



ISSN 1850-2512 (impreso)
ISSN 1850-2547 (en línea)

UNIVERSIDAD DE BELGRANO

Documentos de Trabajo

Centro de Estudios en Negocios, Finanzas,
Economía y Marketing (CENFEM)
Escuela de Posgrado en Negocios

Validación empírica de la PPA para Argentina
en el periodo 1943-2015

N° 311

Mg. Guido Vignoli

Departamento de Investigaciones
Febrero 2016

Universidad de Belgrano
Zabala 1837 (C1426DQ6)
Ciudad Autónoma de Buenos Aires - Argentina
Tel.: 011-4788-5400 int. 2533
e-mail: invest@ub.edu.ar
url: <http://www.ub.edu.ar/investigaciones>

Validación empírica de la PPA para Argentina en el periodo 1943-2015

Guido Vignoli*

Resumen

Argentina se presenta como un caso donde se cumple la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo. Los índices de precios de Argentina y Estados Unidos sirven como determinantes de la dinámica del Tipo de Cambio Nominal en el largo plazo. A través de un modelo de corrección de errores en vectores se determina que la principal variable en la relación peso-dólar es el nivel de precios argentinos. Estudiando el periodo 1943-2015 se concluye que durante el 61% del mismo se estuvo con atraso cambiario, terminando en 2015 con un promedio anual del 38%. Con el fin del “cepo cambiario” y su correspondiente devaluación en diciembre de 2015, el atraso cambiario fue de 8,84%. Los shocks sobre el tipo de cambio tienden a desaparecer, aunque el ajuste del desequilibrio es más rápido en términos nominales que reales.

Abstract

Argentina is presented as a case where the theory of the Purchasing Power Parity holds. The price indices of Argentina and United States serve as determinants of the dynamics of the Nominal Exchange Rate in the long run. Through a vector error correction model it is determined that the Argentinean prices are the main variable in the peso-dollar relationship. By studying the period from 1943 to 2015 it concluded that during the 61% of that period Argentina was with exchange rate appreciation, ending in 2015 with an average of 38%. With the ending of the “cepo cambiario” period and the devaluation on December 2015, the appreciation was of 8,84%. Shocks on the exchange rate tend to disappear, although the adjustment of the misalignment is faster in nominal terms than in real.

Códigos JEL: C32, F31

Palabras claves: Argentina, Paridad de Poder Adquisitivo, tipo de cambio nominal, atraso cambiario, equilibrio.

* Master en Economía (UCEMA). Investigador del Centro de Estudios en Negocios, Finanzas, Economía y Marketing (CENFEM) de la Escuela de Posgrado en Negocios de la Universidad de Belgrano. Profesor de Economía de la Empresa en el MBA de la Universidad de Belgrano. Contacto guidovignoli@gmail.com. Todos los comentarios en el presente trabajo corresponden al autor y no reflejan necesariamente la opinión de la institución.

I) Introducción

Cuantificar la magnitud del atraso del Tipo de Cambio Nominal (TCN) es uno de los temas más importantes en economía. Con ello se está abordando una de las situaciones más complejas que puede vivir un país, puesto que el atraso cambiario perjudica en materia internacional a los exportadores y a aquellos productores y comerciantes locales que compiten con los productos importados. Es decir, afecta los negocios de las empresas y la toma de decisiones de ellas. La economía local se vuelve cara para el resto del mundo. Pero también se busca conocer un valor de equilibrio contra el cuál compararse y de allí poder cuantificar el desequilibrio.

Trabajar con una teoría como la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) presenta la ventaja de su simplicidad en cuanto a cantidad de variables utilizadas, sin embargo el cumplimiento de la misma es un criterio de largo plazo. Dicho de otra forma, los desequilibrios observados en el corto plazo deberán ser explicados por otras variables más allá de los niveles de precios locales y extranjeros.

Utilizando una base de datos con 876 meses y corrigiendo los valores de inflación para Argentina, logramos probar el cumplimiento de la PPA. Presentamos los valores de equilibrio teórico para el TCN y calculamos la magnitud del desequilibrio observado.

Así mismo mostramos cómo ante un shock sobre el tipo de cambio, el ajuste se produce de manera más rápida en términos nominales que en términos reales. Los valores calculados son coherentes con respecto a otros casos que surgen en la literatura sobre la PPA.

Este trabajo se organiza de la siguiente forma: en la sección II se realiza una breve descripción teórica de la Paridad de Poder Adquisitivo y las discusiones sobre su cumplimiento, en la sección III se describen los datos y la metodología utilizada, la sección IV presenta los resultados del modelo econométrico, en la sección V se hace el análisis de los resultados para Argentina, en la sección VI se analiza la relación entre dinero, precios y devaluación, y finalmente en la sección VII se concluye sobre lo realizado.

En el Anexo se muestran tres tablas. La primera (Tabla A1) contiene los valores estimados del TCN junto a los publicados de manera oficial, el correspondiente desequilibrio entre ambos, y las devaluaciones mensuales tanto oficial como de equilibrio junto a la inflación mensual a partir de 2013. La segunda (Tabla A2) contiene los valores promedios y máximos (junto a la fecha de suceso) de las variables anteriores considerando las series completas, el periodo 1943-2015. En la tercera tabla (Tabla A3) detallamos aquellos periodos en donde la tasa de devaluación fue superior a la tasa de inflación, analizando el periodo completo, 1943-2015.

II) Paridad de Poder Adquisitivo (PPA)

Cassel (1918) postula en su versión absoluta de la PPA que los precios relativos, en diferentes monedas y lugares, de una cesta común de bienes tienden a igualarse cuando se expresan en la misma moneda.

En otras palabras, si los bienes en la economía fueran lo suficientemente homogéneos como para poder compararlos, el precio de los mismos unificados a una sola moneda no debería presentar distorsión alguna.

La teoría de la PPA ofrece una simplicidad de entendimiento por medio de la cual los cambios en los precios relativos explican la dinámica de la relación entre las monedas de los países involucrados.

Rogoff (1996) explica que al ser la PPA un enfoque de equilibrio de largo plazo es de esperarse, por ejemplo, que la velocidad de convergencia al valor de equilibrio sea lenta y que en el corto plazo los desvíos sean muy grandes y volátiles.

Generalmente los desequilibrios que se generan a corto plazo son explicados por otras variables además de los precios en los países, por ejemplo el gasto del gobierno, la apertura económica y los términos del intercambio.

Bajo el supuesto de cumplimiento de la PPA y de la Ley de un solo precio, el Tipo de Cambio Real (TCR) de equilibrio de largo plazo es una constante que no varía con el tiempo, exactamente igual a 1. Cuando se extiende el análisis de la PPA a situaciones donde la Ley de un solo precio no se cumple, esto es por ejemplo porque la ponderación de cada producto dentro de una cesta de consumo difiere entre países, el valor de equilibrio de largo plazo del TCR es constante (o entre algunos márgenes) aunque no precisamente igual a 1.

El TCR bilateral se define como el TCN ajustado por el cociente de precios domésticos y extranjeros.

$$TCR = TCN \times P^* / P \quad (1)$$

Donde el TCN está medido como cantidad de unidades monetarias locales por unidad monetaria extranjera. P es el nivel de precios local y el asterisco indica la variable para el país extranjero.

Tomando logaritmo en la ecuación (1) obtenemos:

$$e = s + p^* - p \quad (2)$$

Donde e es el logaritmo del TCR, s es el logaritmo del TCN, p^* y p son el logaritmo de los índices de precios extranjeros y domésticos respectivamente.

El cumplimiento de la PPA implica que los niveles de precios determinan el tipo de cambio de equilibrio y por lo tanto se lo puede escribir de esta forma:

$$TCN_{PPA} = P / P^* \quad (3)$$

Tomando logaritmos en la ecuación (3) llegamos a:

$$s_{PPA} = p - p^* \quad (4)$$

Combinando la ecuación (1) con la ecuación (3) obtenemos:

$$TCR_{PPA} = TCN \times \frac{1}{TCN_{PPA}} = 1 \quad (5)$$

En contraste, en el corto plazo la PPA puede no cumplirse y las desviaciones detectadas entre el valor observado del TCR y el correspondiente de largo plazo son comunes.

Una pregunta relevante al respecto es si esas diferencias persisten en el tiempo o tienden a desaparecer. En términos técnicos interesa saber qué tipo de proceso estadístico sigue el TCR dado que bajo un proceso de *random walk*, la raíz unitaria invalidaría el cumplimiento de la PPA en el largo plazo de modo que cualquier shock que impacte en el TCR no tendería a desaparecer, es decir no se volvería al valor medio considerado de equilibrio teórico.

Este valor medio considerado de equilibrio al cuál se tiende a regresar es una característica de las series estacionarias que se denomina *mean reverting*, y por ello se entiende que un shock desaparece en el tiempo.

Abuaf y Jorion (1990) explican que muchos estudios no pudieron rechazar esta hipótesis de que el TCR sigue un proceso de *random walk* infiriendo con ello de que la PPA no se cumple efectivamente, aunque esta aparente conclusión se debe más al bajo poder de los tests utilizados que a una evidencia en contra del cumplimiento de la PPA.

Engle y Granger (1987) desarrollaron la técnica de cointegración. Que el TCN y los niveles de precios domésticos y extranjeros cointegren significa que entre ellos existe una relación de largo plazo observable y que a partir de esa cointegración se podrían hacer inferencias que resulten apropiadas.

Un aspecto relevante en cuanto a la técnica de cointegración tiene que ver con la cantidad de datos con los que se trabaja. Los test de relaciones de largo plazo requieren una considerable cantidad de datos. Si bien en econometría siempre se prefieren más a menos observaciones, Hendry (1986) señala que aumentar el tamaño de la muestra por simple “desagregación temporal”, por ejemplo de años a meses, no hace más probable que ello revele una relación de largo plazo.

Finalmente, al determinar que existe cointegración entre las series de tipo de cambio y precios, se puede estimar el valor teórico del TCN considerado de equilibrio según el criterio de la PPA, el cual denominamos TCN_{PPA} .

Al comparar el valor publicado por el Banco Central de la República Argentina (BCRA) contra aquel de equilibrio teórico, tendremos la noción del grado y el tipo de desequilibrio observado en cada momento.

Si el TCN es menor al valor de equilibrio teórico (TCN_{PPA}), el tipo de cambio se encuentra apreciado nominalmente. Caso contrario, cuando el TCN es mayor al TCN_{PPA} , la moneda doméstica se encuentra depreciada.

III) Datos y Metodología

El estudio sobre la PPA comprende el periodo que abarca desde enero de 1943 a diciembre de 2015, es decir 876 meses.

El TCN es el publicado por el BCRA, medido como cantidad de pesos argentinos por unidad de dólar estadounidense. De esta forma, cuando el TCN aumenta indica una depreciación del peso y cuando baja una apreciación de la moneda local frente al dólar.

Los precios son los Índices de Precios al Consumidor (IPC) para ambos países. En Argentina se tomó el dato publicado por INDEC hasta diciembre 2006, y luego se lo continuó con el publicado por el Departamento de Estadística de la provincia de San Luis. Para Estados Unidos se tomó la publicación del *Bureau of Labor Statistics* (BLS). Ambos índices de precios tienen como base diciembre 2003 = 100. Todas las series están desestacionalizadas.

Un primer análisis sobre el cumplimiento de la PPA es corroborar si el TCR calculado sigue un proceso *random walk*. Para ello calculamos el valor del TCR a partir de la ecuación (2).

Asumimos que et sigue un proceso auto regresivo (AR) de primer orden:

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Donde α_0 y α_1 son constantes y el término de error u_t es normal e independientemente distribuido en el tiempo.

La PPA no se cumple en el largo plazo si $\alpha_1 \geq 1$, lo cual indicaría que el TCR es no estacionario.

Abuaf y Jorion (1990) proponen una interpretación del coeficiente α_1 cuando se realiza la estimación en el proceso AR(1) pero sobre el valor de equilibrio de largo plazo del TCR (e_{PPA}). Dichos autores explican que el valor numérico que resulta para α_1 sirve para medir el grado de ajuste real ante un eventual shock en el TCR.

El método utilizado para la estimación del equilibrio teórico del TCN es el de VECM (*vector error correction model*). Para ello el primer paso es tener series que sean integradas de primer orden, I(1), es decir que sean series no estacionarias.

Éste es un método tradicional aplicado en la mayoría de los trabajos empíricos sobre la determinación de equilibrio del tipo de cambio.

A través del test de Dickey-Fuller aumentado (ADF) comprobamos que las series¹ del tipo de cambio y precios son I(1). En este test lo que se está evaluando como hipótesis nula es que las series en niveles tienen raíz unitaria. Los resultados aceptan la hipótesis nula en niveles para todas las variables y rechazan la hipótesis nula en todas las variables diferenciadas. Los resultados se presentan en la siguiente tabla:

Tabla 1. Test ADF.

Variable		Estadístico t (prob.)	Orden de Integración
Ln TCN	Nivel	-1,418631 (0,8552)	I (1)
	1ª diferencia	-8,285864 (0,0000)	
Ln IPC ARG	Nivel	-1,705996 (0,7481)	I (1)
	1ª diferencia	-4,146561 (0,0056)	
Ln IPC USA	Nivel	-0,437350 (0,9861)	I (1)
	1ª diferencia	-8,985804 (0,0000)	
Hipótesis Nula: <i>Variable</i> tiene raíz unitaria			

Luego analizamos las causalidades o precedencia temporal que puede existir entre las variables. Aplicando el test de causalidad de Granger podemos analizar este aspecto. La hipótesis nula que una variable no causa o precede en el sentido de Granger a otra variable. En cada caso esta hipótesis fue rechazada.

Presentados los resultados en la tabla a continuación concluimos que existe causalidad en ambos sentidos entre el TCN y los precios domésticos, entre el TCN y los precios extranjeros, y también entre los precios de ambos países.

Tabla 2. Test de Granger.

Hipótesis Nula	Estadístico F	Prob.
Ln IPC ARG no causa en sentido de Granger a Ln TCN Ln TCN no causa en sentido de Granger a Ln IPC ARG	47,9860 84,6310	2,E-20 3,E-34
Ln IPC USA no causa en sentido de Granger a Ln TCN Ln TCN no causa en sentido de Granger a Ln IPC USA	12,1969 5,93237	6,E-06 0,0028
Ln IPC USA no causa en sentido de Granger a Ln IPC ARG Ln IPC ARG no causa en sentido de Granger a Ln IPC USA	7,44553 4,22750	0,0006 0,0149

Un aspecto importante al momento de trabajar con series de tiempo y vectores tiene que ver con la cantidad de lags o rezagos que se deben utilizar. El número de rezagos puede llevar a problemas que tienen que ver con la autocorrelación de los errores de las series involucradas.

Sabemos que el comportamiento de las series tiene que ver, entre otras cosas, por la historia pasada de ellas mismas, pero queremos evitar el problema de la autocorrelación.

¹ Todas las series son trabajadas en logaritmos.

Según Verbeek (2004), si el número de *lags* es demasiado grande o demasiado pequeño puede provocar que series no estacionarias aparezcan como estacionarias. Además si el número de rezagos es pequeño probablemente no se capture completamente la dinámica del sistema que está siendo modelado. Por otra parte, si es demasiado grande el número de lags se corre el riesgo de perder grados de libertad y tener que estimar un número muy grande de parámetros.

Utilizamos algunos criterios para la determinación del número óptimo de rezagos para estimar el VECM. Estos son los de Akaike (AIC), el de Schwarz (SC) y el de Hannan-Quinn (HQ). El test que los engloba es el de detección de la estructura de lags.

Sobre un número máximo de 8 rezagos, se eligen 6 lags dado que el test muestra preferencia de este número para 2 de los 3 criterios. El resultado se presenta a continuación:

Tabla 3. Test de estructura de *lags*.

Lag	AIC	SC	HQ
0	8,040950	8,057423	8,047254
1	-12,41202	-12,34612	-12,38680
2	-13,47375	-13,35844	-13,42963
3	-13,52230	-13,35757	-13,45927
4	-13,54471	-13,33056	-13,46276
5	-13,55914	-13,29558	-13,45828
6	-13,68761	-13,37463*	-13,56784*
7	-13,70607	-13,34367	-13,56739
8	-13,70735*	-13,29552	-13,54975

* indica el orden de *lag* elegido por el criterio.

IV) Resultados

Realizamos el test de Johansen para determinar si existe cointegración entre las series y poder estimar el valor de equilibrio del TCN según el criterio de la PPA.

A través de criterios que son el de traza de una matriz y del máximo valor propio o *eigenvalue* se determina, si es que existen, la cantidad de vectores de cointegración. Como se presentan en la tabla que sigue, el test determina que para nuestro trabajo existe un único vector que relaciona las series a largo plazo y el mismo es coincidente para ambos criterios.

Tabla 4. Test de Johansen.

Test Ranking de Cointegración (Traza)				
N° de Vectores de Cointegración Hipotética	Valor propio (<i>eigenvalue</i>)	Estadístico Traza	Valor crítico 0,05	Prob.
Ninguno *	0,031945	41,08548	29,79707	0,0017
A lo sumo 1	0,012483	12,87197	15,49471	0,1196
A lo sumo 2	0,002248	1,955966	3,841466	0,1619
El test de traza indica 1 vector de cointegración.				
Test Ranking de Cointegración (máximo <i>eigenvalue</i>)				
N° de Vectores de Cointegración Hipotética	Valor propio (<i>eigenvalue</i>)	Estadístico Max- <i>Eigenvalue</i>	Valor crítico 0,05	Prob.
Ninguno *	0,031945	28,21350	21,13162	0,0043
A lo sumo 1	0,012483	10,91601	14,26460	0,1585
A lo sumo 2	0,002248	1,955966	3,841466	0,1619
El test de max- <i>eigenvalue</i> indica 1 vector de cointegración.				
* Indica rechazo de la hipótesis al 5%				

El vector de cointegración es el siguiente, donde entre paréntesis se indican los *p-values*.

$$s_{t-1} = 2,5972 + 0,9334 p_{t-1} - 0,2717 p_{t-1}^* \quad (7)$$

(0,0000) (0,4757)

La ecuación (7) indica que un aumento en los niveles de precios domésticos tiende a ser depreciatorio mientras que un aumento de los precios extranjeros tiende a ser apreciatorio, pero esta última relación resulta no significativa estadísticamente. Como corolario, la dinámica del TCN es explicado principalmente por la dinámica de precios domésticos.

Otro resultado importante logrado a partir del VECM es aquel que mide el grado de ajuste de los desequilibrios del TCN en el corto plazo. Ese valor es el representado por el coeficiente del vector de cointegración el cuál mide el grado de ajuste del desequilibrio observado en cada unidad de tiempo, en nuestro caso por mes.

Dicho valor es igual a $-0,0283$ y es estadísticamente significativo, lo que significa que por mes el desajuste nominal se reduce en 2,8% aproximadamente. Esto implica que ante un shock sobre el TCN en un momento determinado, se requiere de casi un año y medio (17 meses y 20 días) para corregir el 50% del desequilibrio generado.

Utilizamos la ecuación (6) para comparar este ajuste nominal con aquel sobre el tipo de cambio real. Siguiendo la interpretación que hacen Abuaf y Jorion (1990) sobre los coeficientes de la ecuación (6) para el valor de equilibrio del TCR (e_{PPA}), el coeficiente de α_1 es igual a 0,98. Esto significa que para reducir el impacto de un shock sobre el TCR en un 50%, nos llevaría 34 meses, es decir 2 años y 10 meses².

² Los autores proponen una fórmula para calcular la cantidad de periodos necesarios para componer la mitad del desequilibrio ocasionado por un shock. Dicha fórmula es $n = \ln(1/2) / \ln \alpha_1$, donde n es la cantidad de periodos y α_1 es el coeficiente estimado del proceso AR(1).

En la siguiente tabla se exponen los resultados del proceso AR(1) sobre el TCR calculado (e_t) y el estimado como diferencia entre el TCN y el TCN_{PPA} .

Tabla 5. Proceso AR(1) para el TCR.

Variables: e_t y $ePPA_t$	Coeficiente (p-value)	
Constante	0,024032 (0,0013)	-0,000200 (0,9540)
e_{t-1}	0,969022 (0,0000)	
$ePPA_{t-1}$		0,981878 (0,0000)
Observaciones:	875	868
R ² :	0,938621	0,964067
R ² Ajustado:	0,938551	0,964025
Prob. F:	0,000000	0,000000

De lo anterior podemos concluir lo siguiente: primero que tanto el TCR calculado como estimado son series que no siguen un proceso de raíz unitaria, es decir que los shocks que sufran irán desapareciendo en el tiempo. Segundo, sobre las series estimadas observamos que la recuperación del 50% de un shock se hace más rápido en términos nominales que en términos reales.

Frankel (1986) analiza la presencia de raíz unitaria en la serie del TCR mediante el test de Dickey-Fuller aumentado. En nuestro trabajo este paso representa un test final para corroborar el cumplimiento de la PPA. Lo que se obtiene como resultado es un rechazo a la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, dado que la serie del TCR de equilibrio en niveles es integrada de orden 0, por lo tanto estacionaria.

Tabla 6. Test ADF.

Variable	Estadístico t (p-value)	Valor Crítico al 5%	Orden de Integración
$ePPA_t$	-3,729971 (0,0209)	-3,415018	I(0)

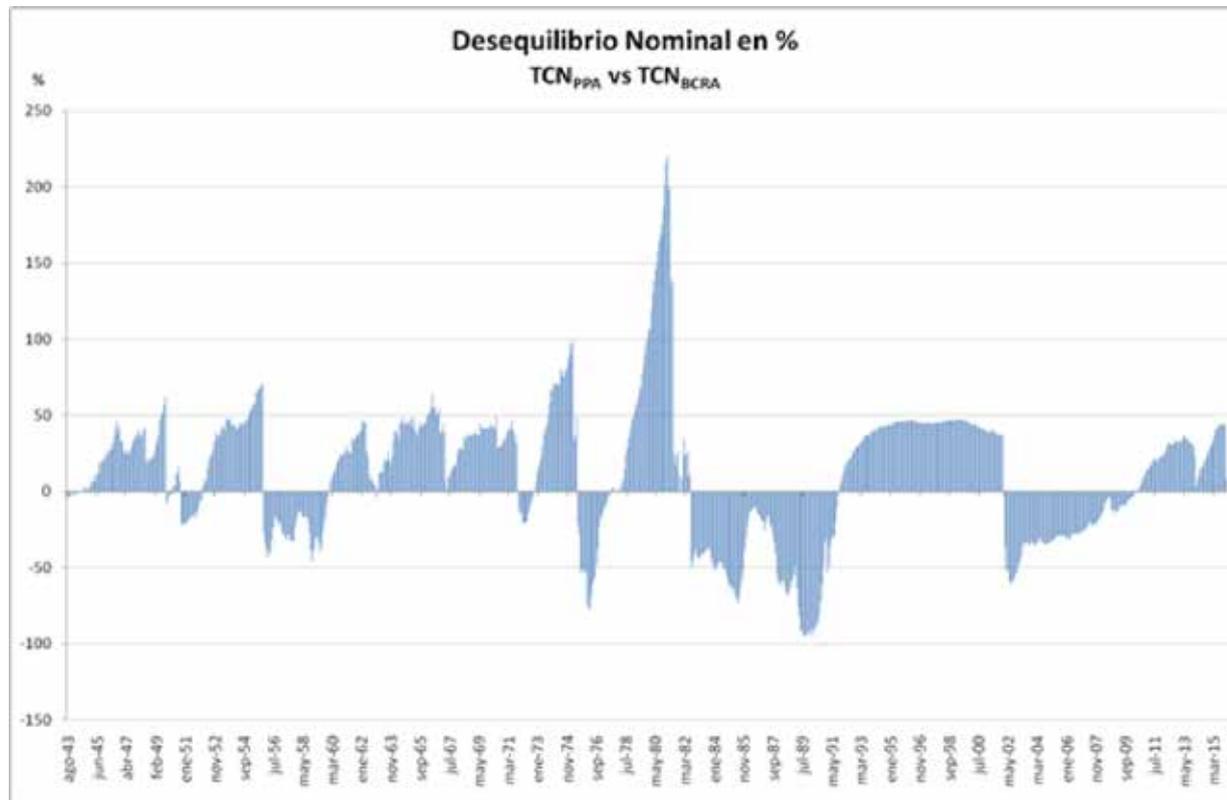
Para Argentina en el periodo 1943-2015 se confirma el cumplimiento de la PPA, esto quiere decir que las series del TCN y los precios domésticos y extranjeros cointegran.

V) Análisis para Argentina

Al estimar el valor teórico de equilibrio del TCN podemos analizar la magnitud del desequilibrio en cada momento del tiempo. Recordemos que la teoría de la PPA es un criterio de equilibrio de largo plazo que corroboramos que se cumple, sin embargo, en el corto plazo existen desequilibrios. Cuando el TCN_{PPA} tiene un valor superior al publicado por el BCRA, la magnitud de la diferencia entre ambos valores representa la devaluación necesaria para alcanzar el equilibrio teórico.

De los 73 años analizados, durante 536 meses (44 años y 8 meses) el TCN estuvo por debajo de su valor de equilibrio teórico. Es decir que durante el 61% de la historia analizada, el peso estuvo apreciado frente al dólar según el criterio de la PPA.

En el gráfico a continuación se muestra la relación entre el TCN_{PPA} contra el publicado por el BCRA. Cuando los valores son positivos indica que el valor de equilibrio teórico es mayor al valor oficial. En otras palabras, que el TCN oficial se encuentra apreciado.



El pico máximo de atraso nominal se dio en enero de 1981 (220%). A éste le siguió febrero de 1975 (99%), octubre de 1955 (71%), mayo de 1966 (65%) y septiembre de 1949 (62%).

Por debajo de la línea del 50% de atraso cambiario y en los últimos 30 años se destacan el máximo atraso durante la convertibilidad en mayo de 1999 (48%) y el mes de octubre de 2015 (44%).

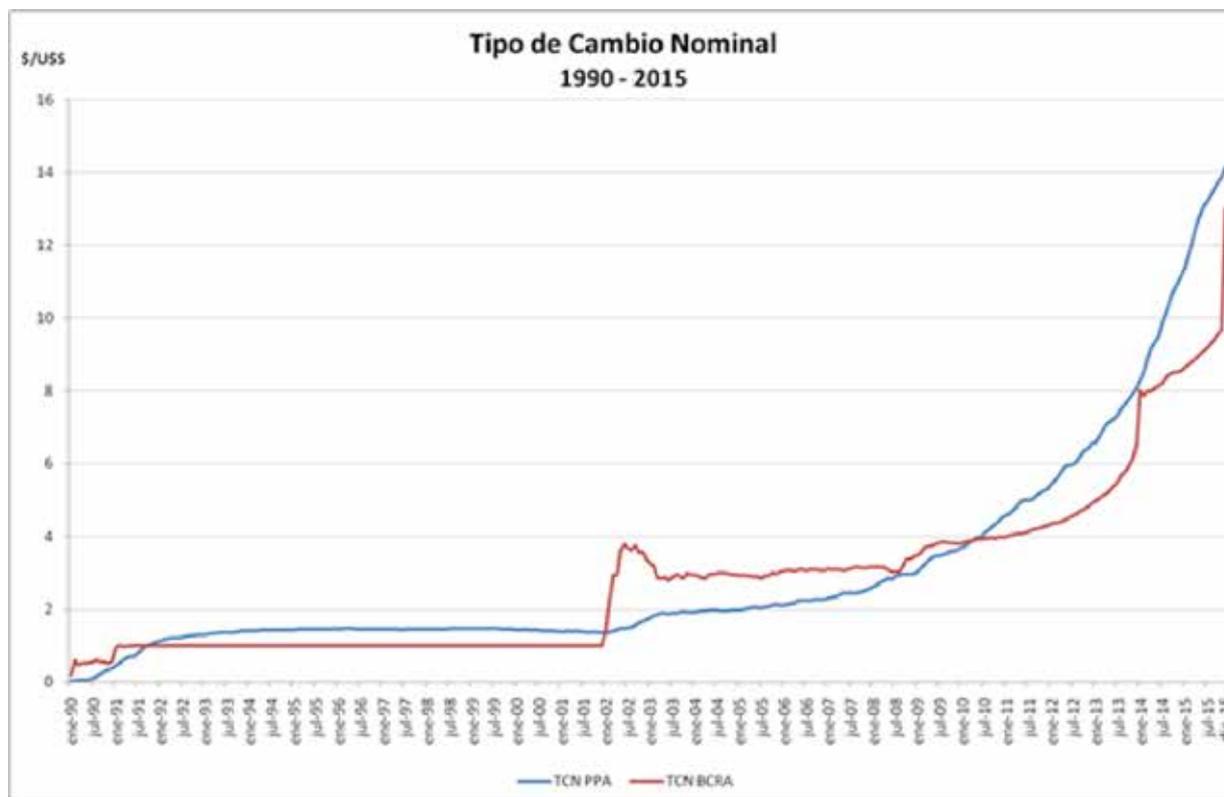
En todos los casos, los picos de atrasos cambiarios precedieron a grandes devaluaciones del peso argentino.

En el periodo 2010-2015 el atraso mensual promedio fue prácticamente idéntico al observado durante la convertibilidad, 23,95% y 23,86% respectivamente. La década más atrasada en términos nominales fue la del 60, con un promedio mensual de atraso nominal de 32%.

En términos de valores específicos del TCN vamos a acotar el análisis, sobre todo gráfico, al periodo 1990-2015³.

³ Los datos para la serie completa se encuentra disponible a pedido del interesado.

En el siguiente gráfico se presenta el TCN publicado por el BCRA y aquel de equilibrio teórico según el criterio de la PPA.



De manera oficial las principales devaluaciones fueron a la salida de la convertibilidad y durante los últimos 15 años en dos oportunidades.

La salida de la convertibilidad implicó que durante enero y junio de 2002 se produjeran fuertes devaluaciones. La primera fue en enero llevando el TCN de 0,99 a 1,4 \$/US\$, es decir una devaluación del 40%. En febrero el TCN pasó a 2,15 \$/US\$ (54%) y en marzo a 2,95 \$/US\$ (37%), mismo valor que se observó en abril. Hacia mayo el BCRA llevó el TCN a 3,6 \$/US\$ (22%) terminando el camino ascendente en junio con un valor de 3,8 \$/US\$ (6%).

En otras palabras, la salida de la convertibilidad significó una devaluación nominal oficial de 284% en 6 meses.

La segunda devaluación oficial importante se produce en enero de 2014 en medio de un periodo de restricciones para la adquisición de divisa extranjera para atesoramiento y con un gran número de requisitos para el comercio internacional, medida económica que se denominó de forma coloquial como “cepo cambiario”. En enero de 2014 se lleva el TCN a 8 \$/US\$, es decir que se produce una devaluación del 23% con respecto a diciembre de 2013.

Finalmente, la tercera devaluación importante realizada de manera oficial se produce en diciembre de 2015. Bajo una nueva presidencia del país se enuncia el fin del “cepo cambiario” llevando el valor de referencia del TCN a 13 \$/US\$. Comparado con el valor del mes anterior, la devaluación fue del 34%.

Al observar la conducta del TCNPPA vemos que su dinámica no presenta los saltos como lo hace el publicado por el BCRA. Esto se debe en parte que el nivel de equilibrio siempre fue superior a él, con excepción de los meses posteriores al fin de la convertibilidad y para el período que estamos analizando.

Como conclusión de este último análisis podemos indicar lo siguiente: lo primero es que el valor que BCRA presenta en diciembre de 2015, el modelo de equilibrio lo mostraba 6 meses antes. Segundo, luego

de la devaluación de diciembre 2015, el TCN sigue atrasado un 9%. De acuerdo al criterio de la PPA el valor del TCN debería ser de 14,15 \$/U\$. Cabe mencionar que dicho desequilibrio disminuyó mucho luego de la devaluación realizada en diciembre, dado que hasta el mes anterior la brecha entre el TCN oficial y el del modelo de la PPA era del 43%.

VI) Relación entre dinero, precios y tipo de cambio nominal

Lo que agregamos a continuación es un análisis sobre la relación que vincula a la inflación con el aumento en la cantidad de dinero que hay en la economía.

La teoría cuantitativa del dinero es una teoría económica que establece una relación directa entre la cantidad de dinero y el nivel general de precios. Visto esto último como tasas de variación (positivas) se vincula la tasa de emisión de dinero con la inflación, y dado que probamos la relación entre inflación y devaluación del peso frente al dólar, una hipótesis que se desprende de ello es que puede existir una correlación de hechos entre la creación de dinero, inflación y devaluación.

Si bien este trabajo no estudia en profundidad dicha hipótesis, dejamos descripta la situación para Argentina en el periodo analizado.

En la siguiente tabla se presentan los datos de las variaciones porcentuales promedios mensuales de dinero, precios y tipo de cambio nominal tomados por periodos. Las variables que agregamos al análisis son las referidas a dinero.

Tabla 7. Relación dinero, precios y TCN.

Periodo	Var M0 (%)	Var M1 (%)	Var IPC (%)	Var TCNPPA (%)
1943 - 1949	1,75	1,96	1,20	1,12
1950 - 1959	2,14	1,82	2,14	1,93
1960 - 1969	1,66	1,82	1,68	1,53
1970 - 1979	6,53	6,28	6,65	5,71
1980 - 1989	16,37	13,74	14,60	11,52
1990 - 1999	3,67	3,91	3,57	4,79
2000 - 2009	1,85	1,75	0,97	0,78
2010 - 2015	2,19	2,35	2,16	1,91

Como agregados monetarios utilizamos a M0 (base monetaria) y M1. De acuerdo a la definición utilizada por BCRA y de donde provienen los datos, la base monetaria está compuesta por el circulante monetario, es decir los billetes y monedas en poder del público y en entidades financieras, más el saldo de Cuenta Corriente del sistema financiero en el Banco Central. M1 hace referencia al M0 más el total del saldo en Cuenta Corriente en el sistema financiero.

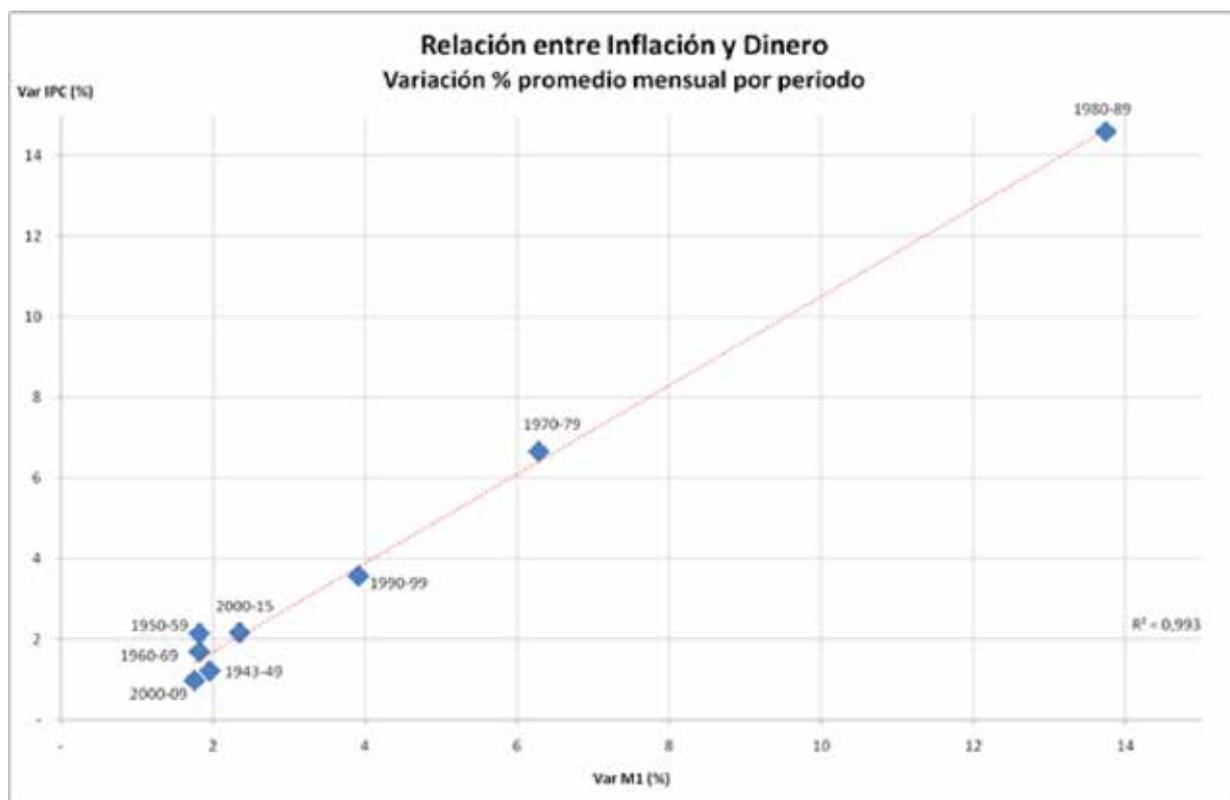
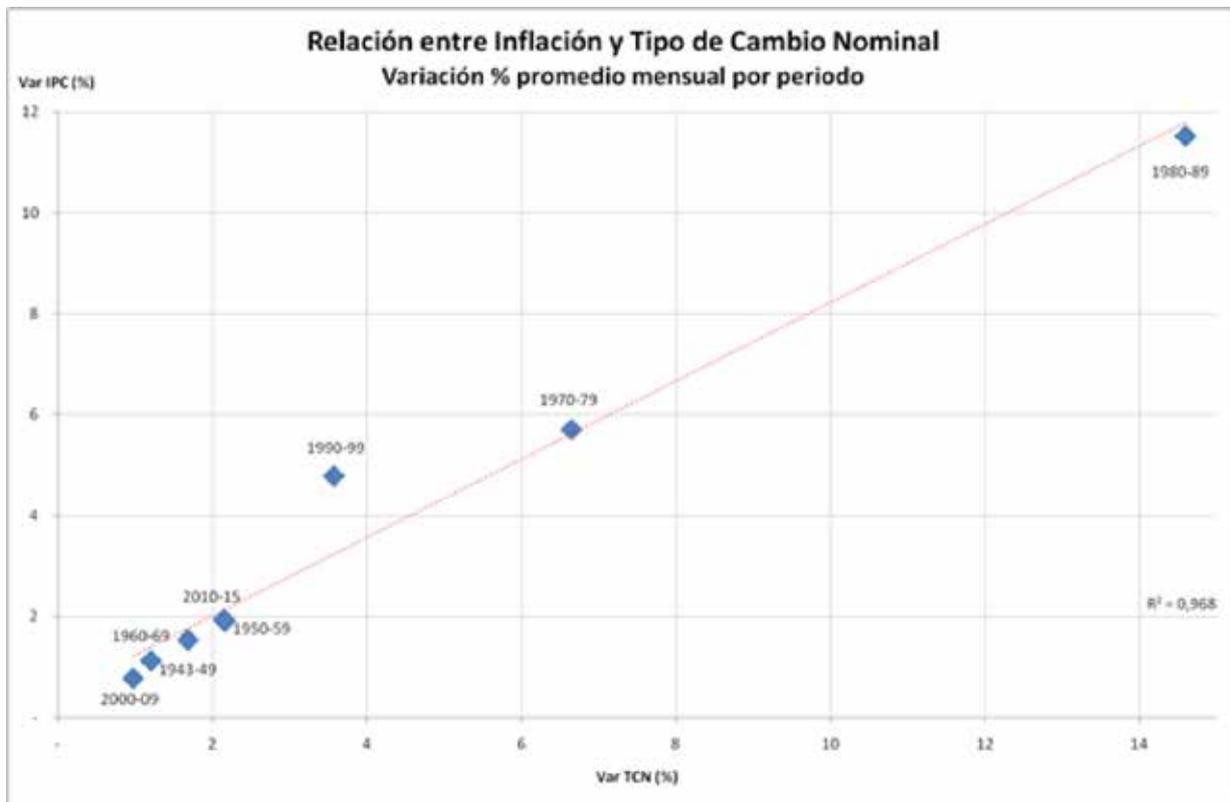
Se observa una estrecha relación positiva entre la creación de dinero, tanto M0 como M1, y la tasa de inflación mensual. Lo mismo sucede con la tasa de inflación y la devaluación mensual de equilibrio teórico, según el criterio de la PPA.

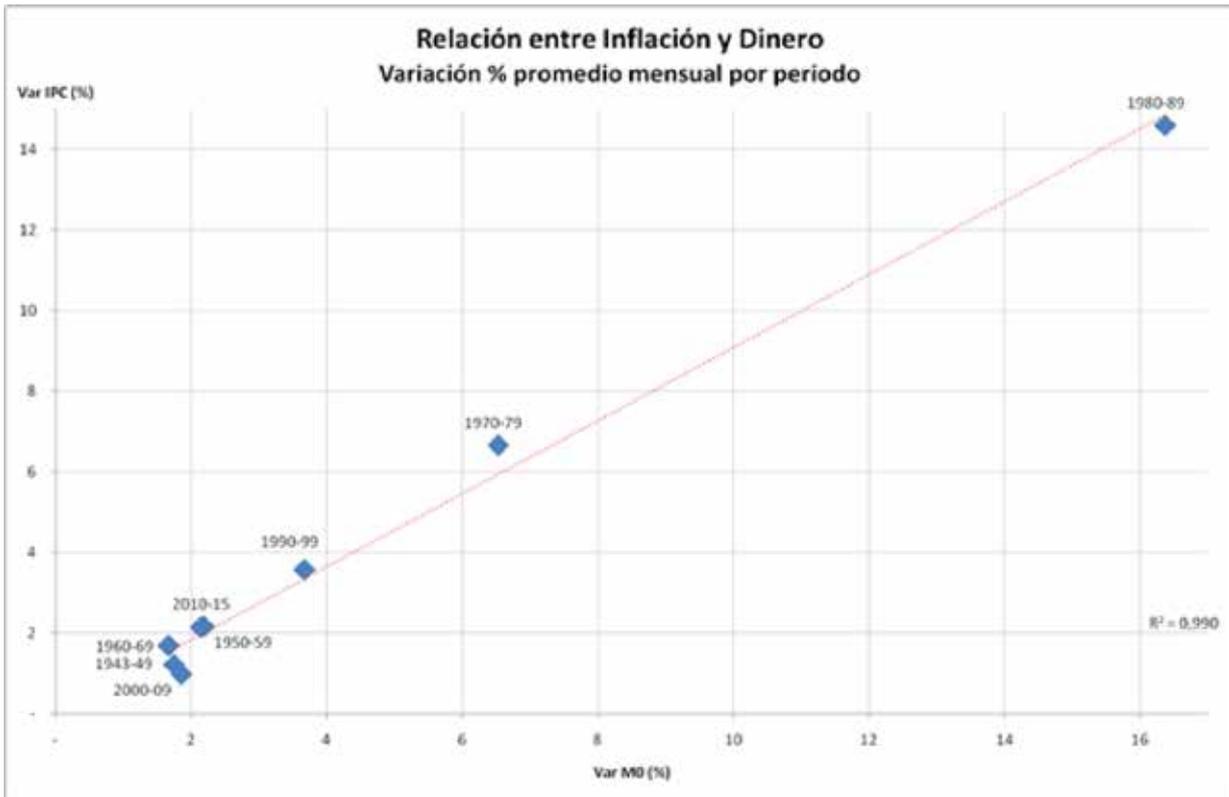
Lo anterior quiere decir lo siguiente. Por ejemplo en el periodo 1970-1979 la base monetaria crecía todos los meses un promedio del 6,5% (6,28% visto en M1) mientras que la inflación mensual promedio era de 6,65%. Durante la convertibilidad la creación de dinero tuvo un ritmo mensual promedio de 3,7% y la inflación 3,6%. Desde 2010 hasta diciembre de 2015 se imprimió 2,19% todos los meses en promedio y eso se acompañó con una inflación mensual promedio de 2,16%.

Luego podemos señalar casos como el de 1960-1969 que con una inflación mensual promedio de 1,7%, la devaluación de equilibrio era 1,53%. En la primera década del siglo XXI la inflación mensual promedio fue de 0,97% cuando la devaluación de equilibrio teórico era de 0,78%.

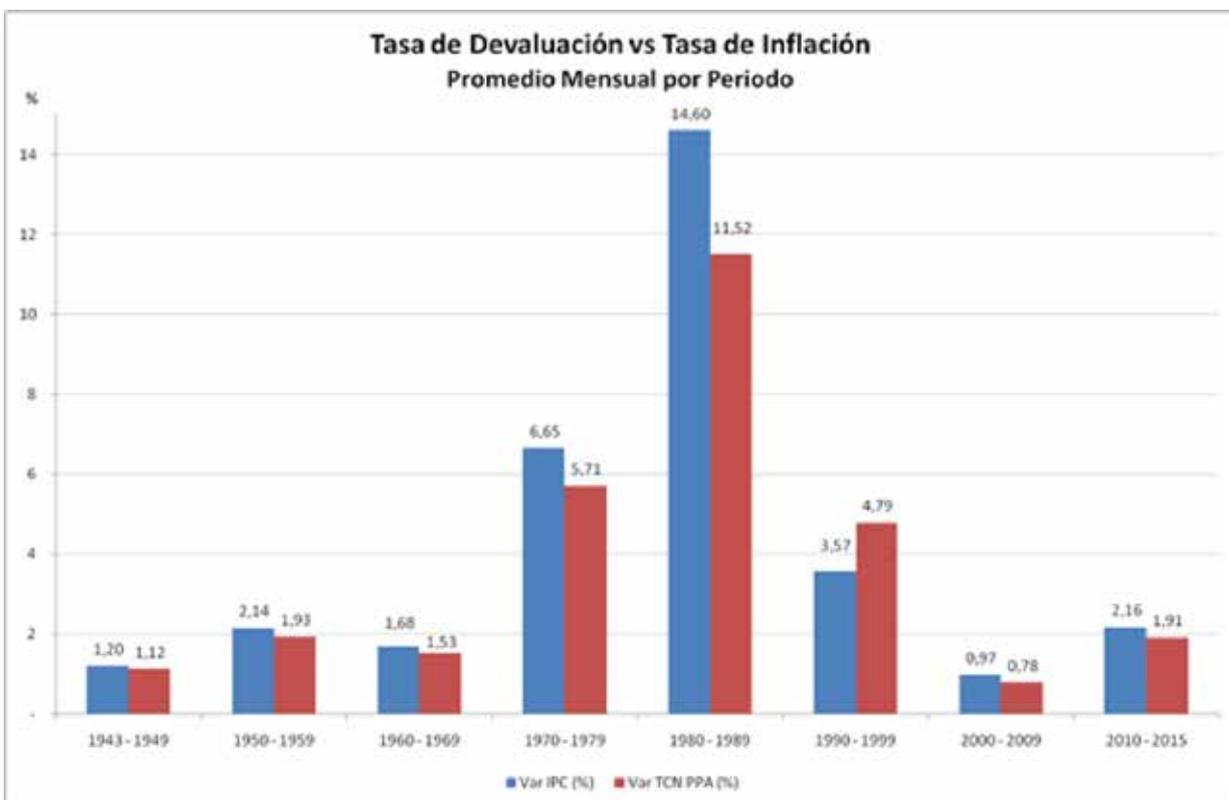
Se puede concluir entonces que la emisión de dinero se traduce a aumentos en el nivel de precios, que luego terminan devaluando al peso frente al dólar. La emisión genera inflación que luego provoca devaluación.

En los gráficos siguientes se observa una relación de casi 1 a 1 entre tasa de devaluación e inflación, y entre tasa de inflación y creación de dinero, por periodos.





De la relación entre tasas de devaluación e inflación se observa cómo en la mayoría de los casos vistos por periodos, la excepción es la década de los noventa, la tasa de variación del TCN fue menor a la tasa de variación de los precios. Dicho en otras palabras, no hubo devaluación en términos reales, asumiendo que la variación en los precios de Estados Unidos se mantuvo casi constante.⁴



⁴ En nuestro estudio, durante el periodo 1943-2015 la inflación mensual promedio de Estados Unidos fue de 0,3%. El máximo valor observado fue de 5,88% en julio de 1946.

Para que una devaluación nominal sea exitosa la misma debe hacer ganar competitividad en términos reales, es decir, debe generar una devaluación sobre el tipo de cambio real. Lograr este resultado significa que la devaluación nominal debe ser superior a la tasa de inflación.

En la Tabla A3 del anexo se presentan en forma detallada aquellos periodos donde efectivamente sucedió lo explicado anteriormente.

En el periodo bajo estudio, 1943-2015, en 262 meses se detectó que la devaluación nominal oficial fuera superior a la inflación correspondiente en el mismo mes. En el año 2015 solamente tuvo lugar esta condición de "éxito" en diciembre, con la salida del cepo cambiario llevando la devaluación oficial al 34%. En el año 1999 el BCRA estuvo casi todos los meses devaluando a una tasa superior a la inflación (entre febrero a junio y de agosto a diciembre). El periodo de mayor continuidad de casos de devaluación superior a la inflación fueron 10 meses seguidos, desde junio de 2001 a marzo de 2002.

Las dinámicas de las series involucradas hacen que todos los años se generen devaluaciones junto con periodos inflacionarios, aunque no en todos los meses. Describimos los principales casos en el párrafo anterior. Sin embargo hay años en los que no se detectan ni un solo mes donde la devaluación sea mayor a la tasa de inflación. Estos años son: 1979, 1980, 1992, 2010 y 2011. En estos cinco años, siempre la tasa de inflación fue superior a la tasa de devaluación oficial.

Es importante destacar que en los años 2014 y 2015 solamente en enero y diciembre, respectivamente, la tasa de devaluación fue superior a la inflación. En el primer caso fue para lograr un aparente nivel de equilibrio de acuerdo a lo anunciado por funcionarios públicos, y en el segundo caso fue para terminar con el denominado cepo cambiario. Si no fuese por estos dos eventos, durante estos años también la tasa de inflación hubiese sido siempre superior a la tasa de devaluación.

VII) Conclusión

Comprobamos que Argentina es un caso de estudio para el cual se cumple la teoría de la PPA entre el peso argentino y el dólar estadounidense.

Trabajamos con series que son integradas de primer orden y estimamos una serie final de equilibrio que es estacionaria. El proceso se realiza a través de un VECM.

Para un periodo que abarca 73 años (enero 1943 – diciembre 2015) vemos cómo las series de precios y TCN cointegran, presentando mayor relevancia los precios domésticos.

Determinamos cómo los shocks nominales tienden a desaparecer en el tiempo de manera más rápida que los shocks reales. Para ajustar el 50% del desequilibrio ocasionado por un shock sobre el TCN se necesitan 1 año y 6 meses, mientras que para el caso del TCR se necesitan 2 años y 10 meses.

A partir del valor de equilibrio teórico del TCN calculamos el grado de atraso cambiario, situación que prevalece en 44 años y 8 meses de los 73 años, es decir en el 61% del tiempo. Durante el año 2015 la brecha entre el valor de equilibrio según la PPA y el TCN publicado por el BCRA fue en promedio del 41%. Solamente en diciembre, luego que de manera oficial se devaluara un 34%, la brecha disminuyó a casi 9%. Aún persiste el atraso cambiario.

Planteamos la estrecha relación que existe entre la creación de dinero, el aumento en el nivel de precios y su correspondiente devaluación nominal, con coeficientes de correlación cercanos a 1.

Finalmente, analizamos la relación que existe entre devaluación e inflación en el sentido de ver si se logra ganar competitividad en términos reales. Son 262 casos donde ello sucede, destacándose solamente diciembre para el año 2015 con la última devaluación del 34%, junto al año 1999 y un periodo compartido entre 2001-2002. Así también vemos que durante cinco años (1979, 1980, 1992, 2010 y 2011) siempre la tasa de inflación fue superior a la tasa de devaluación.

El impacto que tiene la devaluación en la tasa de inflación, llamado “pass-through” es un tema que amerita un estudio más detallado y completo, quedando esto para una próxima investigación.

Referencias

- Abuaf, Niso y Phillippe Jorion (1990), “Purchasing Power Parity in the Long Run”, *The Journal of Finance*, Vol. 45, No. 1, pp. 157-174.
- Cassel, Gustav (1918), “Abnormal Deviations in International Exchanges”, *The Economic Journal* 28, pp. 413-415.
- Corbae, Dean y Sam Ouliaris (1988), *Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity*, The Review of Economics and Statistics, Vol. 70, No. 3, pp. 508-511. The MIT Press.
- Dunaway, Steven, Lamin Leigh y Xiangming Li (2006), “How Robust are Estimates of Equilibrium Real Exchange Rates: The Case of China”, *International Monetary Fund WP/06/220*.
- Engel, Robert y Clive Granger (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica* 55, pp. 504-508.
- Frankel, Jeffrey (1986), “International Capital Mobility and Crowding-out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?” En *How Open Is the U.S. Economy?* Editado por Ruth W. Hafer, pp. 33-67. Lexington, Mass.: Lexington, 1986.
- Hendry, David (1986), “Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, pp. 201-212.
- Rogoff, Kenneth (1996), “The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, No. 2, pp. 647-668.
- Verbeek, Marno (2004), “A guide to modern econometrics”, John Wiley & Sons, Ltd, 2nd Edition, England.

Anexo

Tabla A 1. Valores de las principales variables. Periodo 2013-2015.

Fecha	TCN PPA	TCN BCRA	Desequilibrio (%) TCN PPA vs TCN BCRA	Variación respecto al mes anterior (%)		
				TCN BCRA	TCN PPA	IPC
ene-13	6,58	4,98	32,27	1,21	0,37	1,67
feb-13	6,74	5,04	33,52	1,36	2,32	2,51
mar-13	6,92	5,12	35,07	1,54	2,72	2,48
abr-13	7,10	5,18	36,94	1,20	2,61	1,63
may-13	7,17	5,28	35,62	1,92	0,94	1,91
jun-13	7,23	5,39	34,34	1,92	0,96	2,35
jul-13	7,35	5,51	33,50	2,25	1,61	2,26
ago-13	7,51	5,67	32,37	2,99	2,12	1,90
sep-13	7,65	5,79	32,07	2,12	1,89	1,90
oct-13	7,76	5,91	31,31	2,06	1,47	3,35
nov-13	7,91	6,14	28,99	3,81	1,97	2,86
dic-13	8,09	6,52	24,09	6,23	2,20	3,25
ene-14	8,29	8,02	3,43	23,02	2,54	4,18
feb-14	8,51	7,88	7,99	-1,75	2,58	7,17
mar-14	8,92	8,01	11,32	1,67	4,81	4,00
abr-14	9,17	8,00	14,65	-0,10	2,88	2,10
may-14	9,36	8,08	15,88	0,95	2,04	2,60
jun-14	9,48	8,13	16,52	0,68	1,24	1,80
jul-14	9,87	8,21	20,26	0,95	4,19	2,00
ago-14	10,17	8,40	20,97	2,36	2,97	2,50
sep-14	10,45	8,46	23,51	0,72	2,83	3,10
oct-14	10,77	8,50	26,62	0,45	2,98	1,30
nov-14	10,95	8,53	28,46	0,27	1,73	1,50
dic-14	11,15	8,55	30,41	0,31	1,83	1,50
ene-15	11,37	8,64	31,64	1,02	1,98	1,50
feb-15	11,70	8,72	34,14	0,98	2,90	1,79
mar-15	12,08	8,82	36,99	1,09	3,24	2,06
abr-15	12,51	8,90	40,53	0,96	3,58	1,82
may-15	12,78	8,99	42,13	0,95	2,10	1,96
jun-15	13,07	9,09	43,82	1,08	2,28	1,10
jul-15	13,21	9,19	43,79	1,11	1,09	2,32
ago-15	13,37	9,30	43,80	1,18	1,19	1,91
sep-15	13,56	9,42	43,97	1,33	1,45	2,44
oct-15	13,74	9,55	43,98	1,35	1,35	1,38
nov-15	13,87	9,69	43,16	1,49	0,91	2,87
dic-15	14,16	13,01	8,84	34,24	2,06	6,49

Tabla A 2. Promedios y máximos de las principales variables. Periodo 1943-2015.

	Variación (%)	Variación respecto al mes anterior (%)		
	TCN PPA vs TCN BCRA	TCN BCRA	TCN PPA	IPC
Promedio	11,75	4,47	3,89	4,35
Máximo	220,39 (Enero - 1981)	219,25 (Febrero - 1990)	99,74 (Diciembre - 1989)	196,63 (Julio - 1989)

Tabla A 3. Casos en donde la devaluación nominal fue superior a la inflación. Periodo 1943-2015.

Año	Periodo	Casos	Año	Periodo	Casos
2015	Diciembre	1	1976	Enero-Febrero	2
2014	Enero	1	1975	Marzo; Junio; Agosto; Noviembre	4
2013	Mayo; Agosto- Septiembre; Noviembre-Diciembre	5	1974	Enero	1
2012	Agosto; Octubre; Diciembre	3	1973	Junio-Julio	2
2009	Febrero-Marzo; Junio	3	1972	Enero; Agosto	2
2008	Septiembre-Octubre; Diciembre	3	1971	Enero; Abril; Junio -Noviembre	8
2007	Enero; Noviembre	2	1970	Enero; Junio	2
2006	Mayo; Agosto	2	1969	Enero-Febrero; Mayo; Agosto	4
2005	Agosto; Octubre; Diciembre	3	1968	Enero; Marzo-Abril; Julio	4
2004	Mayo; Julio-Agosto	3	1967	Enero-Abril	4
2003	Mayo; Julio-Agosto; Noviembre	4	1966	Enero; Junio; Agosto- Septiembre; Noviembre	5
2002	Enero-Marzo; Mayo- Junio; Septiembre; Noviembre	7	1965	Enero; Abril-Mayo; Septiembre	4
2001	Febrero; Junio- Diciembre	8	1964	Marzo; Agosto- Septiembre; Noviembre	4
2000	Marzo-Junio; Agosto- Septiembre; Noviembre; Diciembre	8	1963	Mayo; Septiembre- Octubre	3
1999	Febrero-Junio; Agosto- Diciembre	10	1962	Enero; Abril-Junio; Octubre-Noviembre	6

1998	Marzo; Mayo; Septiembre-Diciembre	6	1961	Enero	1
1997	Marzo-Mayo; Septiembre-Diciembre	6	1960	Abril; Junio	2
1996	Febrero-Marzo; Mayo; Agosto; Noviembre- Diciembre	6	1959	Mayo	1
1995	Febrero-Marzo; Junio; Agosto; Noviembre	5	1958	Enero-Abril; Agosto- Noviembre	8
1994	Febrero	1	1957	Enero; Marzo-Abril; Julio; Septiembre	5
1993	Diciembre	1	1956	Enero-Febrero; Septiembre; Noviembre- Diciembre	5
1991	Enero; Diciembre	2	1955	Enero; Octubre-Diciembre	4
1990	Febrero; Diciembre	2	1954	Enero-Febrero; Mayo	3
1989	Febrero-Mayo; Diciembre	5	1953	Enero; Marzo-Junio; Septiembre-Octubre	7
1988	Febrero; Mayo-Junio	3	1952	Julio-Agosto	2
1987	Febrero; Mayo-Junio; Agosto-Septiembre; Noviembre-Diciembre	7	1951	Marzo; Septiembre; Noviembre	3
1986	Abril; Agosto; Diciembre	3	1950	Enero; Agosto- Septiembre; Noviembre-Diciembre	5
1985	Marzo-Junio	4	1949	Enero; Octubre	2
1984	Enero; Mayo; Julio; Octubre-Diciembre	6	1948	Enero-Febrero; Julio; Octubre	4
1983	Abril; Octubre- Diciembre	4	1947	Enero; Julio; Octubre	3
1982	Marzo; Mayo; Julio; Diciembre	4	1946	Febrero; Mayo; Agosto; Noviembre	4
1981	Febrero; Abril; Junio- Julio; Octubre-Noviembre	6	1945	Abril; Agosto; Octubre- Noviembre	4
1978	Febrero	1	1944	Abril-Mayo; Julio; Diciembre	4
1977	Marzo	1	1943	Febrero; Julio; Septiembre; Diciembre	4