Bruno Gielzcynsky Javier Balestra Julián Lopez Baasch*
Universidad Torcuato Di Tella

Agosto 2011

Abstract

En este trabajo estimamos el tipo de cambio flotante consistente con un modelo de demanda de dinero a la Cagan. Analizamos diferentes escenarios y observamos que el tipo de cambio de nuestro modelo se devalúa a una tasa mayor que la del tipo de cambio actual. Luego, realizamos un pronóstico y observamos que la devaluación se sostiene a lo largo del tiempo. Finalmente, analizando los costos del BCRA de mantener el tipo de cambio fijo, concluímos que dicha meta sólo se logra con política monetaria, dado que el nivel de actividad económica tiene una incidencia prácticamente nula.

1 Introducción

El propósito del presente trabajo consiste en analizar la estabilidad del actual régimen cambiario en la Argentina. Para ello estimaremos el tipo de cambio consistente con un modelo log-lineal de la demanda de dinero basado en Cagan (1956), y veremos si sus valores y su proyección se condicen con los niveles actuales.

Analizaremos varios escenarios, entre ellos, que el nivel actual es el correcto y realizaremos predicciones bajo este supuesto. En este marco de análisis, encontraremos que el tipo de cambio "flotante" consistente con el modelo crece más aceleradamente que el actual.

Por último, realizaremos un ejercicio de estática comparativa en donde preguntamos cual debería ser la evolución de las distintas variables, por ejemplo la expansión monetaria, si el gobierno quisiese mantener el tipo de cambio fijo por un período determinado.

Todo este análisis anteriormente presentado se dividirá de la siguiente manera: en la sección 2 introduciremos el modelo de demanda de dinero, y las derivaciones que haremos a partir de este para estimar un tipo de cambio consistente con dicho modelo. La metodología y los resultados de la calibración del modelo serán vistos en la sección 3. En la sección 4 analizamos posibles problemas implícitos en la metodología usada, y propondremos alternativas a

*Agradecemos a Martín Sola por su contínuo tutelaje y motivación.

esta. En las secciones 5 y 6 haremos un forecast del modelo y analizaremos, mediante estática comparativa, como deben evolucionar las variables para el caso hipotético en que el BCRA mantiene fijo el tipo de cambio en el corto plazo. Finalmente, en la sección 8 presentaremos nuestras conclusiones.

2 El Modelo

Consideramos una pequeña economía abierta, en la que se sostiene la paridad de poder adquisitivo. Además supondremos que los agentes demandan saldos reales en cada período en base a las expectativas que se forman sobre la tasa de interés.

Formalmente, el modelo viene dado por:

$$m_t - p_t = a - \beta i_t + \lambda y_t \tag{1}$$

$$p_t = p_t^* + e_t \tag{2}$$

$$i_t = \bar{r} + E_t(p_{t+1} - p_t) \tag{3}$$

$$p_{t+1}^* = \mu + p_t^* + \varepsilon_{pt+1} \tag{4}$$

$$\begin{pmatrix} \Delta m_{t+1} \\ \Delta y_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_m \\ c_y \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta m_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{mt+1} \\ \varepsilon_{yt+1} \end{pmatrix} \tag{6}$$

Todas las variables, excepto la tasa de interés, están medidas en logaritmos. m_t denota monto nominal de dinero, e_t el tipo de cambio nominal, p_t es el nivel de precios domésticos, p_t^* el nivel de precios internacionales, i_t la tasa de interés nominal doméstica, y $\bar{r}$ es la tasa de interés real doméstica, la cual asumimos constante. Por último, E_t denota al operador de las expectativas de los agentes condicional a la información disponible en t.

La ecuación (1) define a la demanda real de dinero como una función positiva del ingreso, y negativa de la tasa de interés. La paridad de poder adquisitivo y la paridad Fisher vienen dadas por las ecuaciones (2) y (3) respectivamente. La ecuación (4) nos dice que el nivel de precios internacionales siguen un comportamiento AR(1), mientras que la ecuación (5) muestra que los cambios en el ingreso y el dinero se expresan como una función lineal de sus valores rezagados en un período, siguiendo de este modo un proceso VAR(1). Por último, ε_{pt}, ε_{mt} y ε_{yt} son shocks exogenos, de los que se asume:

$$\varepsilon_{pt} \sim N(0, \sigma_p^2) \quad , \binom{\varepsilon_{mt}}{\varepsilon_{yt}} \sim N(0, \Omega) \quad , \text{donde } \Omega = \begin{pmatrix} \sigma_m^2 & \sigma_{my} \\ \sigma_{my} & \sigma_y^2 \end{pmatrix}$$

Para poder evaluar la sosteniblidad del tipo de cambio actual es necesario calcular el tipo de cambio sombra (SER). Este es el tipo de cambio que prevalecería sin la intervención del BCRA. Es decir, el SER refleja el valor implícito que los agentes le dan a la moneda extranjera. De este modo, si el tipo de cambio oficial excede al SER - el cual refleja los funamentals de la economía-, podemos decir que el régimen es viable. De lo contrario, argumentamos que no es sostenible en el tiempo mantener el tipo de cambio fijo, cuando el SER está creciendo.

El primer paso, entonces, es encontrar el SER, el cual derivaremos del presente marco analítico. Usando las paridades dadas por (2) y (3), el modelo propuesto por (1) nos queda reexpresado de la siguiente manera:

$$m_t - p_t^* - e_t = a - \beta(\bar{r} + E_t(p_{t+1}^* + e_{t+1} - p_t^* - e_t) + \lambda y_t \tag{6}$$

Despejando e_t de (6), y notando de (4) que $E_t(p_{t+1}^*) = \mu + p_t^*$,

$$e_t = \frac{\beta(\bar{r}+\mu) - a}{1+\beta} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t e_{t+1} + \frac{1}{1+\beta} m_t - \frac{\lambda}{1+\beta} y_t - \frac{1}{1+\beta} p_t^* \tag{7}$$

Vemos que (7) refleja al SER como función del monto de dinero, de la actividad económica y de los precios internacionales. Pero también nos dice que depende de la expectativa futura del mismo tipo de cambio. Dado los comportamientos definidos por las ecuaciones (4) y (5), esperamos que la solución a la ecuación en diferencias de (7) tenga la siguiente forma:

$$e_t = f_0 + f_1 m_t + f_2 m_{t-1} + f_3 y_t + f_4 y_{t-1} + f_5 p_t^* \tag{8}$$

Para resolver el modelo tendremos que usar la evolución de las variables propuesta en la ecuación (5). Usando (8) como solucion a la ecuación (7), tenemos que:

$$\begin{aligned} e_t &= \frac{\beta(\bar{r}+\mu) - a}{1+\beta} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \left(f_0 + f_1 m_{t+1} + f_2 m_t + f_3 y_{t+1} + f_4 y_t + f_5 p_{t+1}^*\right) \\ &\quad + \frac{1}{1+\beta} m_t - \frac{\lambda}{1+\beta} y_t - \frac{1}{1+\beta} p_t^* \end{aligned}$$

Y notando de (5) que $E_t m_{t+1} = c_m + (1+a_{11})m_t - a_{11}m_{t-1} + a_{12}y_t - a_{12}y_{t-1}$, $E_t y_{t+1} = c_y + (1+a_{22})y_t - a_{22}y_{t-1} + a_{21}m_t - a_{21}m_{t-1}$ y recordando que $E_t(p_{t+1}^*) = \mu + p_t^*$, nos lleva a:

$$e_t = \frac{\beta(\bar{r}+\mu) - a}{1+\beta} + \frac{\beta}{1+\beta} \left(\begin{array}{c} f_0 + f_1 \left(c_m + (1+a_{11})m_t - a_{11}m_{t-1} + a_{12}y_t - a_{12}y_{t-1}\right) \\ +f_2 m_t + f_3 \left(c_y + (1+a_{22})y_t - a_{22}y_{t-1} + a_{21}m_t - a_{21}m_{t-1}\right) \\ +f_4 y_t + f_5 \left(\mu + p_t^*\right) \end{array} \right) + \tag{9}$$

$$+ \frac{1}{1+\beta} m_t - \frac{\lambda}{1+\beta} y_t - \frac{1}{1+\beta} p_t^*$$

Luego, si compraramos (9) con (8) e igualamos sus coeficientes, obtenemos el siguiente sistema de ecuaciones[1]:

$$
\begin{aligned}
f_0 &= \tfrac{\beta(\bar{r}+\mu)-a}{1+\beta} + \tfrac{\beta}{1+\beta}(f_0 + f_1 c_m + f_3 c_y + f_5 \mu) \\
f_1 &= \tfrac{\beta}{1+\beta}(f_1(1+a_{11}) + f_2 + f_3 a_{21}) + \tfrac{1}{1+\beta} \\
f_2 &= -\tfrac{\beta}{1+\beta}(f_1 a_{11} + f_3 a_{21}) \\
f_3 &= \tfrac{\beta}{1+\beta}(f_1 a_{12} + f_3(1+a_{22}) + f_4) - \tfrac{\lambda}{1+\beta} \\
f_4 &= -\tfrac{\beta}{1+\beta}(f_1 a_{12} + f_3 a_{22}) \\
f_5 &= \tfrac{\beta}{1+\beta} f_5 - \tfrac{1}{1+\beta} \Longrightarrow f_5 = -1
\end{aligned}
$$

Utilizando un poco de álgebra matricial es fácil de ver que que la solución para los coeficientes está dada por:

$$
\begin{bmatrix} f_0 \\ f_1 \\ f_2 \\ f_3 \\ f_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1-\frac{\beta}{1+\beta} & -\frac{\beta}{1+\beta}c_m & 0 & -\frac{\beta}{1+\beta}c_y & 0 \\ 0 & 1-\frac{\beta}{1+\beta}(1+a_{11}) & -\frac{\beta}{1+\beta} & -\frac{\beta}{1+\beta}a_{21} & 0 \\ 0 & \frac{\beta}{1+\beta}a_{11} & 1 & \frac{\beta}{1+\beta}a_{21} & 0 \\ 0 & -\frac{\beta}{1+\beta}a_{12} & 0 & 1-\frac{\beta}{1+\beta}(1+a_{22}) & -\frac{\beta}{1+\beta} \\ 0 & \frac{\beta}{1+\beta}a_{12} & 0 & \frac{\beta}{1+\beta}a_{22} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \frac{\beta\bar{r}-a}{1+\beta} \\ \frac{1}{1+\beta} \\ 0 \\ -\frac{\lambda}{1+\beta} \\ 0 \end{bmatrix} \tag{10}
$$

El tipo de cambio obtenido va a ser nuestro tipo de cambio de referencia para las distintas evaluaciones realizadas en el trabajo.

3 Evaluando el Modelo

3.1 Metodología

Para evaluar el modelo presentado en la sección anterior, en primer lugar tendremos que estimar el modelo de demanda de dinero dado por (1), y las leyes de movimiento de las variables propuestas por las ecuaciones (4) y (5). Una vez obtenido las estimaciones, podremos obtener valores para f_0 , f_1 , f_2 , f_3 y f_4 , por lo que arribaremos a una expresión numérica para (8).

Observando el marco analítico sobre el cual queremos trabajar, parecería que las variables del modelo se determinan conjuntamente. En este contexto, dudamos que OLS sea la mejor opción, por lo que creemos conveniente hacer un Hausman Test.

[1] Ver Apéndice matemático

Endogeneity Test
Specification: REALM C IBADLAR Y
Instrument specification: C IBADLAR(-1) Y(-1) IBADLAR(-2) Y(-2)
Endogenous variables to treat as exogenous: IBADLAR Y

	Value	df	Probability
Difference in J-stats	0.929066	2	0.6284

J-statistic summary:

	Value
Restricted J-statistic	4.206967
Unrestricted J-statistic	3.277901

Del resultado podemos concluir que los estimadores OLS y VI no difieren mucho ya que no se rechaza la hipotesis nula de que ambos estimadores son idénticos. Por lo tanto, decidimos comenzar estimando por OLS, para luego seguir el análisis utilizando variables instrumentales mediante GMM.

3.2 OLS

A continuación, presentamos los resultados obtenidos por OLS - donde los números entre paréntesis son los standard error de las variables -[2]:

$$\begin{array}{cccccc} & & & & a_{11} & \underset{(0.1012)}{-0.0776} \\ a & \underset{(0.3055)}{0.972197} & \mu & \underset{(0.0628)}{1.054} & & \\ & & & & a_{12} & \underset{(0.2808)}{0.6361} \\ \beta & \underset{(0.0025)}{0.021530} & c_m & \underset{(0.0033)}{0.0174} & & \\ & & & & a_{21} & \underset{(0.0369)}{0.0226} \\ \lambda & \underset{(0.0628)}{1.053973} & c_y & \underset{(0.0012)}{0.0062} & & \\ & & & & a_{22} & \underset{(0.1024)}{-0.0898} \end{array} \tag{(OLS)}$$

Podemos apreciar que la cosntante a esta estimada muy imprecisamente, ya que su S.E. alcanza un valor cercano a 0.31 . Por otro lado, podemos observar que, dadas las características de nuestro modelo, cambios en los niveles de a afectan el nivel de tipo de cambio. Esta sensibilidad a la constante a la podemos deducir de (8) y (10) al ver que la derivada del tipo de cambio con respecto a la constante es $-\frac{1}{1+\beta} = -0.98$, el cual es un nivel considerablemente alto. Por esta razón, queremos ver si existe un rango del cual podamos tomar valores para la constante, sin que sea estadisticamente rechazada, por lo que haremos un intervalo de confianza de 95%:

[2] Ver Apéndice estadístico

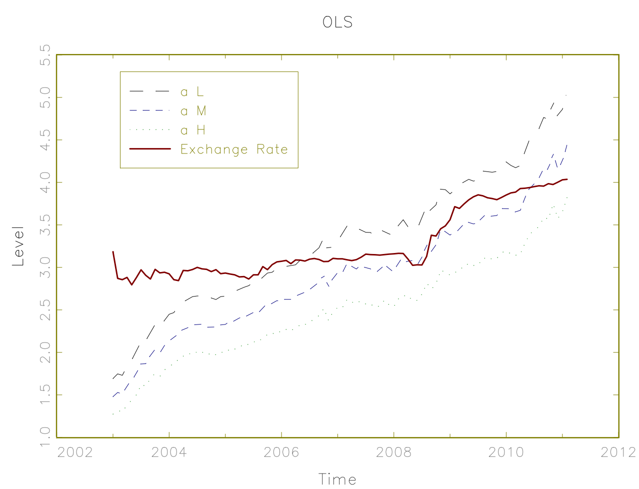
Coefficient Confidence Intervals
Sample: 2003M01 2011M03
Included observations: 99

Variable	Coefficient	95% CI Low	High
C	0.972197	0.365908	1.578487
IBADLAR	-0.021530	-0.026563	-0.016497
Y	1.053973	0.929260	1.178685

Esta tabla nos muestra que existe un rango de valores para la constante a que no son rechazados estadísticamente. Entonces, dado que la derivada del tipo de cambio con respecto a la constante nos dice que existe una relacion inversa entre ellas de casi uno a uno, tenemos que un cambio de 1.2 (tamaño del intervalo) en el valor de la constante, implica un cambio de aproximadamente la misma magnitud en el tipo de cambio. Es por ello que creemos provechoso proceder a analizar distintos escenarios sobre posibles valores de la misma, dada la sensibilidad del tipo de cambio a esta.

Analizaremos tres escenarios, para tres valores distintos de la constante , $a_L = 0.365908$, $a_M = 0.5$, $a_H = 0.65$. Como vimos antes, entendemos que estos escenarios implican movimientos paralelos en el SER, es decir, la evolución del mismo no se ve afectada por el supuesto. De hecho, los escenarios nos van a decir, sea cual fuese el caso, si el SER se está apreciando o no.

A continuación, se presentan las trayectorias del tipo de cambio y del SER estimado para cada uno de los tres casos:



El gráfico nos muestra que, cualquiera sea el escenario, el SER no sólo se está devaluando, si no que a un ritmo mayor que el tipo de cambio oficial. Este resultado nos dice que la economía se está apreciando en términos reales.

3.3 Variables Instrumentales

Al estimar la demanda de dinero tenemos que prestar especial atención a los problemas de endogeneidad que esta pueda presentar. Por ejemplo, consideramos que el BCRA tiene metas inflacionarias, y que está ajustando la tasa de interés a tales fines. Supongamos que:

$$i_t = h_0 + h_1\phi(m_t) + h_2 y_t + \upsilon_t \tag{a}$$

$$m_t - p_t = k_0 + k_1 i_t + k_2 y_t + \nu_t \tag{b}$$

donde (a) describe la política monetaria del BCRA y (b) es simplemente una función de demanda por saldos reales como con la que veníamos trabajando. ϕ es una función creciente de m ,donde υ y ν son los términos estocásticos correspondientes a cada fórmula. Si ν es inusualmente grande, entonces es de esperar que $m-p$ presente valores altos . Si $h_1 > 0$, entonces i será inusualmente alto también. Por lo tanto, ν estará correlacionado positivamente con la variable explicativa i de la fórmula (b).

En definitiva, el desarrollo anterior nos dice que, dadas las características del modelo, es posible que exista un problema de sesgo por causalidad simúltanea. Luego, a pesar del resultado del Hausman Test hecho al incio de la sección, optamos por considerar que estamos en un caso de endogeneidad, por lo que procedemos a estimar otra vez la demanda de dinero pero esta vez utilizando variables instrumentales.

Los instrumentos que utilizaremos serán los valores rezagados de la tasa de interés y del nivel de actividad respectivamente (i_{t-1} y y_{t-1}).

Recordando el supuesto de que, para que sea consistente la utilización de variables instrumentales, se debe cumplir que los instrumentos no estén correlacionados con los errores de la regresión original; por lo que corremos el test de ortogonalidad para evaluar si se cumple dicha condición:

Instrument Orthogonality C-test Test
Specification: REALM C IBADLAR Y
Instrument specification: IBADLAR(-1) Y(-1) IBADLAR(-2) Y(-2)
Test instruments: IBADLAR(-2) Y(-2)

	Value	df	Probability
Difference in J-stats	3.496145	2	0.1741

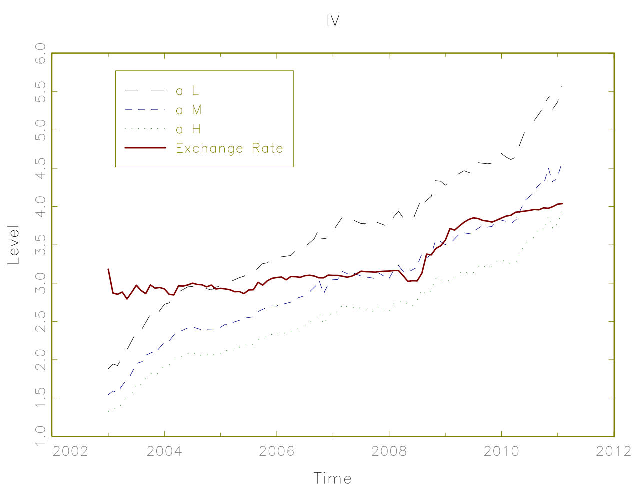
J-statistic summary:

	Value
Restricted J-statistic	3.496145
Unrestricted J-statistic	0.000000

Por los valores del C-Test no rechazamos la hipótesis nula de que las Variables Instrumentales son ortogonales con los errores. Por lo tanto, dado que es consistente utilizar instrumentos, estimamos el modelo con las nuevas variables mediante el método de momentos generalizados (GMM)[3]:

$$\begin{array}{cc} a & \underset{(0.658800)}{0.929738} \\ \\ \beta & \underset{(0.003052)}{0.023833} \\ \\ \lambda & \underset{(0.134924)}{1.066358} \end{array} \tag{GMM}$$

Nuevamente, y utilizando el mismo razonamiento que con OLS, calibramos la constante bajo un nivel de confianza del 95%, el cual nos permite hacerlo en un intervalo entre -0.378145 y 2.237621[4]. Del mismo modo, evaluamos la trayectoria del SER para tres casos diferentes para la constante dentro de dicho intervalo, $a_L = 0.2$, $a_M = 0.4$ y $a_H = 0.55$:



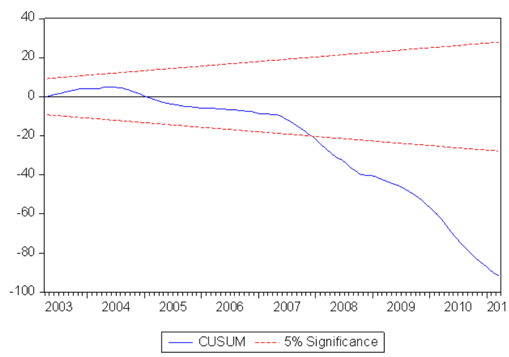
Otra vez vemos que la devaluación del SER es mas acelerada que la del tipo de cambio actual, cual sea el caso para la constante. Por lo que, a pesar de haber incluído variables instrumentales y estimado el modelo con GMM, mantenemos nuestra conclusión de que se está dando una apreciación real. Como hemos visto, el modelo estimado con variables instrumentales no es afectado por el potencial sesgo por endogeneidad simultánea, por lo que optaremos por utilizar de ahora en más este último modelo.

[3] Ver Apéndice estadístico
[4] Ver Apéndice estadístico

4 Estimando Recursivamente

En los últimos años las estimaciones privadas del IPC han estado difiriendo de las estadísticas emitidas por el INDEC. Este hecho puede traducirse en nuestro modelo como un cambio en las expectativas de los agentes, las cualos son, como dijimos, racionales. Esta confusión puede ocasionar que los agentes actúen en respuesta, modificando la cantidad de dinero demandada, que se acelere la inflación, etc. En conclusión, sospechamos que nuestro modelo presente un cambio estructural, por lo que planteamos la posibilidad de estimarlo de manera recursiva.

Para evaluar esta hipotesis, comenzaremos con un test de Cusum, el cual nos dice que si la suma acumulada de los residuos de nuestro modelo se mantiene dentro de un rango de significancia del 5%, si nuestros parametros son estables. De lo contrario, serían inestables.



Al ver este gráfico podemos afirmar que nuestros parametros no son estables, ya que se produce un cambio estructural a mediados del 2007, como incialmente habiamos sugerido. Para reforzar esta idea, realizaremos también un Chow Test, de modo de que podamos ver si el modelo estimado antes de Junio de 2007 (nuestro breakpoint) difiere mucho del correspondiente a la segunda mitad.

Chow Breakpoint Test: 2007M06
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2003M01 2011M03

F-statistic	225.1953	Prob. F(3,93)	0.0000
Log likelihood ratio	209.0833	Prob. Chi-Square(3)	0.0000
Wald Statistic	675.5860	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

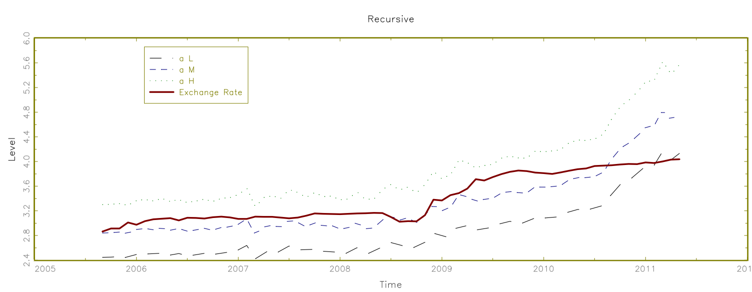
Los p-values nos dice que podemos rechazar la hipotesis nula de ausencia de cambios estructurales en la fecha sugerida, reforzando entonces la moción de estimar recursivamente.

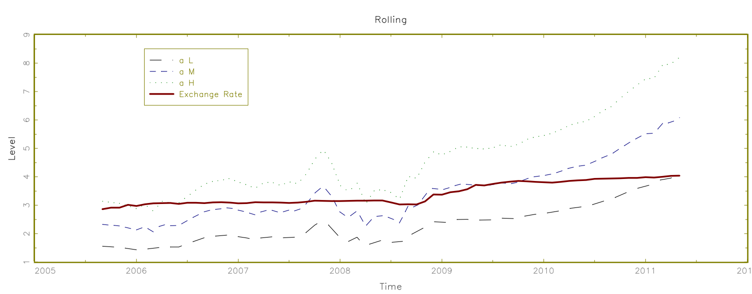
La estimación recursiva consiste en la estimación secuencial del modelo para distintos tamaños muéstrales. Es el mejor método de estimación en tiempo real de un modelo, y generalmente se lo utiliza para analizar la estabilidad de un modelo, siendo adecuada cuando se desconoce el momento en que se ha producido un cambio estructural. En cada estimación se obtiene un vector de parámetros estimados que permite a su vez calcular la predicción de la variable endógena para el periodo siguiente y el error de predicción correspondiente. De este modo, con las sucesivas estimaciones, se generan las series de los llamados "coeficientes recursivos". La idea es que si no se encuentra la presencia de cambio estructural, se espera que las estimaciones de los parámetros se mantengan esencialmente constantes al ir aumentando la muestra en forma secuencial y los residuos no se desvíen ampliamente de cero.

Entre las formas de estimación tenemos la recursiva y "Rolling" o "ventanas móviles" . En el caso de las regresiones recursivas, se estimará incialmente usando las primeras observaciones, y en las posteriores estimaciones se irán añadiendo a la submuestra una a una todas las observaciones restantes hasta abarcar el total de datos. Las ventanas móviles (Rolling) se refieren a la estimación secuencial que mantiene constante el tamaño de muestra, es decir, simultáneamente se agregan al final y se eliminan al inicio observaciones de tal forma que el número total de observaciones en cada regresión se mantiene constante.

Nuevamente para la estimación recursiva y "rolling" utilizamos el mismo razonamiento que con los anteriores métodos, y calibramos la constante bajo un nivel de confianza del 95%, el cual nos permite proponer tres valores (low, medium y high)con el objeto de ilustrar distintos escenarios.

En las ventanas móviles utilizamos 30 observaciones como tamaño de la muestra para las estimaciones secuenciales.





Estos nuevos resultados refuerzan las deducciones sostenidas a lo largo de este trabajo sobre el SER. En el período analizado, el tipo de cambio que estimamos muestra neuvamente una tasa de devaluación más acelerada que la del tipo de cambio actual.

El paso siguiente es analizar si se mantendrá esta apreciación real en el futuro.

5 Forecast

La idea de esta sección es hacer un forecast para el SER en el corto plazo. Para ello, debemos trabajar con las leyes de movimiento de las variables dadas por las ecuaciones (4) y (5). Una vez estimada una trayectoria para dichas variables, procederemos a evaluar como se moverá el SER.

El forecast lo haremos a partir del último dato disponible, el cual denotaremos como $t = T$, y que corresponde a Marzo del 2011. Entonces, luego de estimar (5), tenemos que, para todo $t > T$:

$$\begin{aligned}
\begin{pmatrix} \widehat{\Delta m_{t+1}} \\ \Delta y_{t+1} \end{pmatrix} &= \underbrace{\begin{pmatrix} 0.0174 \\ 0.0062 \end{pmatrix}}_{\bar{C}} + \underbrace{\begin{pmatrix} -0.0776 & 0.6361 \\ 0.0226 & -0.0898 \end{pmatrix}}_{\bar{A}} \begin{pmatrix} \Delta m_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} \\
\begin{pmatrix} \widehat{m_{t+1}} \\ y_{t+1} \end{pmatrix} &= \bar{C} + \bar{A} \begin{pmatrix} \Delta m_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} m_t \\ y_t \end{pmatrix}
\end{aligned}$$

donde $\widehat{\ }$ señala que la variable esta siendo pronosticada, i.e., $\widehat{W}_{t+1} = E_t W_{t+1}$. Para simplificar la notación y facilitar el trabajo, definimos $W_t = \binom{\Delta m_t}{\Delta y_t} = L_t - L_{t-1}$, donde $L_t = \binom{m_t}{y_t}$, obteniendo:

$$\begin{aligned}
\widehat{W}_{t+1} &= \bar{C} + \bar{A} W_t \\
\widehat{L}_{t+1} &= \bar{C} + \bar{A} W_t + L_t
\end{aligned}$$

Para poder estimar a las variables para los períodos posteriores a T, necesitamos llegar a una expresión matemática de la que podramos obtener valores numéricos. Luego, si iteramos la última expresión, tenemos que $\forall n = 1, ..., 12$ [5]:

$$\widehat{L}_{T+n} = L_T + \sum_{i=0}^{n-1} \left[(n-i) \bar{A}^i \bar{C} + \bar{A}^{i+1} W_T \right] \tag{11}$$

De esta manera podremos computar los valores para m e y para los doce períodos que le siguen a T , es decir, el período que va desde Abril del 2011 a Abril del 2012, inclusive. Sin embargo, para evaluar el SER para ese período, debemos además estimar la trayectoria futura de p^*. De (4) tenemos:

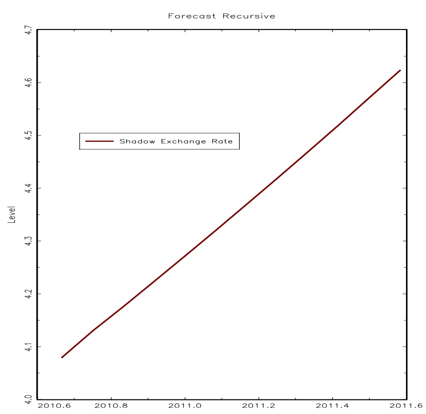
[5] Ver Apéndice matemático

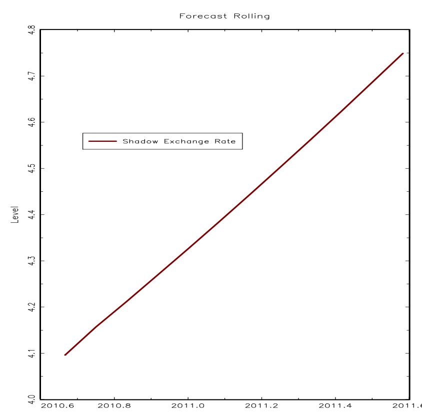
$$\widehat{p}_{T+n} = n\bar{\mu} + p_T^* \tag{12}$$

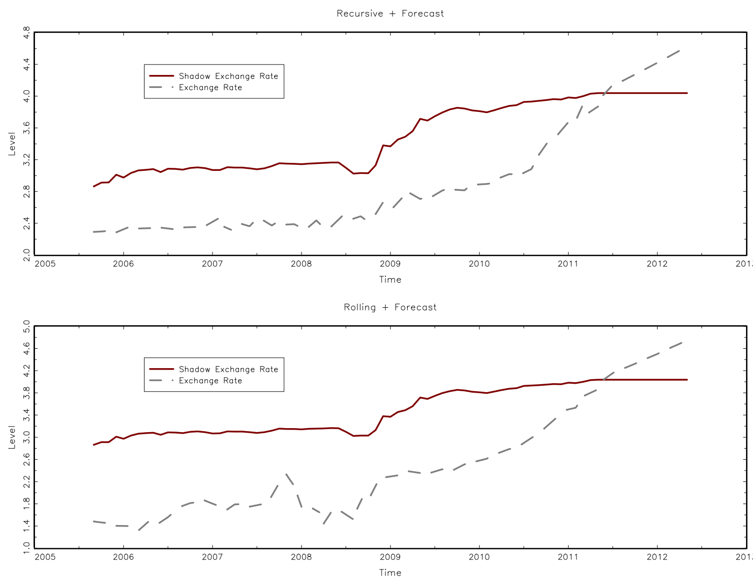
y una vez estimada dicha serie, podemos evaluar el tipo de cambio esperado:

$$\widehat{e}_{T+n} = \overline{f_0} + \overline{f_1}\widehat{m}_{T+n} + \overline{f_2}\widehat{m}_{T+n-1} + \overline{f_3}\widehat{y}_{T+n} + \overline{f_4}\widehat{y}_{T+n-1} - \widehat{p}^*_{T+n} \tag{13}$$

El forecast lo haremos usando el modelo estimado de manera recursiva y con ventanas móviles. Por lo tanto, tenemos que para el primer caso, $\overline{f_0}$, $\overline{f_1}$, $\overline{f_2}$, $\overline{f_3}$ y $\overline{f_4}$ corresponden a los estimadores que se obtienen usando toda la muestra disponible, mientras que para el forecast correspondiente al método Rolling, los estimadores $\overline{f_0}$, $\overline{f_1}$, $\overline{f_2}$, $\overline{f_3}$ y $\overline{f_4}$ serán idénticos a los que se obtienen a partir de la última ventana. Luego, a partir de dichos estimadores y dadas las valores esperados para las variables, procedemos a evaluar la trayectoria futura del tipo de cambio:







Observamos del gráfico que los valores esperados de las variables implican una contínua depreciación del SER. Es decir, dado un crecimiento normal del producto y de la cantidad nominal de dinero, podemos esperar que el SER continue depreciandose, como lo viene haciendo hasta ahora. Para poder contrastar y comparar dicha devaluación, mantuvimos el tipo de cambio actual estancado en el último valor disponible de la serie, el cual es 4.037. De esta manera, podemos decir que, salvo que efectivamente el BCRA decida dejar depreciar la paridad actual, es de esperar que la economía continue apreciandoce.

En la siguiente sección analizaremos los costos del BCRA, como asi tambien, la tasa a la que debe crecer la economia para mantener fijo el SER y evitar una futura apreciación real.

6 Estática Comparativa

Vimos anteriormente que, realizando el forecast para los proximos doce meses del SER, se espera que la tasa de devaluacion se acelere. Nuestro obejetivo en esta sección es ver cuales deben ser los esfuerzos a los que debe someterse el Banco Central para lograr que el SER se mantenga fijo en $4.25 por dólar, el valor que actualmente registra para la compra . Mas especificamente, nuestra pregunta es cual debe ser la variacion en la cantidad de dinero y en la actividad económica para lograr este target.

Tomando la estimaciones obtenidas por el metodo de ventanas (rolling), tenemos que las relaciones entre el SER y las variables economicas - producto y cantidad nominal de dinero- estan dada por las siguientes derivadas:

	Rolling
$\frac{de_t}{dm_t}$	0.99885963
$\frac{de_t}{dy_t}$	-0.0055753203

De las estimaciones obtenidas podemos ver que la derivada del SER con respecto a la actividad económica es nula, mientras que la derivada con respecto al dinero es aproximadamente uno. Esto significa, por un lado, que grandes cambios en la actividad económica influyen muy poco en el desmpeño del SER. Es decir, si la cantidad de dinero en la economía se mantiene estable, una caída en el SER implicaría un gran aumento en la actividad. Por otro lado, vemos que la elasticidad del SER con respecto a la cantidad de dinero en la economía es considerablemente alta, y que, por lo tanto, la oferta monetaria tiene una gran influencia en el desmpeño del SER.

Usando las evolución de y y p definidas por (4) y (5), queremos primero calcular cuánto debería crecer la cantidad de dinero para que el SER se mantenga en un valor fijo de \$4.25. Para ello, debemos tener en cuenta que m ya no seguira la ley de movimiento vista en la sección anterior, si no que se moverá de modo que se mantenga fijo el tipo de cambio. Luego, tenemos que para todo $t > T$:

$$4.25 = \overline{f_0} + \overline{f_1}\widetilde{m}_t + \overline{f_2}\widetilde{m}_{t-1} + \overline{f_3}\widehat{y}_t + \overline{f_4}\widehat{y}_t - \widehat{p}_t^*$$

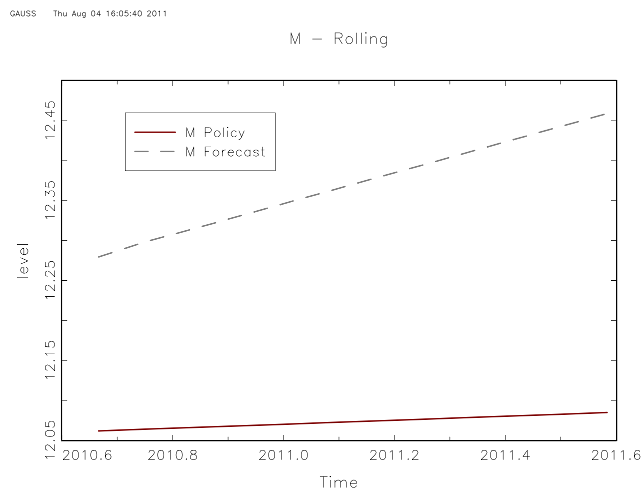
$$\widehat{y}_t = \overline{c_y} + \overline{a_{21}}\Delta\widetilde{m}_{t-1} + \overline{a_{22}}\Delta\widehat{y}_{t-1} + \widehat{y}_{t-1}$$

donde $\widehat{}$ sobre y y p señala que dichas variables son estimadas usando (4) y (5), mientras $\widetilde{}$ señala que m está siendo estimada teniendo en cuenta la restricción dada.[6] Despejando $\widetilde{m}_t$ de la última fórmula, obtenemos una expresión para la evolución de la cantidad nominal de dinero:

$$\widetilde{m}_t = \frac{1}{\overline{f_1}}\left[4.25 - \left(\overline{f_0} + \overline{f_2}\widetilde{m}_{t-1} + \overline{f_3}\widehat{y}_t + \overline{f_4}\widehat{y}_{t-1} - \widehat{p}_t^*\right)\right]$$

A continuación mostramos los gráficos correspondientes a las serie m_t estimada con los métodos recursivo y de ventanas. Como ya mencionamos, el modelo que usaremos para el anáisis será el obtenido on el método rolling, y los estimadores $\overline{f_0}$, $\overline{f_1}$, $\overline{f_2}$, $\overline{f_3}$ y $\overline{f_4}$ serán los obtenidos a partir de la útlima ventana.

[6] donde $\widehat{p}_{t+n}^* = n\overline{\mu} + \widehat{p}_T^*$ (por (12))

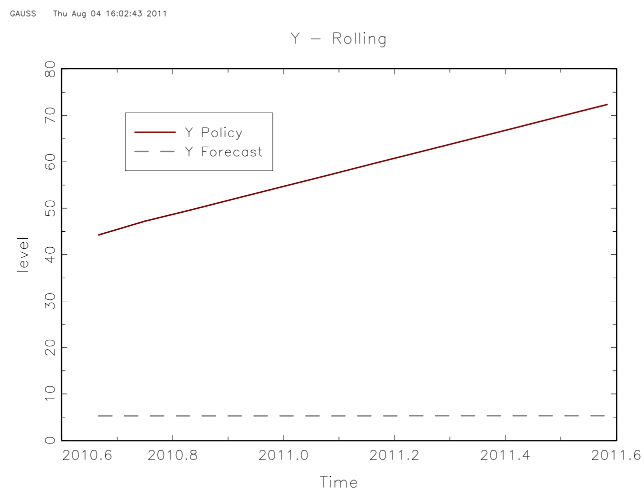


Podemos ver en los gráficos que los valores obtenidos de m, dada la restricción $e_t = 4.25 \;\; \forall \, t > T$, son considerablemente menores a los valores correspondiente a la serie pronósticada para m a partir de la leyes de movimiento definidas en (5). Este resultado nos dice que si el BCRA se impone la restricción de mantener fijo el tipo de cambio por los próximos doce meses, deberá entonces reducir la emisión de dinero, de manera de lograr que la cantidad de dinero en la economía se reduzca en un 19%.

Analogamente, para que se mantenga fijo el tipo de cambio, dada la trayectoria esperada de m y de p , tenemos que las variables tienen que moverse de acuerdo a la siguientes fórmulas:

$$\widetilde{y}_t = \frac{1}{\overline{f_3}} \left[4.25 - \left(\overline{f_0} + \overline{f_1} \widehat{m}_t + \overline{f_2} \widehat{m}_{t-1} + \overline{f_4} \widetilde{y}_{t-1} - \widehat{p}^*_t \right) \right]$$

$$\widehat{m}_t = \overline{c_m} + \overline{a_{11}} \Delta \widehat{m}_{t-1} + \overline{a_{12}} \Delta \widetilde{y}_{t-1} + \widehat{m}_{t-1}$$



El resultado de este último ejercicio nos muestra que la serie correspondiente a la actividad económica acotada toma valores mucho mas altos que los que tiene la serie pronósticada para dicha variable. Por lo que podemos decir que, en el caso de que el BCRA no intervenga lo suficiente, y la cantidad de dinero siga su curso esperado, se podrá lograr mantener el tipo de cambio fijo en $4.25 si y sólo si el producto crece a una tasa absurda en un lapso de doce meses.

En conclusión, en esta sección comprobamos que, según nuestro modelo, el único modo factible para que el tipo de cambio se pueda mantener fijo en $4.25 por los próximos doce meses, es que el BCRA logre reducir considerablemente la cantidad nominal de dinero en la economía.

7 Conclusión

Los resultados obtenidos en el análisis sugieren que el tipo de cambio consistente con el modelo crece más aceleradamente que el actual. Al comienzo del análisis estimamos la demanda de dinero mediante OLS, y luego usando variables instrumentales, y vimos que, dado que cambios en la constante del SER implicaban cambios paralelos en éste, no debíamos pasar por alto la imprecisión con que se puede estimar dicha constante, por lo que procedimos a estimar al SER bajo tres casos para el nivel de la constante (low, medium y high). Como resultado, observamos que, cual fuese el caso para la cosntante, la tasa de devaluación del SER era mayor al a del tipo de cambio actual.

En la segunda parte del trabajo, estudiamos posibles cambios estructurales en nuestro modelo, y vimos que era necesario considerar los resultados obtenidos por la estimación recursiva. Otra vez, vimos que el SER se devaluaba con mayor ritmo que el tipo de cambio actual. Luego, hicimos un forecast del modelo usando las estimaciones de los procesos autoregresivos que siguen las variables, y vimos que, según el modelo, la tendencia de la evolución del SER se mantendrá en los períodos siguentes.

Finalmente, bajo el supuesto de que el tipo de cambio actual es correcto, estudiamos el caso en el que el BCRA quisiese mantener fijo el tipo de cambio por un período determinado, y analizamos cuál debería ser la política monetaria consistente, y la evolución la actividad económica, para lograr el objetivo de rigidez. Los resultados obtenidos nos indican que, para que no haya devaluación, o bien el BCRA deberá contener la expansión monetaria a un nivel considerablemnte costoso, o se deberá lograr un crecimiento en la actividad económica de proporciones absurdas.

8 Apéndice

8.1 Apéndice matemático

8.1.1 Modelo

Usando la evolución de las variables dadas por (4) y (5), evaluamos nuestra solución $e_t = f_0 + f_1 m_t + f_2 m_{t-1} + f_3 y_t + f_4 y_{t-1} + f_5 p_t^*$ para la ecuación $e_t = \frac{\beta(\bar{r}+\mu)-a}{1+\beta} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t(e_{t+1}) + \frac{1}{1+\beta} m_t - \frac{\lambda}{1+\beta} y_t - \frac{1}{1+\beta} p_t^*$:

$$
\begin{aligned}
& f_0 + f_1 m_t + f_2 m_{t-1} + f_3 y_t + f_4 y_{t-1} + f_5 p_t^* \\
= \quad & \frac{\beta(\bar{r}+\mu)-a}{1+\beta} + \frac{\beta}{1+\beta} \left(\begin{array}{c} f_0 + f_1 \left(c_m + (1+a_{11}) m_t - a_{11} m_{t-1} + a_{12} y_t - a_{12} y_{t-1}\right) \\ + f_2 m_t + f_3 \left(c_y + (1+a_{22}) y_t - a_{22} y_{t-1} + a_{21} m_t - a_{21} m_{t-1}\right) \\ + f_4 y_t + f_5 \left(\mu + p_t^*\right) \end{array} \right) \\
& + \frac{1}{1+\beta} m_t - \frac{\lambda}{1+\beta} y_t - \frac{1}{1+\beta} p_t^*
\end{aligned}
$$

y reagrupando los coeficientes, nos queda:

$$
\begin{aligned}
e_t \quad = \quad & \underbrace{\frac{\beta(\bar{r}+\mu)-a}{1+\beta} + \frac{\beta}{1+\beta}(f_0 + f_1 c_m + f_3 c_y + f_5 \mu)}_{f_0} + \underbrace{\left[\frac{\beta}{1+\beta}(f_1(1+a_{11}) + f_2 + f_3 a_{21}) + \frac{1}{1+\beta} \right]}_{f_1} m_t + \\
& + \underbrace{\left[-\frac{\beta}{1+\beta}(f_1 a_{11} + f_3 a_{21}) \right]}_{f_2} m_{t-1} + \underbrace{\left[f_3 = \frac{\beta}{1+\beta}(f_1 a_{12} + f_3(1+a_{22}) + f_4) - \frac{\lambda}{1+\beta} \right]}_{f_3} y_t + \\
& + \underbrace{\left[-\frac{\beta}{1+\beta}(f_1 a_{12} + f_3 a_{22}) \right]}_{f_4} y_{t-1} + \underbrace{\left[\frac{\beta}{1+\beta} f_5 - \frac{1}{1+\beta} \right]}_{f_5} p_t^*
\end{aligned}
$$

8.1.2 Forecast

$$
\begin{aligned}
\widehat{W}_{T+1} &= E_T W_{T+1} = \overline{C} + \overline{A} W_T \\
\widehat{W}_{T+2} &= \overline{C} + \overline{A}\widehat{W}_{T+1} = \overline{C} + \overline{A}\left(\overline{C} + \overline{A} W_T\right) = \overline{C} + \overline{AC} + \overline{A}^2 W_T \\
&\ldots \\
\widehat{W}_{T+n} &= \left(I + \overline{A} + \overline{A}^2 + \ldots + \overline{A}^{n-1}\right)\overline{C} + \overline{A}^n W_T
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
\widehat{L}_{T+1} &= L_T + \widehat{W}_{T+1} \\
\widehat{L}_{T+2} &= \widehat{L}_{T+1} + \widehat{W}_{T+2} = L_T + \widehat{W}_{T+1} + \widehat{W}_{T+2} \\
&\ldots \\
\widehat{L}_{T+n} &= L_T + \sum_{i=1}^{n} \widehat{W}_{T+i}
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
\widehat{L}_{T+n} &= L_T + \sum_{i=1}^{n}\left[\left(I + \overline{A} + \overline{A}^2 + \ldots + \overline{A}^{i-1}\right)\overline{C} + \overline{A}^i W_T\right] \\
&= L_T + \sum_{i=0}^{n-1}\left[(n-i)\bar{A}^i\bar{C} + \bar{A}^{i+1} W_T\right]
\end{aligned}
$$

8.2 Apéndice estadístico (tablas y codes)

Dependent Variable: REALM
Method: Least Squares
Sample: 2003M01 2011M03
Included observations: 99

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.972197	0.305438	3.182960	0.0020
IBADLAR	-0.021530	0.002535	-8.491537	0.0000
Y	1.053973	0.062828	16.77551	0.0000

R-squared	0.750117	Mean dependent var	6.035936
Adjusted R-squared	0.744911	S.D. dependent var	0.195039
S.E. of regression	0.098507	Akaike info criterion	-1.767541
Sum squared resid	0.931551	Schwarz criterion	-1.688901
Log likelihood	90.49327	Hannan-Quinn criter.	-1.735723
F-statistic	144.0900	Durbin-Watson stat	0.135587
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: REALM
Method: Generalized Method of Moments
Sample (adjusted): 2003M02 2011M03
Included observations: 98 after adjustments
Linear estimation with 1 weight update
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix
Instrument specification: IBADLAR(-1) Y(-1)
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.929738	0.658800	1.411260	0.1614
IBADLAR	-0.023833	0.003052	-7.809871	0.0000
Y	1.066358	0.134924	7.903421	0.0000

R-squared	0.716501	Mean dependent var	6.042737
Adjusted R-squared	0.710532	S.D. dependent var	0.183865
S.E. of regression	0.098923	Sum squared resid	0.929655
Durbin-Watson stat	0.150119	J-statistic	1.17E-42
Instrument rank	3		

Coefficient Confidence Intervals
Sample: 2003M01 2011M03
Included observations: 98

		95% CI	
Variable	Coefficient	Low	High
C	0.929738	-0.378145	2.237621
IBADLAR	-0.023833	-0.029891	-0.017775
Y	1.066358	0.798501	1.334215

8.2.1 Code1 (OLS y VI)

```
setvwrmode("many");
    library pgraph;
    graphset;
    n = 99; k = 4;
    load y[n,k] = C:\gauss10\data\tesis\datos; @m1, preecios internacionales,
pbi, tipo de cambio @
    m1 = y[.,1];
    pstar = y[.,2];
    pbi = y[.,3];
    tc = y[.,4];
```

```
Diferencias1 = y[2:n,1] - y[1:n-1,1];
Diferencias2 = y[2:n,3] - y[1:n-1,3];
Diferencias3 = y[2:n,2] - y[1:n-1,2];
Dm= diferencias1;
Dy= diferencias2;
nn = rows(dy);
mu = meanc(diferencias3);
@OLS@
a = 0.442197311323531;
betaa = 0.0215302363872944;
lamda = 1.05397262394222;
@ESTIMATE VAR@
xx = ones(nn-1,1)~dm[1:nn-1,1]~dy[1:nn-1,1];
Betam = inv(xx'xx)*xx'dm[2:nn,1];
Betay = inv(xx'xx)*xx'dy[2:nn,1];
cm = betam[1]; a11= betam[2]; a12= betam[3];
cy = betay[1]; a21= betay[2]; a22= betay[3];
AA = ((1-(betaa/(1+betaa)))~(-cm*(betaa/(1+betaa)))~0~(-cy*(betaa/(1+betaa)))~0)
|(0~(1-(1+a11)*(betaa/(1+betaa)))~(-(betaa/(1+betaa)))~(-a21*(betaa/(1+betaa)))~0)
|(0~(a11*(betaa/(1+betaa)))~1~(-a21*(betaa/(1+betaa)))~0)
|(0~(-a12*(betaa/(1+betaa)))~0~(1-(1+a22)*(betaa/(1+betaa)))~(-(betaa/(1+betaa))))
|(0~(a12*(betaa/(1+betaa)))~0~(a22*(betaa/(1+betaa)))~1);
CC = (-a)/(1+betaa)|1/(1+betaa)|0|-lamda/(1+betaa)|0;
ff = inv(AA)*CC;
f0 = ff[1]; f1 = ff[2]; f2 = ff[3]; f3 = ff[4]; f4 = ff[5]; f5 = -1;
sha = f0 + f1*m1[2:n] + f2*m1[1:n-1] + f3*pbi[2:n] + f4*pbi[1:n-1] + f5*pstar[2:n];
xy(seqa(2003,1/12,98),exp(sha)~exp(tc[2:n]));
```

8.2.2 Code 2 (Recusive - Forecast - Estática Comparativa)

```
@setvwrmode("many");@
library pgraph;
graphset;
n = 99; k = 7;
init = 40; @Numero de periodos par inicializar@
load y[n,k] = C:\gauss10\data\tesis\datos2; @ibada, precios, m1, preecios internacionales, realm, tipo de cambio, pbi @
m1 = y[.,3];
pstar = y[.,4];
pbi = y[.,7];
tc = y[.,6]; @esta en niveles@
realm = y[.,5];
inte = y[.,1];
Diferencias1 = y[2:n,3] - y[1:n-1,3];
Diferencias2 = y[2:n,7] - y[1:n-1,7];
Diferencias3 = y[2:n,4] - y[1:n-1,4];
```

```
Dm= diferencias1;
Dy= diferencias2;
nn = rows(dy);
rbar = 0;
mu = meanc(diferencias3);
@OLS@
a = 0.442197311323531;
betaa = 0.0215302363872944;
lamda = 1.05397262394222;
@IV@
a = 0.4429737805552628;
betaa = 0.0238331574837286;
lamda = 1.06635807105199;
/*
@OLS LR@
a1 = 0.664007;
a2 = -0.002298;
a3 = -0.000106;
a4 = -0.361895;
a5 = 0.379257;
a6 = 0.944071;
a = a1/(1-a6);
betaa = (a2+a3)/(1-a6);
lamda = (a4+a5)/(1-a6);
@IV LR@
a1 = 1.773924;
a2 = 0.030362;
a3 = -0.027232;
a4 = -13.27997;
a5 = 13.05813;
a6 = 0.952780;
a = a1/(1-a6);
betaa = (a2+a3)/(1-a6);
lamda = (a4+a5)/(1-a6);
*/
shasi = zeros(n-init,3);
kk = init;
do until kk > nn;
@Recursive IV ESTIMATE money demand @
xxa = ones(kk-2,1)~inte[2:kk-1,1]~inte[1:kk-2,1]~pbi[2:kk-1,1]~pbi[1:kk-2,1];
Betainte = inv(xxa'xxa)*xxa'inte[3:kk,1];
intehat = xxa*betainte;
xxa = ones(kk-2,1)~inte[2:kk-1,1]~inte[1:kk-2,1]~pbi[2:kk-1,1]~pbi[1:kk-2,1];
Betapbi = inv(xxa'xxa)*xxa'pbi[3:kk,1];
pbihat = xxa*betapbi;
xx = ones(kk-2,1)~intehat[1:kk-2,1]~pbihat[1:kk-2,1];
```

```
Betarm = inv(xx'xx)*xx'realm[3:kk,1];
errar = realm[3:kk,1]-xx*betarm;
sigma2 = stdc(errar)^2;
fff =inv(xxa'*xxa);
matriz =inv((xx'*xxa)*fff*(xxa'*xx));
sigmabeta = sigma2*matriz;
siga = sigmabeta[1,1];
a = betarm[1]- 0.65;
betaa =- betarm[2];
lamda = betarm[3];
@Recursive ESTIMATE VAR@
xx = ones(kk-1,1)~dm[1:kk-1,1]~dy[1:kk-1,1];
Betam = inv(xx'xx)*xx'dm[2:kk,1];
Betay = inv(xx'xx)*xx'dy[2:kk,1];
cm = betam[1]; a11= betam[2]; a12= betam[3];
cy = betay[1]; a21= betay[2]; a22= betay[3];
AA = ((1-(betaa/(1+betaa)))~(-cm*(betaa/(1+betaa)))~0~(-cy*(betaa/(1+betaa)))~0)
|(0~(1-(1+a11)*(betaa/(1+betaa)))~(-(betaa/(1+betaa)))~(-a21*(betaa/(1+betaa)))~0)
|(0~(a11*(betaa/(1+betaa)))~1~(-a21*(betaa/(1+betaa)))~0)
|(0~(-a12*(betaa/(1+betaa)))~0~(1-(1+a22)*(betaa/(1+betaa)))~(-(betaa/(1+betaa))))
|(0~(a12*(betaa/(1+betaa)))~0~(a22*(betaa/(1+betaa)))~1);
CC = (-a + rbar)/(1+betaa)|1/(1+betaa)|0|-lamda/(1+betaa)|0;
CC1 = (-(a+2*siga) + rbar)/(1+betaa)|1/(1+betaa)|0|-lamda/(1+betaa)|0;
CC2 = (-(a-2*siga) + rbar)/(1+betaa)|1/(1+betaa)|0|-lamda/(1+betaa)|0;
ff = inv(AA)*CC;
ff1 = inv(AA)*CC1;
ff2 = inv(AA)*CC2;
f0 = ff1[1]; f1 = ff1[2]; f2 = ff1[3]; f3 = ff1[4]; f4 = ff1[5]; f5 = -1;
sha1 = f0 + f1*m1[kk] + f2*m1[kk-1] + f3*pbi[kk] + f4*pbi[kk-1] + f5*pstar[kk];
f0 = ff2[1]; f1 = ff2[2]; f2 = ff2[3]; f3 = ff2[4]; f4 = ff2[5]; f5 = -1;
sha2 = f0 + f1*m1[kk] + f2*m1[kk-1] + f3*pbi[kk] + f4*pbi[kk-1] + f5*pstar[kk];
f0 = ff[1]; f1 = ff[2]; f2 = ff[3]; f3 = ff[4]; f4 = ff[5]; f5 = -1;
sha = f0 + f1*m1[kk] + f2*m1[kk-1] + f3*pbi[kk] + f4*pbi[kk-1] + f5*pstar[kk];
shasi[kk+1-init,1] = sha;
shasi[kk+1-init,2] = sha1;
shasi[kk+1-init,3] = sha2;
kk = kk + 1;
endo;
xy(seqa((2003+((2+init)/12)),1/12,99-init),exp(shasi[.,1])~(tc[init+1:n]));
xy(seqa((2003+((2+init)/12)),1/12,99-init),exp(shasi[.,1])~exp(shasi[.,2])~exp(shasi[.,3])~(tc[init+1:n]));
@Forecast W(t) = mu + AS*W(t-1)+shock @
nfor = 12; @number of forecasting periods@
mus = cm|cy; AS = (a11~a12)|(a21~a22);
W = (dm[nn]|dy[nn])~zeros(2,nfor);
LW = (y[n,3]|y[n,7])~zeros(2,nfor);
shafor = shasi[kk-init,1]~zeros(1,nfor);
```

```
tau = 1;
do until tau > nfor;
W[.,tau+1] = mus + AS*W[.,tau];
LW[.,tau+1] = LW[.,tau] + W[.,tau+1];
shafor[1,tau+1] = f0 + f1*LW[1,tau+1] + f2*LW[1,tau] + f3*LW[2,tau+1]
+ f4*LW[2,tau] + f5*(mu*(tau)+ pstar[n]);
tau = tau + 1;
endo;
xy(seqa((2010+(8/12)),1/12,nfor),exp(shafor[2:nfor+1])');
shasi = zeros(n-init,1);
kk = init;
do until kk > nn;
@Rolling IV ESTIMATE money demand @
xxa = ones(init-2,1)~inte[kk+2-init:kk-1,1]~inte[kk+1-init:kk-2,1]~pbi[kk+2-
init:kk-1,1]~pbi[kk+1-init:kk-2,1];
Betainte = inv(xxa'xxa)*xxa'inte[kk+3-init:kk,1];
intehat = xxa*betainte;
xxa = ones(init-2,1)~inte[kk+2-init:kk-1,1]~inte[kk+1-init:kk-2,1]~pbi[kk+2-
init:kk-1,1]~pbi[kk+1-init:kk-2,1];
Betapbi = inv(xxa'xxa)*xxa'pbi[kk+3-init:kk,1];
pbihat = xxa*betapbi;
xx = ones(init-2,1)~intehat~pbihat;
Betarm = inv(xx'xx)*xx'realm[kk+3-init:kk,1];
errar = realm[kk+3-init:kk,1]-xx*betarm;
sigma2 = stdc(errar)^2;
fff =inv(xxa'*xxa);
matriz =inv((xx'*xxa)*fff*(xxa'*xx));
sigmabeta = sigma2*matriz;
siga = sigmabeta[1,1];
a = betarm[1]-0.3;
betaa = -betarm[2];
lamda = betarm[3];
@Rolling ESTIMATE VAR@
xx = ones(init-1,1)~dm[kk+1-init:kk-1,1]~dy[kk+1-init:kk-1,1];
Betam = inv(xx'xx)*xx'dm[kk+2-init:kk,1];
Betay = inv(xx'xx)*xx'dy[kk+2-init:kk,1];
cm = betam[1]; a11= betam[2]; a12= betam[3];
cy = betay[1]; a21= betay[2]; a22= betay[3];
AA = ((1-(betaa/(1+betaa)))~(-cm*(betaa/(1+betaa)))~0~(-cy*(betaa/(1+betaa)))~0)
|(0~(1-(1+a11)*(betaa/(1+betaa)))~(-(betaa/(1+betaa)))~(-a21*(betaa/(1+betaa)))~0)
|(0~(a11*(betaa/(1+betaa)))~1~(-a21*(betaa/(1+betaa)))~0)
|(0~(-a12*(betaa/(1+betaa)))~0~(1-(1+a22)*(betaa/(1+betaa)))~(-(betaa/(1+betaa))))
|(0~(a12*(betaa/(1+betaa)))~0~(a22*(betaa/(1+betaa)))~1);
CC = (-a + rbar)/(1+betaa)|1/(1+betaa)|0|-lamda/(1+betaa)|0;
ff = inv(AA)*CC;
f0 = ff[1]; f1 = ff[2]; f2 = ff[3]; f3 = ff[4]; f4 = ff[5]; f5 = -1;
```

```
sha = f0 + f1*m1[kk] + f2*m1[kk-1] + f3*pbi[kk] + f4*pbi[kk-1] + f5*pstar[kk];
shasi[kk+1-init] = sha;
kk = kk + 1;
endo;
xy(seqa((2003+((2+init)/12)),1/12,99-init),exp(shasi)~(tc[init+1:n]));
@Forecast W(t) = mu + AS*W(t-1)+shock @;
nfor = 12; @number of forecasting periods@
mus = cm|cy; AS = (a11~a12)|(a21~a22);
W = (dm[nn]|dy[nn])~zeros(2,nfor);
LW = (y[n,3]|y[n,7])~zeros(2,nfor);
shafor = shasi[kk-init]~zeros(1,nfor);
tau = 1;
do until tau > nfor;
W[.,tau+1] = mus + AS*W[.,tau];
LW[.,tau+1] = LW[.,tau] + W[.,tau+1];
shafor[1,tau+1] = f0 + f1*LW[1,tau+1] + f2*LW[1,tau] + f3*LW[2,tau+1] + f4*LW[2,tau] + f5*(mu*(tau)+ pstar[n]);
tau = tau + 1;
endo;
xy(seqa((2010+(8/12)),1/12,nfor),exp(shafor[2:nfor+1])');
mus = cm|cy; AS = (a11~a12)|(a21~a22);
W1 = (dm[nn]|dy[nn])~zeros(2,nfor);
LW1 = (y[n,3]|y[n,7])~zeros(2,nfor);
mus = cm|cy; AS = (a11~a12)|(a21~a22);
W = (dm[nn]|dy[nn])~zeros(2,nfor);
LW = (y[n,3]|y[n,7])~zeros(2,nfor);
@Decidir target 4.2 por ejemplo, acordarse que va el logatitmo @
@Esta parte pregunta como deberia ser el crecimiento de M1 para que tipo de cambio se mantenga constante, dio mas lento@
Target = 4.12;
tau = 1;
do until tau > nfor;
W[.,tau+1] = mus + AS*W[.,tau];
LW[.,tau+1] = LW[.,tau] + W[.,tau+1];
W1[.,tau+1] = mus + AS*W1[.,tau];
LW1[.,tau+1] = LW1[.,tau] + W1[.,tau+1];
LW1[1,tau+1] = (1/f1)* (target - (f0+ f2*LW[1,tau] + f3*LW[2,tau+1] + f4*LW[2,tau] + f5*(mu*(tau) + pstar[n])));
tau = tau + 1;
endo;
xy(seqa((2010+(8/12)),1/12,nfor),(LW1[1,2:nfor+1]')~LW[1,2:nfor+1]');
@Decidir target 4.2 por ejemplo, acordarse que va el logatitmo @
@Esta parte pregunta como deberia ser el crecimiento de PBI para que tipo de cambio se mantenga constante, absurdamente mas rapido mas rapido@
mus = cm|cy; AS = (a11~a12)|(a21~a22);
W1 = (dm[nn]|dy[nn])~zeros(2,nfor);
```

```
LW1 = (y[n,3]|y[n,7])~zeros(2,nfor);
mus = cm|cy; AS = (a11~a12)|(a21~a22);
W = (dm[nn]|dy[nn])~zeros(2,nfor);
LW = (y[n,3]|y[n,7])~zeros(2,nfor);
Target = 5;
tau = 1;
do until tau > nfor;
W[.,tau+1] = mus + AS*W[.,tau];
LW[.,tau+1] = LW[.,tau] + W[.,tau+1];
W1[.,tau+1] = mus + AS*W1[.,tau];
LW1[.,tau+1] = LW1[.,tau] + W1[.,tau+1];
LW1[2,tau+1] = (1/f3)* (target - (f0+ f1*LW[1,tau+1] + f2*LW[1,tau] +
f4*LW[2,tau] + f5*(mu*(tau) + pstar[n])));
tau = tau + 1;
endo;
xy(seqa((2010+(8/12)),1/12,nfor),(LW1[2,2:nfor+1]')~LW[2,2:nfor+1]');
```

8.3 Apéndice de datos

$\mathbf{m}_t$: Circulante + Depositos en Cuenta Corriente (M1 al final del periodo y en millones de pesos), BCRA

$\mathbf{e}_t$**:** tipo de cambio nominal de valuacion (al final del periodo), BCRA

$\mathbf{p}_t$: nivel de precios domésticos (dic 2001=100), Buenos Aires City

$\mathbf{p}_t^*$: nivel de precios internacionales, FMI

$\mathbf{i}_t$: Tasa de interés nominal doméstica medida como Tasa promedio total de bancos publicos (Ibadlar al final del periodo), BCRA

$\mathbf{y}_t$: Indice de actividad economica mensual (1993=100), Indec.

9 Bibliografía

Agénor, Pierre-Richard, Jagdeep S. Bhandari and Robert P. Flood, 1991, Speculative Attacks and Models of Balance-of-Payment Crises, NBER Working Papers.

Cagan, Phillip, 1956, "The Monetary Dynamics of Hiperinflation". In Friedman, Milton (ed.) Studies in the Quantitive Theory Money. Chicago, University Press

Krugman, Paul, 1979, A model of balace-of-payment crises, Journal of Money, Credit and Banking 11.