la convertibilidad¹⁴. La especificación incluye intercepto y se supone que no hay tendencia determinística en las variables. Los resultados son presentados en el cuadro 4, en el cual, a partir de los valores obtenidos por los estadísticos de Traza y Máximo Valor Propio, se puede confirmar una relación de cointegración en todos los casos con un nivel de confianza superior al 95% (incluso para datos trimestrales y mensuales resultan significativos al 99%).

Cuadro 4					
N° de Vectores de Cointegración	Estadístico de Traza	Valor crítico al 5% y 1% ¹⁵	Estadístico de Máximo Valor Propio	Valor crítico al 5%	Rezagos ¹⁶
Series de datos anuales. Ambos estadísticos indican 1 vector de cointegración					
Ninguno	24,69	19,96	19,33	15,67	2
Al menos 1	5,36	9,24	5,36	9,24	2
Series de datos trimestrales. Ambos estadísticos indican 1 vector de cointegración					
Ninguno	28,72	19,96	23,02	15,67	5
Al menos 1	5,70	9,24	5,70	9,24	5
Series de datos mensuales. Ambos estadísticos indican 1 vector de cointegración					
Ninguno	27,26	19,96	20,55	15,67	6
Al menos 1	6,70	9,24	6,70	9,24	6

¹² Incluso estos valores presentan una significatividad del 90% si se lo compara con los valores críticos asintóticos presentados en Davidson y MacKinnon (1993) Pág. 722, tabla 20.2.

¹³ Para observar los detalles técnicos de ésta metodología se remite al lector a las referencias citadas.

¹⁴ El motivo de incluir esta variable dummy es el de ahilar el efecto radical de cambio que produjo la fijación cambiaria del período en cuestión.

¹⁵ Los valores críticos reportados corresponden a Osterwald-Lenum (1992).

Vectores de Cointegración (Errores estándar en paréntesis.)	
Serie anual	TC = 1,65 + 1,03 IPC ^{Arg-EE.UU} (0,4347) (0,0178)
Serie trimestral	TC = 1,26 + 1,03 IPC ^{Arg-EE.UU} (0,2462) (0,0106)
Serie mensual	TC = 1,253 + 1,048 IPC ^{Arg-EE.UU} (0,274) (0,012)

Este hallazgo, en función de ambos contrastes de cointegración, nos permite aceptar la existencia de una relación de cointegración entre las series TC y IPC^{Arg-EE.UU} y la verificación del cumplimiento de la versión absoluta de la PPA.

III.3 - Mecanismo de corrección de errores y velocidad de convergencia.

Algunos estudios empíricos han encontrado evidencia favorable respecto a la tendencia de reversión hacia los valores de equilibrio en el largo plazo, especialmente en economías que han sufrido procesos inflacionarios elevados y recurrentes, Lee (1999). Por ejemplo, Edison (1987) en sus estudios encuentra una velocidad de ajuste relativamente lenta, de 7,3 años. Otros como Glen (1992) hallan una velocidad de ajuste algo más acelerada, en su caso de 3,3 años. Taylor (2000) señala que la velocidad de ajuste de la PPA es en promedio de entre 4 y 5 años y que, en el caso particular de Argentina, en 1,6 años se corrige la mitad del desvío. Por su parte Cashin y McDermott (2001) encuentran un resultado mixto sobre un estudio para 22 países industrializados, ya que la velocidad de ajuste varía entre 4 y 15 años. Asimismo, Taylor y Taylor (2004) señalan que, por lo general, la velocidad de ajuste media estimada para series relativamente largas va de 3 a 5 años.

En este apartado utilizaremos un modelo que utiliza un mecanismo de corrección de errores para estimar la velocidad de ajuste a los valores de equilibrio. Una de las ventajas más importantes que presenta esta técnica es que utiliza los residuos estimados de la regresión con sus variables cointegradas en niveles para ligar el comportamiento de corto plazo con el comportamiento de largo plazo del modelo especificado. La condición fundamental para aplicar este modelo es que las variables estén cointegradas, cuestión que ya ha sido demostrada en el epígrafe anterior.

¹⁶ El número óptimo de rezagos incluidos en el modelo se ha determinado a partir de la prueba de Wald de exclusión de variables.

Se propone un modelo tal como el utilizado por Edison (1987), el cual incluye sólo un rezago en la serie los residuos estimados¹⁷, que incluye un mecanismo de corrección de errores expresado por la siguiente formulación;

$$\Delta TC_t = c + \delta \Delta(IPC_t^{Arg-EE.UU}) + \beta (s_{t-1}) + \mu_t$$

dónde Δ significa el operador de diferencias y μ es el término de error distribuido normalmente con media cero y varianza constante. El coeficiente β se espera sea negativo, el cual nos estaría indicando una tendencia de regreso al valor de equilibrio, cuya velocidad de ajuste medio para cada período estaría indicado por el valor estimado del coeficiente.

En el cuadro 5 se presentan los resultados de las estimaciones. Allí se puede observar la robustez de los resultados obtenidos. Las estimaciones no enfrentan problemas de correlación serial y los errores estándar son consistentes con heterocedasticidad de White. En ningún caso el intercepto a resultado significativo, lo que nos estaría indicando la ausencia de una tendencia determinística. Por otra parte todos los coeficientes estimados δ , además de ser estadísticamente significativos con un nivel de confianza superior al 99%, aceptan la hipótesis nula bajo prueba de Wald de igualdad a la unidad, como se puede observar en el cuadro 6. Estos últimos dos hechos son muy importantes a fin de verificar el cumplimiento más estricto de la PPA, ya que nos señala un ajuste perfecto hacia el equilibrio de corto plazo. Respecto a la velocidad del ajuste hacia sus valores de equilibrio, tal como nos lo indica la el valor negativo hallado para β y sus valores estimados, hemos podido comprobar que se observa una velocidad media de ajuste de aproximadamente 2,9 años, (9 trimestres y 32 meses)¹⁸.

Cuadro 5	Datos Mensuales		Datos Trimestrales		Datos Anuales	
	546 Observaciones		179 Observaciones		55 Observaciones	
	Coef.	ee ‡	Coef.	ee ‡	Coef.	ee ‡
c	0.0004	0.0039	-0,0130	0,0160	-0,0150	0,0464
δ	0.9799***	0.1164	1,0778***	0,1327	1,0276***	0,0751
β	-0.0311***	0.0141	-0,1071***	0,0416	-0,3433***	0,1378
R2 Ajustado/DW	0,44	2,11	0,71	1,80	0,85	1,77

* Significativo al 10%, ** Significativo al 5%, *** Significativo al 1%. ‡ Errores estándar consistentes con heterocedasticidad de White.

¹⁷ Se ha incluido s_t rezagado dos períodos pero no ha resultado ser significativo.

Cuadro 6. Prueba Wald $\rightarrow H_0: \delta=1$	Chi-Square	Probabilidad
Datos Mensuales	0,0298	0,86
Datos Trimestrales	0,3437	0,56
Datos Anuales	0,1349	0,71

IV - Conclusiones

Se ha testeado la hipótesis de la Paridad del Poder Adquisitivo entre la economía argentina y la estadounidense a través de un modelo econométrico bivariado de cointegración. Se pudo constatar que las series incluidas en el modelo eran $I(1)$ por medio de una prueba tradicional tal como la Philips-Perron y otra que resulta ser una de las más robusta a éste fin, a saber, la prueba DFGLS. Se analizó la posibilidad de cointegración utilizando la metodología de dos etapas propuesta por Engle y Granger, con la cual se verifico cointegración en el modelo especificado, siendo tanto los signos como los valores hallados consistentes con los enunciados de la PPA. Asimismo, se ha apoyado la verificación de cointegración de las series a partir del análisis de cointegración desarrollado por Johansen (1991) aplicado a un modelo VAR.

A pesar de no poder asegurar, mediante la prueba de Wald, que la elasticidad de largo plazo entre los precios relativos (λ) y el tipo de cambio son iguales a la unidad, se puede verificar que los valores estimados son muy cercanos a éste requisito. Por su parte, la significatividad del término de intercepto en las tres regresiones, nos estarían indicando el influjo de la rigideces propias del comercio internacional. En todo caso, el coeficiente de intercepto (α), podría ser significativo a raíz de que estarían captando el influjo de las operaciones de arbitraje o por el impacto de medidas proteccionistas de corto plazo incluidas en las políticas coyunturales.

Cuando se estimó el modelo que incluía un mecanismo de corrección del error, se ha podido verificar que la elasticidad de corto plazo de la relación de precios y el tipo de cambio (δ) soportaba hipótesis nula de igualdad a la unidad, identidad verificada a través de la prueba de Wald, equiparándose así a la elasticidad de largo plazo ideal. Por otra parte, el coeficiente de corrección del error (β), ha sido negativo y significativo en todos los casos, el cual nos estaría indicando una velocidad de ajuste hacia la PPA de, aproximadamente, 2,9 años (9 trimestre y 32 meses).

¹⁸ Se puede verificar que el ajuste, cuando se utilizan datos trimestrales y mensuales resulta ser más acelerado.

A partir de los resultados hallados podemos aceptar el cumplimiento de la hipótesis de la PPA para la economía argentina en relación con la economía estadounidense para todo el período que va desde 1948 a 2004.

Referencias.

- Anoruo E., H. Braha y Y. Ahmad (2002).** Purchasing power parity: evidence from developing countries. International Advances in Economic Research, 8 (2), 85-96.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen (1993).** Purchasing power parity based on effective exchange rate and cointegration: 25 LDC's experience with its absolute formulation. World Development, 21(6),1023-31
- Cashin P. y C. J. McDermott (2001).** An unbiased appraisal of purchasing power parity. IMF Working Paper, WP/01/196.
- Gustav Cassel (1916).** The present situation in the foreign exchanges. Economic Journal, p.p. 62-65;
- Cowitt, P. (1989).** World currency yearbook. Brooklyn, NY. International Currency Analysis (1984 to date).
- Davidson Russell y James G. MacKinnon (1993).** Estimation and inference in econometrics. Oxford University Press. New York.
- Diamandis, P. F. (2003).** Market efficiency, purchasing power parity, and the official and parallel markets for foreign currency in Latin America. International Review of Economics and Finance, 12 (1), 89-110.
- Edison, H. J. (1987).** Purchasing power parity in the long run. Journal of Money, Credit and Banking, 19, 376-87.
- Elliot G., T. J. Rothenberg y J. H. Stock (1996).** Efficient tests for an autoregressive unit root. Econometrica, 64, 813-36.
- Engle R. y . Granger. (1987).** Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. Econometrica, 55, 143-59.
- Engle R. y Yoo B. S. (1987).** Forecasting and Testing in Co-integrated Systems. Journal of Econometrics, 35:143-59.
- Froot K. y K. Rogoff (1994).** Perspective on PPP and long-run real exchange rate. NBER, WP 4592.
- Glen J. (1992).** Real exchange rate in the short, medium, and long run. Journal of International Economics, 33, 147-66.

- Holmes M. J. (2002a).** Purchasing power parity and the fractional integration of the real exchange rate: new evidence for less developed countries. Journal of Economic Development, 27 (1), 125-35.
- Holmes M. J. (2002b).** Are there non-linearities in US: Latin American real exchange behavior. Estudios de Economía, 29 (2), 177-90.
- Johansen S. (1988).** Statistical analysis of cointegrating vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231-54.
- Johansen S. (1991).** Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autorregressive models. Econometrica, 59, 1551-80.
- Johansen S. y K. Juselius (1990).** Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 169-210.
- Johansen S. y K. Juselius (1992).** Testing structural hypothesis in multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for U.K.. Journal of Econometrics, 53, 211-44.
- Lee D. Y. (1999).** Purchasing power parity and dynamic error correction. Evidence from Asia Pacific economies. International Review of Economics and Finance, 8, 199-212.
- McLellan J. W. y D. Chakraborty (1997).** Another look at long-run purchasing power parity using Sims tests for unit roots. Applied Economics Letters, 4, 473-6.
- McNown R. y M. S. Wallace (1989).** National price levels, purchasing power parity, and cointegration: a test of four high inflation economies. Journal of International Money and Finance, 8, 533-45.
- Osterwald-Lenum, Michael (1992).** A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 461-472.
- Pick F. (1968).** Informal financial markets in developing countries. New York: Pick Publishing.
- Rogoff K. (1996).** The purchasing power parity puzzle. Journal of Economic Literature, XXXIV (2), 647-68.
- Shively P. A. (2001).** A test of long-run of purchasing power parity. Economics Letters, 73, 201-205.
- Sims C. (1988).** Bayesian scepticism on unit root econometrics. Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 463-73.
- Taylor A. M. (2000).** A century of purchasing power parity. National Bureau of Economic Research. WP8012.
- Taylor A. M. y M. P. Taylor (2004).** The purchasing power parity debate. National Bureau of Economic Research. WP10607. 🚩