



ARTÍCULOS

Ajuste de los Fundamentos del Modelo Monetario en la Determinación del Tipo de Cambio Argentino (1994:1 2005:09)

Néstor A. Le Clech

Revista de Economía y Estadística, Cuarta Época, Vol. 44, No. 2 (2006), pp. 59-79.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3831>



La Revista de Economía y Estadística, se edita desde el año 1939. Es una publicación semestral del Instituto de Economía y Finanzas (IEF), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba, Av. Valparaíso s/n, Ciudad Universitaria. X5000HRV, Córdoba, Argentina.

Teléfono: 00 - 54 - 351 - 4437300 interno 253.

Contacto: rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar

Dirección web <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/index>

Cómo citar este documento:

Le Clech, N. (2006). Ajuste de los Fundamentos del Modelo Monetario en la Determinación del Tipo de Cambio Argentino (1994:1 2005:09). *Revista de Economía y Estadística*, Cuarta Época, Vol. 44, No. 2, pp. 59-79.

Disponible en: <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3831>

El Portal de Revistas de la Universidad Nacional de Córdoba es un espacio destinado a la difusión de las investigaciones realizadas por los miembros de la Universidad y a los contenidos académicos y culturales desarrollados en las revistas electrónicas de la Universidad Nacional de Córdoba. Considerando que la Ciencia es un recurso público, es que la Universidad ofrece a toda la comunidad, el acceso libre de su producción científica, académica y cultural.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/index>



Ajuste de los Fundamentos del Modelo Monetario en la Determinación del Tipo de Cambio Argentino (1994:1 2005:09)*

NÉSTOR A. LE CLECH**

Universidad Nacional de Quilmes
nleclech@unq.edu.ar

Resumen

El objetivo del presente trabajo es el de examinar la calidad de ajuste del modelo monetario en la determinación del tipo de cambio argentino y su capacidad de predicción en el corto plazo. Los hallazgos obtenidos convalidan las relaciones postuladas por el modelo aplicado y muestran una calidad de predicción en el corto plazo superior a la de un paseo aleatorio. Adicionalmente se implementa un modelo que incluye un mecanismo de corrección del error, que nos indica una velocidad de ajuste hacia los valores de equilibrio extremadamente rápida, corrigiéndose más del 99% del desajuste en 7 meses. Finalmente se presentan algunos comentarios sobre las posibilidades de la política económica.

Palabras clave: Modelo Monetario. Tipo de Cambio. Paridad de Poder Adquisitivo. PPA. Argentina.

Clasificación JEL: E42; F31

* Se agradecen los valiosos comentarios del Profesor Rolando Astarita, Thomas Sheets y de los dos referees anónimos, que han coadyuvado a mejorar sustancialmente la calidad del artículo.

**Director de la Licenciatura en Comercio Internacional. Universidad Nacional de Quilmes. R. S. Peña 352. (1876) Bernal. Bs. As. Argentina. Tel/Fax 4365-7100 ext. 235.

Abstract

The aim of the present work is to examine the adequacy of adjustment of the monetary model in the determination of the Argentine exchange rate and its capacity for short term forecast. The results validate the relations postulated by the monetary model and demonstrate its quality in short run forecast, superior to a random walk model. Additionally, a model that includes a mechanism of correction of the error is examined, which has an extremely rapid speed of adjustment, accounting for more than 99 % of the adjustment within 7 months. Finally some comments on the possibilities of the economic policy are presented.

Key words: Monetary model, Exchange rate, Argentine purchasing power parity.

JEL Classification: E42; F31

I. INTRODUCCIÓN

Diversos trabajos han demostrado la relativa importancia que tienen las variables monetarias sobre la determinación del tipo de cambio argentino. Por un lado, varios estudios verifican el cumplimiento de la paridad del poder adquisitivo (PPA) para períodos muy variados. En esta línea encontramos los trabajos de McNown y Wallace (1989) que analiza el período que va de enero de 1976 a junio de 1986, hallando evidencia favorable al cumplimiento de la PPA cuando mide los precios mediante el índice de precios mayoristas. McLellan y Chakraborty (1997) cubren el período que va desde julio de 1973 hasta diciembre de 1990 y encuentran cierta evidencia a favor del cumplimiento de la PPA. Uno de los artículos más interesantes es el realizado por Taylor (2000), debido a que posee la muestra más extensa en el tiempo, cubriendo el período 1883 a 1996, verificando la PPA tanto cuando utiliza el tipo de cambio nominal (peso/dólar) como un tipo de cambio ponderado por una canasta de monedas. En Holmes (2002 a) encontramos un trabajo de contrastación de la hipótesis de la PPA en su versión relativa, que trabaja sobre datos trimestrales que van desde 1973:2 hasta 2001:3, confirmando el cumplimiento de la PPA relativa. Holmes (2002 b), trabaja el mismo período, en el que además de confirmar el hallazgo anterior, evalúa la posibilidad de que la función sea no lineal, desechando esta posibilidad para el caso argentino. Una de las publicaciones más actuales que podemos encontrar es la de Diamandis (2003), este es un trabajo interesante ya que analiza esta economía tenien-

do en cuenta que en ciertos períodos se verifica un mercado paralelo de cambios. Este autor evalúa la hipótesis de la PPA con series de datos mensuales del tipo de cambio oficial y el paralelo que van desde 1973:11 a 1993:12. En ambos casos encuentra evidencia a favor del cumplimiento de la PPA. Por último, en Le Clech (2005), encontramos un trabajo que analiza el período que va de 1956 a 2004, contrastando ésta hipótesis a partir de datos mensuales, trimestrales y anuales, implementando dos técnicas de cointegración con las que verifica cumplimiento de la PPA, además implementa un modelo de corrección de errores con el que halla una velocidad de ajuste de aproximadamente 2,9 años.

Por otra parte, los resultados obtenidos por Navarro y Opezzi (1999) refuerzan la idea acerca de la importancia que revisten las variables monetarias sobre la determinación del tipo de cambio argentino. Estos autores parten de un enfoque teórico similar al propuesto por Dornbush (1976) y Frankel (1979) y analizan la interacción entre el dinero, el tipo de cambio, las tasas de interés y los precios para la economía argentina durante el período que va desde enero de 1983 y marzo de 1991. Sus estudios indican que los desequilibrios en los mercados de bienes y servicios y el mercado financiero, medidos por el diferencial entre los índices de precios y las tasas de interés entre Argentina y EEUU, influyen en la relación de precios y éstos sobre la relación PPA, mientras que esto último actúa sobre las variaciones en el tipo de cambio. Ambos fenómenos estarían influyendo sobre las modificaciones en la tasa de inflación y en la cantidad de dinero. Este hallazgo guarda estrecha relación con el trabajo de McNown y Wallace (1994), que verifican la robustez del modelo monetario tradicional en la determinación del tipo cambio argentino con datos mensuales para el período 1977:3 a 1986:12, encontrando evidencia de cointegración entre el tipo de cambio (peso/dólar) y sus fundamentos. Este hecho es relevante para nuestro análisis ya que analiza una etapa en la que el sistema cambiario aún no había fijado su paridad al dólar estadounidense. No obstante, resulta muy probable verificar una alta incidencia de las variables monetarias sobre la determinación del tipo de cambio durante períodos signados por fenómenos de elevada inflación, como es el caso de varios de los estudios anteriormente reseñados. En tal sentido, Flood y Rose (1995) señalan que la relación entre las variables monetarias y el tipo de cambio depende marcadamente del sistema cambiario vigente durante el período de análisis. Es así que resulta interesante analizar lo ocurrido durante la etapa de fijación cambiaria de los noventa, y luego con el pasaje a un sistema cambiario de flotación de la moneda.

En abril de 1991, la Argentina adopta un sistema de fijación cambiaria. Su principal objetivo era el de controlar los desajustes de las variables monetarias, que habían sido la principal causa del desorden económico de la década anterior. Una de las virtudes atribuidas a este tipo de sistema cambiario es el de controlar la variabilidad de los principales indicadores monetarios. Por esto resulta interesante verificar como actuó el “Plan de Convertibilidad” sobre los fundamentos monetarios del tipo de cambio, y que ocurre luego de la salida de la convertibilidad en enero de 2002, puntualmente si se sigue manteniendo la relación en la variabilidad del tipo de cambio y sus fundamentos.

La incógnita que se presenta es la de evaluar el poder explicativo de los fundamentos monetarios durante un período que contempla una etapa de fijación cambiaria que va desde comienzos de 1991 a diciembre de 2001 y otra de flotación desde enero de 2002 al presente. Surgen dos preguntas en este sentido; ¿Es el modelo monetario robusto en la predicción del tipo de cambio argentino, incluso para un período en el que se combinan dos regímenes cambiarios completamente opuestos? ¿Qué implicaciones tiene esta validación en el diseño de la política económica nacional?

El presente trabajo se propone analizar este fenómeno para la economía Argentina, durante el período que va desde enero de 1994 a septiembre de 2005, evaluando la capacidad de predicción del modelo fuera de la muestra hasta marzo de 2006, es decir, para un horizonte temporal de seis meses fuera de la muestra. De esta manera, en el título 2 se plantea el marco teórico del posterior análisis empírico del modelo monetario, en el título 3 se verifica el ajuste del modelo monetario, analizando además el ajuste del modelo en el corto plazo con la aplicación de un modelo que incluye un mecanismo de corrección del error, en el título 4 se realiza un análisis de robustez en la predicción en el corto plazo. Finalmente, en el título 5 se arriban a las conclusiones.

II. MARCO TEÓRICO

Los orígenes de los modelos monetarios de determinación del TC lo podemos encontrar en Frenkel (1976), Mussa (1976 y 1979) y Bilson (1978)¹. Todos ellos parten de la forma funcional de determinación de demandas reales de dinero como la originalmente propuesta por Cagan

¹ En Taylor (1995) se puede hallar una muy buena revisión de los trabajos empíricos en esta área, y una revisión actualizada en Neely y Sarno (2002).

(1956), en la que el equilibrio de mercado, dependerá de los niveles de precios, de la renta real y el tipo de interés, quedando expresada de la siguiente manera:

$$m_t^d/p_t = f(y_t, i_t) \quad (1)$$

dónde m , p , y y i son la demanda de dinero, el nivel de precios, la renta real y la tasa de interés respectivamente. Así, la relación queda establecida por m^d/p , representando la demanda de tenencias líquidas deseadas (expresada en términos de una cesta de productos representativos que sirve de referencia a la cantidad de poder adquisitivo), como función de la renta real y de la tasa de interés, representando la demanda de dinero como poder adquisitivo líquido en relación al producto y la preferencia por la liquidez en las decisiones intertemporales de consumo en relación a la tasa de interés.

Si se establece la condición de equilibrio entre la demanda y la oferta de dinero a largo plazo, dónde $m^d = m^s$, el nivel de precios de equilibrio de largo plazo estará determinado por:

$$p_t/m_t^s = f(y_t, i_t) \quad (2)$$

Ahora bien, para establecer la relación entre el modelo de demanda de dinero y el modelo monetario de determinación del tipo de cambio se debe suponer el cumplimiento de la hipótesis de paridad de poder adquisitivo (PPA), la que predice que si se produce un incremento en los niveles de precios de una de las economías, su moneda se depreciará respecto a las divisas externas de los países que no han sufrido cambios en sus precios internos, lo que reestablecería el equilibrio inicial. La formulación económica de la PPA, en su versión absoluta, es la siguiente:

$$S_t = P_t/P_t^* \quad (3)$$

donde, S es el tipo de cambio nominal, P y P^* son los niveles de precios del país bajo estudio y el extranjero respectivamente.

Entonces, definiendo el tipo de cambio como la cantidad de moneda nacional necesaria para adquirir una unidad de divisa extranjera, y que

esta relación está determinado por la relación de precio entre las dos economías, y reemplazando (2) en (3), el modelo monetario de determinación de tipo de cambio, queda expresado por la siguiente ecuación:

$$s_t = p_t / p_t^* = \frac{m_t^s / f(y_t, i_t)}{m_t^{s*} / f(y_t^*, i_t^*)} \quad (4)$$

Para que se mantenga la paridad en el poder adquisitivo, a partir de la proposición realizada en la ecuación (4), se debe distinguir algunas particularidades de esta doble igualdad, ya sea nos encontremos bajo un régimen cambiario fijo o uno flotante. En el primer caso, bajo un régimen de tipo de cambio fijo, el ajuste en el tipo de cambio hacia su valor de equilibrio necesariamente se realiza sobre la relación de precios. En el caso de un régimen de tipo de cambio flotante el ajuste hacia el tipo de cambio de equilibrio se produce sobre el tipo de cambio nominal.

Aplicando logaritmos neperianos a (4), la función queda representada por:

$$p_t - p_t^* = m_t - m_t^* - \lambda y_t + \lambda^* y_t^* + \theta i_t - \theta^* i_t^* \quad (5)$$

$$s_t = m_t - m_t^* - \lambda y_t + \lambda^* y_t^* + \theta i_t - \theta^* i_t^* \quad (6)$$

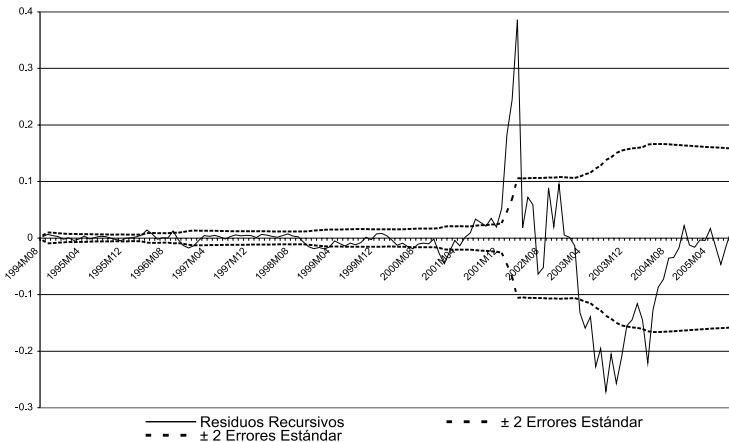
Ambas ecuaciones estarían reflejando el mismo fenómeno si se verificase estricto cumplimiento de la PPA. No obstante, a fines empíricos, resultaría inapropiado estimar una regresión en base a (6) cuando el período de análisis estuviera caracterizado por un régimen de fijación cambiaria. En este caso s_t no manifestaría cambios, pero sí la relación de precios y es por ello que sería apropiado aplicar una ecuación como (5) bajo regimenes de fijación cambiaria, entonces el ajuste de los precios relativos serían captados. Por otra parte, bajo un régimen de tipo de cambio flexible, el ajuste se reflejaría en el tipo de cambio antes que en los precios, en cuyo caso una ecuación como la representada por (6) sería la más indicada.

III. ESTIMACIÓN EMPÍRICA

Uno de los supuestos más fuertes bajo el modelo monetario es el de cumplimiento necesario de la PPA, cuyo cumplimiento ha sido ampliamente documentado hasta fechas muy recientes por la bibliografía reseña-

da en el epígrafe I. En este apartado verificaremos la robustez del modelo monetario en la determinación del tipo de cambio argentino a lo largo de los últimos años, siendo éste un período caracterizado por una etapa de fijación cambiaria que culmina en diciembre de 2001 y otra por un régimen de tipo de cambio flotante vigente hasta el presente. Al realizar el estudio para un período caracterizado por un cambio radical en su régimen cambiario, se ha testeado la posibilidad de existencia de un cambio estructural en la muestra, característica del cambio de régimen. En la figura 1, en la cual se presenta la gráfica de los residuos recursivos de la regresión para la estimación por MCO de la ecuación 7 sin incluir la posibilidad de quiebre, se puede observar una fuerte evidencia del cambio de régimen en enero de 2002. En tal sentido, y como era de esperarse, se asumirá un punto de ruptura en ese período que capte el cambio en el nivel nominal del tipo de cambio. En cualquier caso, una vez identificado el punto de ruptura, se puede proceder a partir de las técnicas de cointegración usuales sin inconveniente alguno, (Gregory y Hansen, 1996, pp. 103).

Figura 1.
Residuos Recursivos de la estimación MCO
para la ecuación (7) sin incluir la variable dummy.



III.1. Estimación del Modelo Monetario

Tal y como se habría adelantado, se estimará una ecuación que reúna las características de la ecuación (5) y (6). De esta manera se construye una variable que nos permita integrar las especificidades de ambos regímenes cambiarios. Así, sea Z una variable tal que iguale a $p_t - p_t^*$

durante el período de fijación cambiaria de nuestra muestra, e iguale a s_t durante el período de flotación. De esta forma podríamos construir una ecuación que integre las particularidades de los dos regímenes, la cual quedará expresada por la siguiente ecuación:

$$Z_t = \alpha + \beta Du_t + \delta M_t^{Arg} - \delta^* M_t^{EEUU} - \lambda IP_t^{Arg} + \lambda^* IP_t^{EEUU} + \theta i_t^{Arg} - \theta^* i_t^{EEUU} + \varepsilon_t \quad (7)$$

El estudio, en datos mensuales, comprende el período desde 1994:1 a 2005:09. Las variables utilizadas son: Z que toma los valores de la diferencia de los logaritmos de P^{Arg} y P^{EEUU} , medido por el índice de precios mayoristas de ambos países, para el período que va desde 1994:1 a 2001:12, y los valores del logaritmo del tipo de cambio a partir de 2002:1². Se utiliza “Money” ($M1$) como medida de la demanda de dinero para Argentina (M^{Arg}) y Estados Unidos (M^{EEUU})³; la renta real es aproximada por el Estimador Mensual de Actividad Económica para Argentina (IP^{Arg}), y el Índice de Producción para los EEUU (IP^{EEUU}). Los valores de estas series corresponden a los datos desestacionalizados y las mismas han sido transformadas en logaritmos neperianos. Se ha tomado para Argentina la tasa de interés de los depósitos (i^{Arg}) y para EEUU la tasa de interés de los bonos del Tesoro Norteamericano (i^{EEUU})⁴. Todos los datos provienen de la IFS del FMI, con excepción de los datos para la variable IP^{Arg} cuya fuente es el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina. La variable Du es una variable dummy que toma valores de 0 hasta diciembre de 2001, y de 1 a partir de enero de 2002, la cual estaría captando el cambio nominal en el tipo de cambio luego de la salida del Plan de Convertibilidad.

Antes de avanzar en las estimaciones empíricas que se realizarán a continuación, resultaría apropiado analizar el sentido de causalidad de los determinantes fundamentales del tipo de cambio en el modelo monetario.

² Se utiliza el tipo de cambio oficial en sus valores al final de cada período.

³ Los datos de la variable M^{EEUU} posee una frecuencia trimestral, por ello la serie ha sido completada mediante interpolación lineal.

⁴ La tasa para Argentina (Deposit Rate) es la tasa promedio ofrecida para operaciones entre 30 y 59 días denominada en moneda nacional, ponderada por la suma de depósitos diarios. En el caso de Estados Unidos se trata de la tasa promedio de los rendimientos de 13 semanas de los bonos del Tesoro, calculado a partir de la tasa de descuento semanal. (Definición del FMI reportadas en el IFS).

Con este motivo se presentan en el cuadro 1 las respectivas pruebas de causalidad Granger⁵.

De los resultados de esta prueba se puede observar algunas cuestiones interesantes a nuestro análisis. En primer lugar, tanto M^{Arg} , M^{EEUU} y IP^{Arg} presentan un sentido de causalidad unidireccional y en el sentido esperado en donde éstas variables estarían causando en un sentido Granger a Z , esta sería una condición necesaria para determinar exogeneidad. Por su parte, no se verifica una relación de causalidad entre Z e IP^{EEUU} .

Cuadro 1
Prueba de Causalidad Granger

Hipótesis	F	Prob.
M^{Arg} no causa Granger a Z	10.7681	1.8E-10
Z no causa Granger a M^{Arg}	1.39336	0.21435
M^{eeuu} no causa Granger a Z	4.76276	9.5E-05
Z no causa Granger a M^{eeuu}	1.03061	0.41348
IP^{Arg} no causa Granger a Z	1.88274	0.07823
Z no causa Granger a IP^{Arg}	1.44303	0.19452
IP^{eeuu} no causa Granger a Z	1.00932	0.42825
Z no causa Granger a IP^{eeuu}	0.90236	0.50717

Realizados estos comentarios, avancemos ahora en el análisis empírico del modelo monetario en base a la ecuación (7). En el cuadro 2 se presentan las pruebas ADF para las variable del modelo. El resultado obtenido nos indica que las series resultan claramente $I(1)$.

Una vez determinado el orden de integración de las variables que se incluirán en el modelo realizaremos la estimación por MCO para luego analizar la condición de cointegración entre las variables del modelo. En tal sentido se ha propuesto la metodología de cointegración clásica propuesta por Engle y Granger (1987).

La estimación MCO, (ver cuadro 3), arroja resultados que nos indican un muy buen ajuste del modelo monetario. Todos los coeficientes pre-

⁵ En todos los casos se han incluido 7 retardos. El número de retardos ha sido establecido mediante FPE luego de estimar un VAR irrestricto.

sentan un nivel de significatividad muy aceptable, obteniendo todos ellos el signo preconizado por la teoría.

Cuadro 2
Prueba ADF de orden de integración

Variables	t	Retardos	1° Dif. T	Retardos
Z	-2,25 ^Ψ	1	-5,86 ^{***}	0
M^{Arg}	-0,61 ^Ψ	1	-8,25 ^Θ ^{***}	0
M^{EEUU}	-2,31 ^Ψ	7	-3,42 ^Ψ *	6
IP^{Arg}	-1,08 ^Θ	3	-4,15 ^{***}	2
IP^{EEUU}	-2,18 ^Θ	3	-3,73 ^Θ ^{***}	2
i^{Arg}	-2,41 ^Θ	4	-8,80 ^{***}	3
i^{EEUU}	-1,63 ^Θ	3	-3,76 ^{***}	2

a: Criterio Schwartz. Θ Intercepto y Ψ Tendencia e intercepto incluidas en la estimación.

*** al 1%; ** al 5%; * al 10%.

Cuadro 3
MCO - Variable dependiente: Z

Variable	Coefficiente	t-estadístico
C	3,97	4,81 ^{***}
M^{Arg}	0,71	2,52 ^{***}
M^{EEUU}	-0,78	-4,94 ^{***}
IP^{Arg}	-0,97	-1,97 ^{**}
IP^{EEUU}	-0,14	-1,37
i^{Arg}	0,007	3,82 ^{***}
i^{EEUU}	-0,017	-1,76 [*]
$Du_{2002:1}$	0,65	2,78 ^{***}

R^2 ajustado 0,98. Observaciones totales 141

Estadísticos t consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación (Newey-West)

Significatividad: . *** al 1%; ** al 5%; * al 10%.

Del análisis de los residuos estimados (ver cuadro 4) podemos confirmar una relación de cointegración entre las variables del modelo. En ningún caso ni la constante, ni la tendencia, en la prueba ADF ha resultado ser significativa, lo que confirma que la serie además de ser I(0) es, al menos,

débilmente estacionaria, lo que estaría confirmando una relación de largo plazo entre Z y sus fundamentos monetarios. Por otra parte, si la aplicación del modelo monetario fuese correcta en términos teóricos, deberíamos esperar que los coeficientes estimados para las demandas de dinero fuesen estadísticamente iguales a la unidad (en valores absolutos), tanto en forma individual como conjunta. Con este fin se realizó el contraste de Wald de restricción de coeficientes, (ver cuadro 5), cuyos resultados confirman estas hipótesis. También se pudo verificar que el parámetro estimado para $IParg$ es estadísticamente igual a -1, con una probabilidad del 95%.

Cuadro 4
Prueba ADF de cointegración
H₀: no cointegración

<i>ADF</i> *	Rezago	Valor crítico
-7,92	0	-4,96

Valores críticos asintótico Davison y MacKinnon (1993, pp. 722) tabla 20.2. con $m=6$, y significatividad del 1%. La prueba LM de no autocorrelación con un retardo es 1,29 aceptando H_0 al 99%.

Cuadro 5
Contraste de Wald

Hipótesis nula	Probabilidad
$\delta (M^{Arg}) = 1$	F: 0,31 / χ^2 : 0,30
$\delta^* (M^{EEUU}) = -1$	F: 0,17 / χ^2 : 0,17
$\delta = -\delta^* = 1$	F: 0,39 / χ^2 : 0,38

Finalmente, se ha evaluado la precisión del modelo en la predicción fuera de la muestra, para el período 2005:10 a 2006:03. Para ello se calculó el estadístico RMSE (raíz cuadrada del error cuadrado medio) y el índice de Theil⁶, siendo indicativo de un buen ajuste del modelo valores muy cercanos a cero. Los valores estimados fueron 0,029 y 0,013 respectivamente, indicando que la desviación general entre el tipo de cambio predicho es muy reducida, y que las predicciones del modelo pueden ser consideradas bastante precisas.

⁶ En Greene (1999, cap. 7, pp. 322-323) se puede hallar en detalle la forma de cálculo de estos estadísticos.

Del análisis de la información presentada surgen ciertas cuestiones de interés. En primer lugar, los valores estimados permiten realizar un análisis económico adecuado y han sido valores razonables desde un punto de vista analítico, validando además los principales postulados del modelo teórico utilizado. Estadísticamente se ha podido comprobar la condición de simetría y proporcionalidad entre las elasticidades de la demanda de dinero, (sus coeficientes son iguales a la unidad en valores absolutos y de signo correcto). Los coeficientes estimados para las tasas de interés estarían evidenciando que un incremento en la tasa de interés nacional estaría reflejando mayores expectativas de inflación y, consecuentemente, una depreciación de la moneda nacional. Como era de esperarse, lo contrario sucede si se produce un incremento en la tasa de interés norteamericana. Asimismo, resulta muy razonable haber obtenido un coeficiente mayor para la tasa de interés de los Estados Unidos (en términos absolutos) que para la Argentina, puesto que esta diferencia estaría evidenciando la prima de riesgo del país. La lectura que de esta diferencia estimada se puede hacer es que, la Argentina, para revertir la presión sobre el tipo de cambio que pueda producir una suba de un 1% de la tasa de interés norteamericana, debería elevar su tasa en casi un 2,5%

III.2. Ajuste del modelo en el corto plazo.

Para las estimaciones de corto plazo, utilizaremos un modelo que incluye un mecanismo de corrección de errores para estimar la velocidad de ajuste a los valores de equilibrio y el comportamiento del modelo en el corto plazo. 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.

Se propone un modelo en el que se introduce sólo un rezago de la serie de los residuos estimados, e incluye un mecanismo de corrección de errores. La ecuación que se estimará queda representada de la manera siguiente;

$$\Delta Z = c + \rho \Delta Z_{t-1} + \beta \Delta Du_t + \alpha E_{t-1} + \delta \Delta M_t^{Arg} + \delta^* \Delta M_t^{EEUU} + \lambda \Delta IP_t^{Arg} + \lambda^* IP_t^{EEUU} + \Omega \ln(i_t^{Arg}) - \Omega^* \ln(i_t^{EEUU}) + \mu_t \quad (8)$$

dónde Δ significa el operador de diferencias y μ es el término de error distribuido normalmente con media cero y varianza constante. E_{t-1} es el error de equilibrio, y su coeficiente, β , se espera sea negativo y se encuentre entre 0 y -1, el cual nos estaría indicando una tendencia de regreso al valor de equilibrio, cuya velocidad de ajuste medio estaría indicado por el valor estimado del coeficiente. Sólo se incluye un rezago de la variable dependiente en el vector de variables explicativas. El resto de variables explicativas esta constituido por las primeras diferencias de las demandas de dinero, la renta y la variable dicótoma anteriormente utilizada. Las tasas de interés se introducen en logaritmos naturales. El otro cambio importante, es que las tasas relevantes en este caso no son las mismas que las utilizadas en el modelo estimado por la ecuación (7), ya que estas últimas medirían una tendencia de más largo plazo. Efectivamente, cuando se realizó una primera estimación, incluyendo las mismas tasas que las presentadas en la estimación de largo plazo, éstas, si bien resultaban ser significativas, presentaban un ajuste en la predicción bajo. Sin embargo, cuando se optó por introducir en el modelo de corto plazo, tasas más representativas para esta temporalidad, los resultados fueron muy distintos. Por otra parte, se realizó la estimación del modelo de largo plazo introduciendo las nuevas tasas utilizadas en el modelo de corto plazo y éstas no resultaban significativas, con lo que puede concluirse que las tasas relevantes para las estimaciones de largo plazo puede resultar irrelevantes para el análisis de corto plazo y la modificación propuesta resulta apropiada al análisis. Por ello, se propusieron los siguientes cambios que suponen medir tasas de mejor ajuste para el análisis de corto plazo. En el caso de Argentina, se reemplaza la tasa de depósitos por la tasa del mercado de dinero. Para los Estados Unidos, se reemplaza la tasa los bonos del Tesoro Norteamericano por las tasas de la Reserva Federal⁷.

En el cuadro 6 se presentan los resultados de las estimaciones correspondientes a la ecuación (8), con los cambios ya comentados en las

⁷ La tasa de interés del mercado de dinero (Money Market Rate) es la tasa promedio de préstamos en moneda nacional entre instituciones financieras argentinas, que es ponderada por la suma diaria de operaciones. La tasa de la reserva federal (Federal Found Rate), es la tasa promedio a la cual los bancos norteamericanos se financian a través de los Brokers de Nueva York. (Definiciones del FMI reportadas en el IFS).

tasas de interés y habiéndose eliminado el término de intercepto, ya que no resultaba significativo en una primera estimación. En función de estos resultados resulta evidente que en el corto plazo los determinantes más importantes en la determinación del tipo de cambio argentino son las variables monetarias tradicionales, y su propio valor rezagado. La velocidad de ajuste del modelo, expresado por el coeficiente del vector de corrección de error, nos indica que casi la mitad del ajuste hacia el valor de equilibrio es alcanzado en un mes (coef. $E_{t-1} = -0,49$). Corrigiéndose más del 99% del desequilibrio en 7 meses⁸.

Cuadro 6
MCE – Variable dependiente: ΔZ

Variable	Coefficiente	t-estadístico
ΔZ_{t-1}	0,25	2,60 ^{**}
E_{t-1}	-0,49	-4,68 ^{***}
ΔM^{Arg}	0,16	2,13 ^{**}
ΔM^{EEUU}	-2,07	-2,64 ^{***}
ΔIP^{Arg}	-0,17	-1,43 ^a
ΔIP^{EEUU}	-0,73	-2,08 ^{**}
$\ln(i^{*Arg})$	0,013	-2,10 ^{**}
$\ln(i^{*EEUU})$	-0,015	-2,00 ^{**}
$\Delta(Du_{2002:1})$	0,27	10,68 ^{***}

R^2 ajustado 0,82. Observaciones totales 139.

Estadísticos **t** consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación (Newey-West). Significatividad: ^{***} al 1%; ^{**} al 5%; ^{*} al 10%.

a: Significatividad del 15%.

La lectura de los resultados en el análisis de corto plazo, debe ser encuadrada teóricamente, ya sea que se evalúe suponiendo flexibilidad de precios, o cierta rigidez de los mismos. En los modelos de precios flexibles, como los de Frenkel (1976) y Bilson (1978), un aumento de la oferta monetaria real origina un aumento de la tasa de interés interna, que se produce por un aumento de la tasa de inflación esperada, lo cual se traduce en una depreciación del tipo de cambio. Por su parte, los modelos de precios rígidos, como los de Dornbusch (1976) y Frankel (1979), permiten

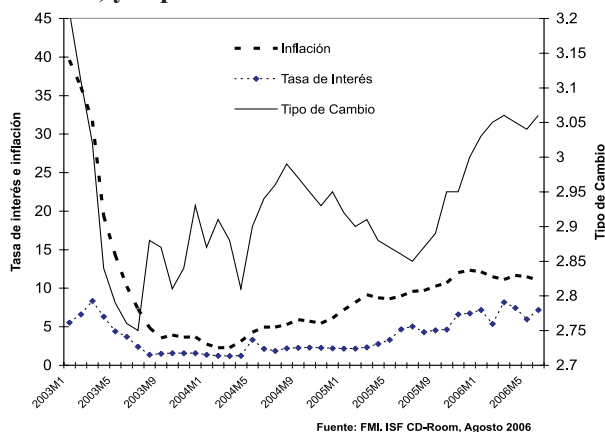
⁸ E_{t-1} se debe interpretar como una tasa de descuento periódica, es decir, que en cada período se corrige un 49% de las discrepancias. Así la proporción de ajuste exacta en 8 meses sería: $1-(1-0,49)^7=0,991$

la posibilidad de que se produzca un desborde del tipo de cambio en el corto plazo alejándose de su nivel de equilibrio. En este caso, un aumento de la oferta monetaria nominal provoca una caída de la tasa de interés interna ya que los precios no logran ajustar el exceso de dinero. A partir de ello sigue una salida de capitales, que fuerza una depreciación de la moneda. En este último caso, existiría alguna posibilidad de impulsar una política monetaria expansiva que produjera un impulso en la demanda agregada (y así en el producto) sin que esto genere un escenario inflacionista preocupante. Sin embargo, esta posibilidad dependerá de la velocidad de ajuste de precios, lo que dependerá a su vez de la brecha existente entre el producto real y el potencial.

Las estimaciones realizadas han indicado una velocidad de ajuste extremadamente rápida, y la tasa de interés de corto plazo para la Argentina ha obtenido un coeficiente positivo, lo que estaría indicando que la hipótesis de precios flexibles resultaría en una hipótesis de análisis valedera. Efectivamente, si se observa la Figura 2 (donde se grafica la evolución de la tasa de interés, la tasa de inflación interanual, conjuntamente con la evolución del tipo de cambio)⁹, no se podría aceptar la hipótesis de precios rígidos visto la relación directa presente entre la tasa de interés, la evolución de precios y el tipo de cambio. Como se puede observar, durante la primera etapa de 2003 la economía se estabiliza y se produce una fuerte caída del nivel general de precios, conjuntamente con una caída de la tasa de interés y la consiguiente apreciación del tipo de cambio. Durante el segundo trimestre de 2003 y el primero de 2004 se produce cierta estabilidad de precios y de la tasa de interés, conjuntamente con una depreciación del tipo de cambio. Sólo durante estos seis meses la hipótesis de precios rígidos podría ser considerada como válida, aunque el tipo de cambio vuelve a apreciarse nuevamente a fines de mayo de 2004. Durante el último semestre de este año se vuelve a producir una depreciación del tipo de cambio, que concuerda con la velocidad de ajuste pronosticada por las estimaciones realizadas y, aunque la tasa de interés permanece relativamente estable, se comienza a evidenciar una subida general de los precios que vuelve producir una fuerte caída del tipo de cambio hasta mediados de 2005. En septiembre de 2005 el tipo de cambio se deprecia nuevamente, y es a partir de allí que la tasa de inflación comienza a tomar valores de dos dígitos y una tendencia marcadamente creciente, lo que presiona sobre la tasa de interés.

⁹ Corresponde a la tasa de interés utilizada para el análisis de corto plazo.

Figura 2
Tasa de interés del mercado de dinero, tasa de inflación
interanual, y Tipo de cambio Peso/Dólar 2003:1-2006:06



De toda esta información queda claro la realización de una política monetaria activa, de permanente intervención sobre el mercado cambiario conjugada con una política de esterilización insuficiente, no resultaría ser una política apropiada. Una expansión monetaria, efectivamente induce una inmediata depreciación en el TC, produciendo un escenario competitivo para las exportaciones. Seguido a esto, durante el proceso de ajuste, el cual resulta extremadamente rápido, se produciría una elevación de los precios que impulsa una apreciación del tipo de cambio. Así, la tendencia de comportamiento del tipo de cambio produce un escenario cíclico entre las variaciones del TC y los precios. Por ello, en el proceso de ajuste, el efecto es directo desde el incremento de la oferta monetaria hacia el TC y así sobre la tasa de inflación doméstica. En este aspecto, el tipo de cambio es identificado como un canal crítico de la transmisión de la política monetaria hacia la demanda agregada para la producción doméstica y el comportamiento de los precios.

IV. AJUSTE DEL MODELO PARA LA PREDICCIÓN

Una de las mayores críticas que ha recibido el modelo monetario se relaciona con su capacidad para explicar y predecir en períodos cortos de tiempo, lo que lo proponía como una herramienta pobre para el análisis de políticas de corto plazo. En esta línea de críticas encontramos los trabajos de Backus (1984), Meese y Rogoff (1983a, 1983b) por ejemplo. Estos últi-

mos autores demostrarían que para períodos de predicción relativamente cortos, un modelo de paseo aleatorio brindaba un poder de predicción superior que el conseguido por el modelo monetario. Resulta de interés entonces verificar esta afirmación para el caso argentino.

Para ello, se realiza una medición de la precisión del modelo MCE en la predicción fuera de la muestra para los valores predichos entre 2005:10 y 2006:03 relativo a un modelo de paseo aleatorio y a una versión reducida de la ecuación (8) que llamaremos MCE reducido, cuyas estimaciones fueron realizadas eliminando las variables ΔIP^{Arg} y ΔIP^{EEUU} , es decir, atribuyendo todas las variaciones del tipo de cambio a las variaciones de la demanda de dinero y las tasas de interés. En el cuadro 7 se presentan los resultados de la estimación del modelo MCE reducido, los cuales resultan robustos y no se observa cambios significativos en los parámetros previamente estimados. Tampoco se observan cambios significativos en el estadístico R^2 ajustado, lo que indica que no se habría perdido poder explicativo con la eliminación de estas dos variables. Además, se realizó la prueba Reset de Ramsey la cual muestra que la eliminación de las variables excluidas es estadísticamente aceptable.

Cuadro 7
MCE reducido– Variable dependiente: ΔZ

Variable	Coefficiente	t-estadístico
ΔZ_{t-1}	0,25	2,78 ^{***}
E_{t-1}	-0,49	-4,79 ^{***}
ΔM^{Arg}	0,17	2,18 ^{**}
ΔM^{EEUU}	-2,05	-2,69 ^{***}
$\ln(i^{*Arg})$	0,012	-2,10 ^{**}
$\ln(i^{*EEUU})$	-0,013	-1,92 ^{**}
$\Delta (Du_{2002:1})$	0,28	10,65 ^{***}

R^2 ajustado 0,82. Observaciones totales 139.

Estadísticos t consistentes con heterocedasticidad y autocorrelación (Newey-West). Significatividad: *** al 1%; ** al 5%; * al 10%.

Prueba Reset de Ramsey: F=2,33 Significatividad: 0,10

En el cuadro 8 se presentan los resultados del estadístico RMSE (raíz cuadrada del error cuadrado medio) y del índice de Theil, obtenidos para la predicción fuera de la muestra de las tres estimaciones consideradas para una predicción dinámica. Estos resultados contradicen los hallaz-

gos de Backus (1984) y Meese y Rogoff (1983 a y b) en el sentido de que el modelo de paseo aleatorio no muestra superioridad respecto al modelo MCE para la predicción en el corto plazo. Asimismo, se pudo constatar la superioridad del modelo MCE reducido en la predicción del tipo de cambio, indicando esto que los determinantes más importantes de la dinámica de corto plazo para el tipo de cambio argentino resultan ser los agregados puramente monetarias.

Cuadro 8
Comparación de la precisión en la
predicción de las estimaciones fuera de la muestra
para el período 2005:10 2006:03.

Modelo	RMSE / índice de Theil
MCE	0,020904 / 0,009391
MCE reducido	0,011621 / 0,005252
Paseo Aleatorio	0,021234 / 0,009705

V. CONCLUSIONES

Se ha realizado un contraste econométrico sobre los determinantes del tipo de cambio a partir del modelo monetario clásico, introduciendo como novedad una variable que capte las particularidades de los dos regímenes cambiarios subyacentes en la muestra bajo análisis. Los resultados obtenidos son abrumadoramente positivos a favor del modelo monetario en la determinación del tipo de cambio argentino a largo plazo. Adicionalmente, se analizó la relación del modelo monetario en el corto plazo a partir de un modelo que incluye un mecanismo de corrección del error. Estas estimaciones nos indican una elevada correspondencia entre las variaciones del tipo de cambio y las variaciones de la demanda de dinero y la tasa de interés. Por otra parte, el coeficiente de corrección del error (E_{t-1}), ha sido negativo y significativo, el cual nos estaría indicando una velocidad de ajuste hacia los valores de equilibrio de, aproximadamente, 7 meses. Aún más, ha quedado demostrado que el modelo MCE resulta ser más preciso en la predicción del tipo de cambio que un modelo de Paseo Aleatorio.

La evidencia presentada en el presente trabajo sugiere algunas cuestiones de relativa importancia para el diseño de política económica. En tal

sentido, queda claro que no resulta viable sostener una política de intervención continua en el mercado de divisas sin un fuerte mecanismo de esterilización. En tal sentido, la política monetaria instrumentada desde 2003 fue, sencillamente, una herramienta de solución coyuntural, que ha resultado viable en el corto plazo y hasta el punto en el que la economía comienza a utilizar su capacidad productiva a pleno, tendencia que se viene generando luego de cuatro años de crecimiento. Pero resultaría en una herramienta fútil para sostener un esquema de tipo de cambio competitivo a mediano y largo plazo, ya que el mecanismo de intervención sobre el mercado de cambio sólo induciría a un inexorable proceso inflacionista.

VI. REFERENCIAS

- Bilson, J. F. O. (1978). "Rational expectations and the exchange rate". In Jacob A. Frenkel y Henry G. Johnson, eds. *The economics of exchange rates: Selected Studies*, Reading, MA: Addison-Wesley Press.
- Backus, D. (1984). "Empirical models of the exchange rate: Separating the wheat from the chaff". *Canadian Journal of Economics*, 17(4), pp. 824-46.
- Cagan, P. (1956). "The monetary dynamics of hyperinflation", En Milton Fridman eds., *Studies in the quantity theory of money*. University of Chicago Press, Chicago.
- Davidson R. y J. 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.
- Dornbusch, R. (1976). "Expectation and exchange rate dynamics". *The Journal of Political Economy*. 84(6), pp. 1161-76.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger. (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, 55, 143-59.
- Flood, R. A. y A. K. Rose (1995). "Fixing Exchange Rates. A virtual quest for fundamentals". *Journal of Monetary Economics*, 36, pp. 3-37.

- Frankel, J. A. (1979). "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rate Based On Real Interest Differential". *The American Economic Review*, 69(4), pp. 610-22.
- Frenkel, J. A. (1976). "A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence". *Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), pp. 200-24.
- Greene, W. H. *Análisis Econométrico*. Tercera Ed., Prentice Hall, Madrid 1999.
- Gregory, A. W., y B. A. Hansen (1996). "Residual-Based tests for cointegration in models with regime shifts". *Journal of Econometrics*, 70, pp. 99-126.
- 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.
- Le Clech, N. A. (2005). "Paridad del poder adquisitivo en el tipo de cambio argentino (peso/dólar)". *X Jornadas de Economía Monetaria e Internacional*, 12 y 13 de mayo. UNLP. Disponible en: <http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/jemi/2005/trabajo07.pdf>
- 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. 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.
- McNown, R. y M. Wallace (1994). "Cointegration test of the monetary exchange rate model for three high-inflation economies". *Journal of Money, Credit, and Banking*. 26 (3), pp. 397-410.
- Meese, R. A. y K., Rogoff (1983a). "Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample?" *Journal of International Economics*, 14, pp. 3-24.
- Meese, R. A. y K., Rogoff (1983b). "The out-of-sample failure of empirical exchange rate models: Sampling error or misspecification?" en

- J. A. Frenkel (ed.), *Exchange rates and international macroeconomics*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 1029-35.
- Mussa, M. (1976). "The exchange rate, the balance of payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating". *Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), pp, 229-48.
- Mussa, M. (1979). "Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market", en Karl Brunner and Allan H, Meltzer, eds.
- Navarro, A. M. y C. L. Opezzi (1999). "Dinero, precios y tipo de cambio en Argentina: una aplicación del método de Johansen-Juselius". *Económica*, La Plata, XLV, N° 1.
- Neely, C. J. y L. Sarno (2002). "How well do monetary fundamentals forecast exchange rates?" *Working Paper*. Federal Reserved Bank of St. Louis. Disponible en <http://ideas.repec.org/p/fip/fedlwp/2002-007.html>
- Taylor, M. (1995). "The economics of exchange rates", *Journal of Economic Literature*, Vol, 23, 13-47.
- Taylor M. (2000). "A century of purchasing power parity", *National Bureau of Economic Research*, WP8012.