



UNIVERSIDAD DE CIENCIAS EMPRESARIALES Y SOCIALES

FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS

***“Análisis del Tipo de Cambio en
Argentina a través de modelos VAR”***

**Diego Martín Coatz
Sergio Adrian Woyecheszen**

Mayo de 2006

RESUMEN

El tipo de cambio ha venido jugando un papel clave en la estabilización de economías en desarrollo, afectando la estructura a través de diversos canales, con variada intensidad.

En este contexto, descomponer sus fluctuaciones entre los componentes inducidos por choques reales o nominales, puede dar cuenta de la utilidad de la variable como instrumento de política para tratar objetivos fijados.

Así, en este trabajo, bajo el manto metodológico utilizado por Blanchard y Quah (1989), se busca dar cuenta de tal distinción restringiendo la dinámica del tipo de cambio en el largo plazo.

Una estrategia distinta, restringir a corto plazo el sistema, es presentada también a los fines comparativos.

Los resultados evidencian la importancia que tienen las perturbaciones nominales en la dinámica de la tasa de crecimiento del tipo de cambio real en Argentina, lo que devuelve su lugar de peso a las políticas monetaria y cambiaria como instrumentos para alcanzar objetivos fijados por las autoridades económicas.

TABLA DE CONTENIDOS

<u>I. INTRODUCCIÓN</u>	<u>4</u>
<u>II. MARCO TEORICO</u>	<u>5</u>
<u>III. METODOLOGÍA EMPLEADA.....</u>	<u>7</u>
<u>IV. EVIDENCIA EMPÍRICA.....</u>	<u>9</u>
<u>V. CONSIDERACIONES FINALES Y CONCLUSIÓN.....</u>	<u>20</u>
<u>BIBLIOGRAFIA.....</u>	<u>23</u>
<u>ANEXO 1.....</u>	<u>24</u>
<u>ANEXO 2.....</u>	<u>28</u>

I. INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio ha venido jugando un papel clave en la estabilización de economías en transición. En el marco de su plan de desarrollo, los regímenes cambiarios internos se constituyeron en la herramienta principal para enfrentar espirales inflacionarias o brechas abiertas en el frente externo.

En este contexto, y dado que los movimientos en el tipo de cambio real no resultan neutrales en sus efectos sobre la estructura económica¹, descomponer las fluctuaciones entre los distintos choques estructurales que les dieron origen puede dar cuenta de la utilidad de la variable como instrumento de política para tratar objetivos fijados.

Tal distinción se logra restringiendo los canales a través de los cuales las perturbaciones nominales afectan la dinámica real de largo plazo. La técnica, utilizada por Blanchard y Quah (1989) para separar las variaciones del producto y el desempleo, se aplica en este caso al vector autorregresivo bivariado de la diferencia logarítmica del tipo de cambio, y representa una de las alternativas de identificación que buscan evitar la recursividad en la resolución del sistema². Adicionalmente, la imposición de restricciones de corto plazo es expuesta a los fines comparativos.

La evaluación empírica del trabajo cubre los años comprendidos entre 1959 y 2003, con una frecuencia trimestral en los datos. Las series utilizadas, tipo de cambio nominal y real, se expresan en logaritmos, y no presentan estacionalidad fija en el período bajo análisis³. Los resultados, por su parte, se interpretan a la luz del desarrollo teórico de la economía del tipo de cambio.

El resto del documento se estructura como sigue: La sección II recorre la evolución teórica de la economía del tipo de cambio, con el fin de centrarse en el estadio que busca determinar que choques subyacen en la volatilidad de este.

La sección III, por su parte, expone la metodología empleada para el objetivo propuesto. Adicionalmente, el anexo 2 de este trabajo pasa revista de las distintas estrategias de solución al “problema de identificación” que preceden la seguida en este estudio.

A su turno, la sección IV presenta la evidencia empírica que la metodología empleada provee para el tipo de cambio real bilateral entre el peso y el dólar estadounidense. Otra vez, el anexo 2, expone los resultados alcanzados por la estrategia que allí se presenta. Finalmente, la sección V concluye.

¹ Existe un elevado consenso acerca de los canales de influencia del tipo de cambio real, a saber: Macroeconómico, Crecimiento, e Intensidad factorial (Carrera, J. 2005).

² Para un marco histórico de las estrategias de identificación, ver anexo 1.

³ Según fuera comprobado tras la aplicación del X-11.

II. MARCO TEORICO

“The distinction between equilibrium and disequilibrium real exchange rates is at the core of all empirical analyses of exchange rate behavior”.

(Edwards y Savastano, 1999)

La formulación del equilibrio del tipo de cambio real, en el contexto de diversos modelos que buscan dar cuenta de sus determinantes, ha sido tratada en la literatura a partir de dos enfoques. La teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA), el primero de ellos⁴, data en sus primeras enunciaciones de los siglos XV y XVI (Sarno y Taylor, 2002), y se presenta alternativamente en dos versiones, absoluta y relativa. En el primer caso, el arbitraje internacional de bienes, bajo el manto teórico de la ley del único precio⁵, iguala el poder de compra de una unidad monetaria en las economías bajo estudio. La visión en términos relativos, a su turno, establece que la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal, respecto a un período base, compensan el diferencial de tasas de crecimiento entre los precios locales e internacionales. Así, en este contexto, el tipo de cambio real mide la desviación del cumplimiento de la Paridad de Poder Adquisitivo. En logaritmos:

$$r_t = s_t + p_t^* - p_t$$

Los estudios de Breuer (1994), Froot y Rogoff (1995), y Rogoff (1996), resumen en cuatro puntos el consenso al que arriba la economía de los tipos de cambio, a mediados de la pasada década, sobre los hechos estilizados en economías desarrolladas: (1) La hipótesis de camino aleatorio para el tipo de cambio bilateral real se rechaza bajo un horizonte cercano a los 75 años; (2) La reversión a la media es fuerte pero lenta, entre los 3 y 5 años; (3) La hipótesis de no cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos se rechaza, especialmente si los test no imponen restricciones de simetría o proporcionalidad; (4) No hay evidencia suficiente para validar desvíos permanentes de la PPA.

Comparativamente, la literatura empírica sobre el comportamiento del tipo de cambio real en países emergentes es sustancialmente menor.

La evidencia temprana sobre la conducta de equilibrio en términos de la PPA (Frenkel, 1978, 1981, y Krugman, 1978), resulta favorable solo para economías con alto contexto inflacionario, aunque el no tratar las propiedades estadísticas de las series vicia notoriamente sus resultados.

⁴ El segundo fija la atención en si la sostenibilidad en la tendencia de los fundamentales en la economía (los términos de intercambio, tasa de interés externa, tasa de inflación, gasto público, exportaciones, tarifas, cuenta capital, precio del petróleo), permite computar la sostenibilidad del tipo de cambio real. Para ampliar sobre modelos en este enfoque, como el RAION o el NATRIX, ver Sarno y Taylor, *The economics of exchange rate*, 2002.

⁵ El comercio internacional de una canasta de productos homogéneos e igualmente ponderados, en un contexto de mercados integrados y competitivos, lleva a que $r = 1 = (s \cdot p^*) / p$, donde r representa el tipo de cambio real, s el nominal, p los precios, y $*$ el carácter de externo.

Esto se revierte entrada la década del 80, aunque la hipótesis de no estacionariedad de las series no puede ser rechazada para la mayoría de los casos, particularmente a la salida del arreglo de Bretton Woods (Roll, 1979, Darby, 1983, Huizinga, 1987), lo que impide validar que los desvíos de la PPA son transitorios. En el caso de economías en desarrollo, en 40 de 54 países, no pudo rechazarse la hipótesis nula de raíz unitaria (Edwards y Savastano, 19996).

Una técnica econométrica que resulta ideal en este marco, sobre todo porque permite trabajar los desvíos en el corto plazo, permite el avance empírico hacia el tercer enfoque: La cointegración, que trata sobre la posibilidad de encontrar una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos. Los resultados, otra vez, presentan un éxito variado, validándose generalmente en los trabajos que se basan en series temporales largas (Kim, 1990, y Cheung y Lai, 1993), aunque ello enfrenta el riesgo de tratar con importantes quiebres estructurales en el nivel de equilibrio del tipo de cambio real. En países emergentes, 15 de 33⁶ casos presentan resultados favorables⁷, aunque ninguno del este asiático. Las críticas apuntan, en general, a la poca potencia de los test aplicados, en la agregación de los datos, y en la posibilidad de que existan no linealidades en la dinámica del tipo de cambio real (Taylor, 2001).

El problema de la baja potencia fue tratado recientemente en un enfoque alternativo, que trabajar con paneles de datos (Frankel y Rose, 1996, Oh, 1996, O'Connell, 1998, y Wei y Parsley, 1995), los cuales si bien logran validar la teoría de la PPA, plantean serias dudas acerca de la robustez en las pruebas que se aplican para testear la estacionariedad en todas las economías que forman la matriz de datos, debido a los sesgos que pueden presentarse al tratar economías de dispar grado de desarrollo en la conformación de tales paneles⁸.

Bajo ambos enfoques, si bien se logra establecer un consenso acerca de la vida media de los desvíos (3 a 5 años), aún resta conciliar la elevada volatilidad de corto plazo en el tipo real de cambio, con la reducida tasa con que los shocks son amortiguados (Sarno y Taylor, 2002).

Las críticas a la estimación de la vida media de los desvíos, como ya se dijo, descansan en la agregación temporal de los datos, y en la posibilidad que existan ajustes no lineales en el tipo de cambio real. El testeado de esto último (Michael, Nobay y Peel, 1997, y Kilian y Taylor, 2001), basados en fricciones en el comercio, o agentes heterogéneos influyendo en el mercado cambiario, devuelven cierto papel de importancia a las perturbaciones de índole nominal, al acortar la duración de los desvíos a 1 – 3 años. En el contexto de países no desarrollados, las mismas conclusiones son obtenidas por Goldfajn y Valdés (1996).

El último enfoque⁹, que avanza en la descomposición de los shocks que subyacen detrás de los movimientos del tipo de cambio, se desarrolla a partir de los métodos vectoriales auto regresivos.

⁶ Exchange rates in emerging economies, pp. 26,27.

⁷ Para cointegración trivariada, 18 de 20 casos.

⁸ Por ejemplo la predominancia de shocks monetarios en economías altamente inflacionarias de países en desarrollo (Rogoff, 1996).

⁹ Con el fin de explicar las desviaciones permanentes respecto de la PPA absoluta, el modelo de Balassa y Samuelson presenta un comportamiento diferenciado de los sectores transables y no transables en la economía. Un enfoque alternativo es el de los mercados segmentados (Goldberg y Knetter, 1997). Para ambos, no obstante, la evidencia empírica presenta resultados mixtos.

A partir de la descomposición de varianza, que puede dar cuenta de que tipo de perturbación explica mejor la volatilidad de los residuos, y de las funciones de respuesta a impulsos, se ha llegado a cierto consenso sobre que, si bien ambos tipos de shocks resultan significativos para dar cuenta de las variaciones tanto del tipo de cambio real como nominal, la relativa importancia de cada uno varía entre países. En el contexto de países en desarrollo, la evidencia sugiere que los movimientos en el tipo de cambio real se deben principalmente a shocks reales (Chen y Wu, 1997, y Hoffmaister y Roldos, 2001), y que los shocks nominales son los que explican su elevada volatilidad, alterando su dinámica al menos en el corto plazo.

La mayor parte de esta evidencia proviene de estudios inspirados en el trabajo desarrollado por Blanchard y Quah (1989). Lastrapes (1992), Evans y Lothian (1993), Enders y Lee (1997), Clarida y Gali (1994), Rogers (1999), encuentran un nexo poco persistente entre el choque nominal y el tipo de cambio real, evidencia que difícilmente se encuentra rechazada para países industrializados. Eichenbaum y Evans (1995), constituyen un caso. Adicionalmente, Cushman y Zha (1997), Kim y Roubini (2000), presentan modelos con un tratamiento diferenciado en el manejo de la política monetaria. En el caso de economías en desarrollo, si bien la literatura es menor en términos relativos, parece haberse alcanzado cierto consenso acerca de que el tipo de cambio real es manejado por choques reales (Sarno y Taylor, 2002).

En este contexto, este trabajo busca dar cuenta de los distintos factores que influyen en las fluctuaciones del tipo de cambio real bilateral Argentina / EEUU. El análisis se realiza con datos trimestrales, que abarcan los años comprendidos entre 1959 y 2003, bajo el marco metodológico desarrollado por Blanchard y Quah (1989). Alternativamente, los resultados se comparan en términos del camino elegido por Sims (1986) y Bernanke (1986)¹⁰.

III. METODOLOGÍA EMPLEADA

Para dos series de frecuencia trimestral,

- Tipo de cambio nominal, definido como el precio relativo entre el peso y el dólar estadounidense.
- Tipo de cambio bilateral real, definido como el precio relativo entre bienes de ambos países.

Acotadas entre el primer período de 1959 y el segundo de 2003, expresadas en logaritmos, y desprovistas de estacionalidad fija.

Se considera el siguiente modelo estructural¹¹,

$$\Delta Y_t = A_0 \Delta Y_t + A_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + A_q \Delta Y_{t-q} + u_t$$

¹⁰ Ver anexo 2.

¹¹ Esta sección está basada en la notación utilizada en Lastrapes (1992), pp. 531-533.

donde $\Delta Y_t = \begin{bmatrix} \Delta e_t \\ \Delta r_t \end{bmatrix}$ es el vector de las primeras diferencias del tipo de cambio nominal (e_t) y real (r_t), expresados en logaritmos; $\Delta=(1-L)$ el operador diferencia; A_i ($i=1,2,\dots,q$), las matrices de parámetros no restringidos; mientras que u_t representa el vector que alberga dos tipos de choques estructurales¹².

Por su parte¹³,

$$A_0 = \begin{bmatrix} 0 & a_{02} \\ a_{03} & 0 \end{bmatrix}$$

$$E u_t u_t^t = \Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & 0 \\ 0 & \omega_{22} \end{bmatrix}$$

A partir de la forma no restringida del modelo estructural, puede obtenerse la forma reducida del modelo,

$$\Delta Y_t = (I - A_0)^{-1} A_1 \Delta y_{t-1} + \dots + (I - A)^{-1} A_q \Delta Y_{t-q} + (I - A_0)^{-1} u_t = \Pi \Delta y_{t-1} + \Pi_q y_{t-q} + \varepsilon_t$$

donde

$$E \varepsilon_t \varepsilon_t^t = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}$$

La estimación de la forma reducida permite obtener la identificación de los elementos de A_0 y, lo cual tiene por objetivo captar la dinámica del vector ΔY_t que sigue al choque estructural. Ahora, transformado el sistema, es claro que

$$\Sigma = (I - A_0)^{-1} \Omega (I - A_0)^{-1}$$

resulta en tres elementos que se conocen, para cuatro parámetros que deben identificarse:

$$\begin{aligned} \sigma_{11} - 2 a_{02} \sigma_{12} + a_{02}^2 \sigma_{22} - \omega_{11} &= 0 \\ -a_{03} \sigma_{11} + (1 +) \sigma_{12} - a_{02} \sigma_{22} &= 0 \\ a_{03}^2 \sigma_{11} - 2 a_{03} \sigma_{12} + \sigma_{22} - \omega_{22} &= 0 \end{aligned} \quad (1)$$

Una alternativa para lograr la identificación sería la descomposición de Choleski; Esto es, triangular la matriz A_0 a cero¹⁴, aunque la pérdida de simultaneidad debida al carácter recursivo del sistema ha sido flanco de muchas críticas, lo que hace virar el plan de identificación hacia las restricciones.

¹² Se asume que la estructura de rezagos es lo suficientemente larga para que la secuencia $\{u_t\}$ quede constituida como un proceso ruido blanco.

¹³ Los ceros en ambas matrices se imponen por estricta conveniencia.

¹⁴ Ver anexo.

En este contexto, el desarrollo de los modelos SVAR (sistema vectorial autorregresivo estructural), buscan especificar de forma mas general la matriz A_0 . Así, Bernanke (1986), y Sims (1986)¹⁵, restringen el modelo a la luz de ciertos resultados de corto plazo; Mientras que Blanchard y Quah (1989), eligen neutralizar el efecto a largo plazo de ciertos choques sobre la dinámica del modelo.

La restricción utilizada en este trabajo, bajo este marco, es la neutralidad de largo plazo de choques nominales sobre el tipo de cambio real. Esto es, dado el ordenamiento arbitrario que sigue la secuencia $\{\Delta Y_t\}$, las perturbaciones sobre u_t no impactan a largo plazo sobre el nivel de la variable real.

Así, invirtiendo la estimación del VAR,

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (I - \Pi_1 L - \Pi_2 L^2 - \dots - \Pi_q L^q)^{-1} \varepsilon_t \\ &= \begin{bmatrix} C_1(L) & C_2(L) \\ C_3(L) & C_4(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = C(L) \varepsilon_t \end{aligned}$$

se obtiene la representación de media móvil de la forma reducida, la que expresa las tasas de crecimiento del vector de variables dependientes en términos de innovaciones exógenas¹⁶.

IV. EVIDENCIA EMPÍRICA

La sección comienza con la descripción de las series en estudio, las que son graficadas en las figuras 1 y 2.

¹⁵ El marco metodológico para restringir el sistemas a corto plazo, así como las funciones de respuesta a impulso y descomposición de varianza, son presentados en el anexo 2..

¹⁶ Para observar el impacto estructural sobre el nivel de las variables, note que

$$Y_t = (I - L)^{-1} C(L) (I - A_0)^{-1} u_t \quad (2)$$

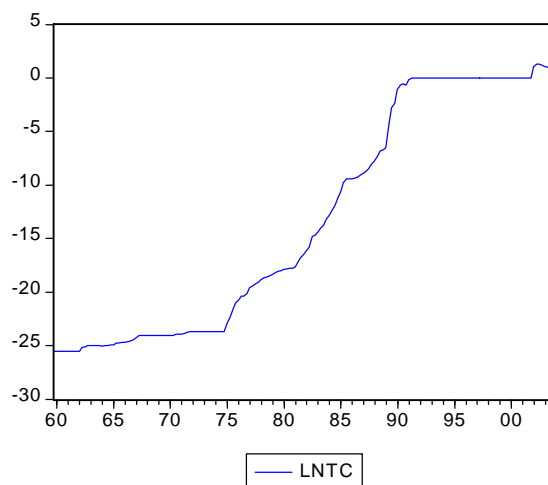
Desde donde es claro que, en el largo plazo, el efecto del shock estructural sobre Y_t viene dado por

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial Y_t}{\partial u_{t-k}} = C(1) (I - A_0)^{-1}$$

La neutralidad exige que la matriz $C(1)(I - A_0)^{-1}$ sea triangulada de tal forma que, en el estado estacionario, el efecto de u_1 en r sea cero. Nótese que esto implica que a_{03} sea igual a $-[C_3(1)/C_4(1)]$, por lo que la restricción brinda una regla para eliminar un parámetro desconocido. Dado que a_{03} es identificado, desde la matriz de varianzas y covarianzas representada en (1), pueden obtenerse los restantes parámetros recursivamente.

De esta forma, la metodología a seguir está sujeta a la interpretación que en (2) se hace de los choques que afectan la dinámica de los tipos de cambio, por lo que debe prestarse debida atención al impacto que puedan tener shocks nominales sobre los precios relativos. Adicionalmente, el análisis supone el cumplimiento de las condiciones bajo las cuales la existencia de choques múltiples no resulta en sesgo por variables omitidas.

Figura 1. Tipo de cambio nominal (en logaritmos)

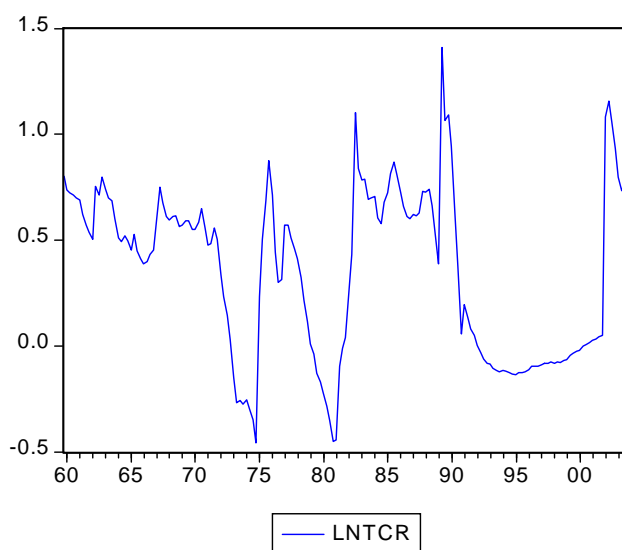


La serie del logaritmo natural del tipo de cambio nominal, LNTCN, muestra, desde inicios del período bajo estudio, un crecimiento exponencial, solo interrumpido con la puesta en marcha del Plan de Convertibilidad, pilar del programa de estabilización lanzado a inicios de los 90' por el gobierno de Carlos Menem. La tendencia encuentra sustento a partir del accionar de los sucesivos gobiernos de operar con devaluaciones como estrategia de estabilización, lo que, en definitiva, culmina con la hiperinflación de 1989, además de significar la salida anticipada del radicalismo del poder.

La estabilidad mostrada por la variable a lo largo de los 10 años siguientes, es consecuencia de la fijación por fuera del mercado que la misma tuvo¹⁷. El pobre desempeño macroeconómico seguido por Argentina en la segunda mitad de los 90', aunado al cierre de los mercados internacionales de crédito, desembocaron en una crisis bancaria y cambiaria que socavaron el sostenimiento del ancla nominal, la que se abandona ya entrada la nueva década. Desde ese momento hasta la actualidad, el tipo de cambio esta sujeto a un esquema de *flotación sucia* que lo ubica, entre bandas, entorno a los \$3 por unidad de dólar¹⁸.

¹⁷ Lo mismo se cumple para décadas previas, aunque con mecanismos diferentes.

¹⁸ La ruptura cambiaria significa para la economía argentina un salto cualitativamente diferente a las reformas estructurales de inicios de los 90', quiebre este que no se testea en este trabajo bajo el supuesto de que se mantiene el proceso generador de datos.

Figura 2. Tipo de cambio real (en logaritmos)

Por su parte, el logaritmo natural del tipo de cambio real, que se muestra en la figura 2, presenta un comportamiento muy errático. Desde inicios del período bajo análisis, y a pesar de las sucesivas devaluaciones, la evolución del nivel general de precios imprime su sello en el tipo de cambio real a lo largo de la historia económica argentina. En el año 59', se unifica el tipo de cambio y se lo libera a las fuerzas de mercado. La suba inicial, en un contexto de caída del consumo, es contrarrestada por la espiral inflacionaria que sigue a la expansión monetaria, por lo que el tipo de cambio real cae, comportamiento que se mantiene con el arribo de Alzogaray al ministerio de economía, por el arribo de capitales y la contención de los precios debida a la paridad de facto establecida. El cambio de gobierno vino de la mano de una nueva devaluación, producto de la liberación cambiaria, que se mantiene en un esquema de fijación reptante que deprecia el tipo de cambio real, aunque la suba de precios cambia el sentido hacia el año 67', momento en el que Illia ya no detentaba el poder. La gran devaluación de Krieger Vasena, fijando la paridad un 40% por encima del período anterior, seguida por la mas pequeña del gobierno de Levington, provocan otra estampida inflacionaria que explican la caída de los años posteriores. Los dos saltos que siguen en la serie resultan de la crisis del petróleo y del "Rodrigazo", aunado a la política de fijación del tipo de cambio al comportamiento de los precios. Desde allí, puede observarse en la figura una tendencia negativa que significó, para la economía argentina, un proceso de apreciación cambiaria persistente, que toca en 1981 el punto más bajo de toda la serie, \$0,68¹⁹ por unidad de moneda norteamericana, tendencia que se

¹⁹ A precios de 1995.

quiebra, junto con la explosión de la tablita cambiaria del entonces ministro de economía, Dr. Martínez de Hoz, a inicios de la década siguiente.

Los años que siguen son testigos de sucesivas espirales inflacionarias, alimentadas por altas tasas de interés, el cierre de los mercados externos, la fuga de capitales y los incrementos del salario real, que empujaron a la economía argentina, en 1985, al borde de la hiperinflación. Como un intento de estabilización se da el puntapié inicial al Plan Austral, el que no consigue sostener la caída de precios, debido al fracaso del gobierno en encontrar equilibrio presupuestario, por lo que navega con rumbo fijo a la crisis cambiaria de febrero del 89' que desemboca en hiperinflación. El caos en el nivel de precios, que imprime bruscos movimientos al tipo de cambio bilateral real con los Estados Unidos, no consigue controlarse en forma definitiva sino hasta la aprobación del Plan de Convertibilidad, ancla nominal de precios y expectativas que significó un sendero estable para la variable en estudio. Esto último, no obstante, no impide la pobre performance macroeconómica, sobre todo desde la salida de la crisis del tequila, explicada en parte por la configuración de precios relativos que siguen al proceso de reformas estructurales llevado a cabo a inicios de la década. Esta estructura de incentivos, sumada a la larga recesión iniciada en el tercer trimestre de 1998, al cierre virtual de los mercados externos, y a la persistente caída en los indicadores sociales que culmina con la fractura social en diciembre de 2001, terminan con la Convertibilidad a inicios del 2002.

A partir de este punto, y como eje principal de la política económica actual, se sigue un esquema que ubica al tipo de cambio entorno a los \$3 / U\$s, socavado en parte por la tendencia alcista del nivel de precios. Como paso previo a la estimación de lo expuesto en la sección previa, tienen que estudiarse las propiedades de largo plazo de las series, lo que aparece como necesario para determinar si es correcta la especificación realizada.

Es así como a continuación se testea la presencia de raíces unitarias y cointegración en las series bajo estudio. Los resultados de las pruebas se reportan en las tablas 1 y 2.

En orden de observar si las series son no estacionarias, se realizan las pruebas ADF, PP, ERS, y KPSS, con el fin de confirmar los resultados que surjan del análisis de los correlogramas de las series²⁰.

²⁰ Ver anexo 1.

Bajo todos los test, y en todas las especificaciones, no pudo rechazarse la raíz unitaria del tipo de la serie logarítmica del tipo de cambio nominal, como surge de tabla número 1.

La tabla 2, por su parte, testea la misma hipótesis para el logaritmo del tipo de cambio real.

En este caso, los resultados no son tan contundentes, aunque al 1% no es posible rechazar la hipótesis nula en ADF (tampoco al 5%), ERS (tampoco al 5%), ni PP. Para el caso de KPSS21, a su turno, el rechazo de estacionariedad es en los tres niveles de confianza. Para lo que sigue, se considera que no hay suficiente evidencia empírica para suponer la estacionariedad de la serie de tipo de cambio real bilateral entre Argentina y EEUU, lo que está en concordancia con los estudios expuestos en el marco teórico de este trabajo²².

Tabla Nro. 1. Raíz unitaria en el LTCN

Null Hypothesis: LNTC has a unit root Exogenous: Constant		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.342379	0.9147
Test critical values:		
1% level	-3.467633	
5% level	-2.877823	
10% level	-2.575530	
Phillips-Perron test statistic	-0.005818	0.9560
Test critical values:		
1% level	-3.466994	
5% level	-2.877544	
10% level	-2.575381	
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		143.0217
Test critical values:		
1% level		1.919200
5% level		3.156200
10% level		4.293200
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		1.643232
Asymptotic critical values*:		
1% level		0.739000
5% level		0.463000
10% level		0.347000

²¹ La aceptación de la hipótesis nula implica estacionariedad de la serie.

²² Adicionalmente, testeando la teoría de la PPA en Argentina (1913-2003), Marcos Jose Dal Bianco, del IAE, comprueba la condición de I(1) para el LTRC.

Tabla Nro. 2. Raíz unitaria en el LTCR

Null Hypothesis: LNTCR has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.818772	0.0577
Test critical values:	1% level	-3.467418
	5% level	-2.877729
	10% level	-2.575480
Phillips-Perron test statistic	-3.042745	0.0330
Test critical values:	1% level	-3.467418
	5% level	-2.877729
	10% level	-2.575480
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		3.407411
Test critical values:	1% level	1.919200
	5% level	3.156200
	10% level	4.293200
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.255737
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

Por otro lado, al probar los test en primeras diferencias, ambas variables resultan estacionarias, por lo que el orden de integración es el unitario.

Para desarrollar el análisis SVAR del tipo de cambio, aún resta averiguar si las series LTCN y LTCR no están cointegradas²³, lo que se testea a continuación para el caso bivariado²⁴.

Previamente, el test de causalidad de Granger no rechaza que ninguna de las series causa a la otra, por lo que en análisis de cointegración se realiza mediante un tratamiento simétrico. Ambas pruebas se presentan a continuación.

²³ De estar cointegradas, la relación de largo plazo que mantendrían restringirían nuestro estudio a la utilización de la metodología VEC.

²⁴ El caso trivariado implica trabajar con las series de LTCN, P, y P*, por separado.

Tabla Nro. 3. Causalidad y Cointegración

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1959:1 2003:4			
Lags: 36			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LNTCR does not Granger Cause LNTC	144	1.55537	0.05681
LNTC does not Granger Cause LNTCR		0.48934	0.98968

Sample(adjusted): 1960:2 2003:4			
Included observations: 175 after adjusting endpoints			
Trend assumption: Linear deterministic trend			
Series: LNTC LNTCR			
Lags interval (in first differences): 1 to 4			
Unrestricted Cointegration Rank Test			
Hypothesized	Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value
None	0.040697	7.728318	15.41
At most 1	0.002611	0.457440	3.76
(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level			
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels			

El resultado implica que no hay pruebas estadísticas suficientes para pensar que las series presentan una relación lineal de largo plazo, por lo que se considera que están gobernadas por procesos estocásticos distintos²⁵.

A la luz de los resultados obtenidos, se estima el VAR de las series LTCN y LTCR en primeras diferencias. La misma se lleva a cabo con tres lags, según los criterios SC y HQ, lo cual aparece aceptable dado el hecho de estar trabajando con el vector de variables dependientes en diferencia.

²⁵ Adicionalmente, como sugiere Enders-Lee (1997), se testea la no estacionariedad de los precios relativos, y su no rechazo implica la no cointegración entre las series de TCN y TCR. Los test son contradictorios, aunque con sesgo al no rechazo de presencia de raíz unitaria, y no se presentan por cuestiones de espacio.

El sistema de ecuaciones para el VAR reducido resulta²⁶:

$$\Delta LNTC = 0.283*\Delta LNTC (-1) + 0.233*\Delta LNTC (-2) + 0.214*\Delta LNTC (-3) + 0.276*\Delta LNTCR (-1) - 0.286*\Delta LNTCR (-2) - 0.150*\Delta LNTCR(-3) + 0.040$$

$$\Delta LNTCR = -0.115*\Delta LNTC (-1) + 0.006*\Delta LNTC (-2) - 0.022*\Delta LNTC (-3) + 0.173*\Delta LNTCR (-1) + 0.077*\Delta LNTCR (-2) - 0.026*\Delta LNTCR (-3) + 0.020.$$

Con el sistema estacionario y estable especificado²⁷, en lo que sigue se impone la restricción de largo plazo que permita recomponer las perturbaciones estructurales, las que serán utilizadas en el análisis de la dinámica de los tipos de cambio en el largo plazo, presentada a su turno mediante la función impulso respuesta y la descomposición de varianza.

Así, la imposición se establece asumiendo que el shock nominal no afecta en el largo plazo al tipo de cambio real. Los resultados se presentan en la tabla 4.

Las figuras A y B, por su parte, muestran las funciones de respuesta a impulsos para las primeras diferencias del logaritmo natural del TCN y TCR. En la primera se grafica la respuesta no acumulada ante los shocks, la que seguidamente se comenta. Adicionalmente, en la segunda, la dinámica acumulada es presentada.

Para el caso de una innovación de índole nominal, la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal responde fuertemente, para caer luego sostenidamente hacia el estado estacionario. Punto que se alcanza luego de 9 años.

La tasa correspondiente al tipo de cambio real, a su turno, sobrerreacciona ante el shock, reduciendo la intensidad de su respuesta incluso en mayor medida que lo necesario para volver a su estado estacionario, lo que se logra luego de un período de entre 7 y 9 años durante el cual los canales de influencia hacia la estructura económica permanecen abiertos.

Los choques inducidos por factores reales, oportunamente, son presentados a derecha de la figura. Para ambas tasas de crecimiento, la respuesta inicial es una suba, aunque de mayor magnitud en el caso del tipo de cambio real. El retorno, indistintamente, se verifica antes del año y medio.

²⁶ Ver cuadro de los principales estadísticos en anexo 1.

²⁷ Idem 25.

Tabla Nro. 4. Var estructural restringido en el largo plazo

Sample(adjusted): 1960:1 2003:4				
Included observations: 176 after adjusting endpoints				
Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 7 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$				
Restriction Type: long-run text form				
Long-run response pattern:				
	C (1)	C (2)		
	0	C (3)		
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C (1)	0.896454	0.047781	18.76166	0.0000
C (2)	0.037964	0.067603	0.561574	0.5744
C (3)	0.138052	0.007358	18.76166	0.0000
Log likelihood	163.1460			
Estimated A matrix:				
	1.000000	0.000000		
	0.000000	1.000000		
Estimated B matrix:				
	0.241024	0.032338		
	0.118378	0.112018		

Figura A

Response to Structural One S.D. Innovations

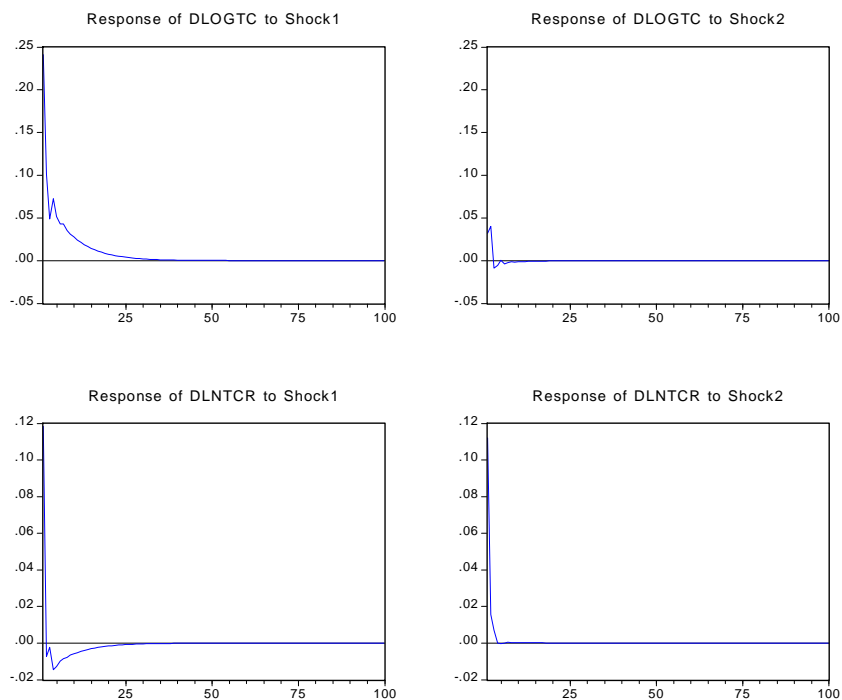
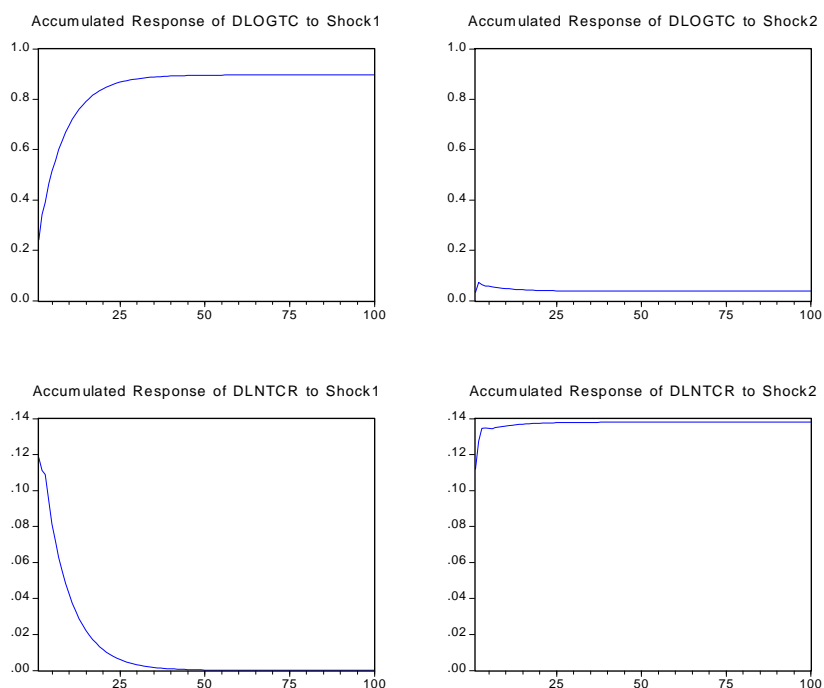


Figura B

Accumulated Response to Structural One S.D. Innovations



Por su parte, el peso que cada perturbación tiene sobre las tasas de crecimiento de ambas series puede dilucidarse a través de la descomposición de varianza.

El análisis de la tabla 5 resume los resultados que se alcanzan en este trabajo. En ella puede observarse que mientras los shocks nominales y reales ponderan casi en los mismos términos su explicación de la predicción de la varianza del error de la tasa de crecimiento del tipo de cambio real, no mantienen su importancia al turno de dar cuenta lo ocurrido en el caso del tipo de cambio nominal. En efecto, en este último caso, el shock nominal participa prácticamente con el total de la predicción.

Tabla Nro. 5. Descomposición de la varianza según choque de origen

Descomposición de Varianza $dln(TCN)$

Periodo	S.E.	Shock1	Shock2
1	0.243184	98.23173	1.768269
4	0.280643	96.48759	3.512415
12	0.298657	96.86302	3.136983
16	0.300332	96.89521	3.104793
24	0.301133	96.91040	3.089596
36	0.301243	96.91248	3.087516
40	0.301247	96.91255	3.087453
46	0.301248	96.91257	3.087426
47	0.301248	96.91258	3.087424

Descomposición de Varianza $dln(TCR)$

Periodo	S.E.	Shock1	Shock2
1	0.162977	52.75852	47.24148
4	0.164703	52.65768	47.34232
12	0.166295	53.55702	46.44298
16	0.166431	53.63223	46.36777
24	0.166496	53.66830	46.33170
36	0.166505	53.67326	46.32674
40	0.166505	53.67341	46.32659
46	0.166505	53.67348	46.32652
55	0.166505	53.67349	46.32651
56	0.166505	53.67350	46.32650

V. CONSIDERACIONES FINALES Y CONCLUSIÓN

Como en todo estudio econométrico, los modelos utilizados (y los resultados alcanzados) parten de la premisa de analizar la serie económica estudiada, con el fin de otorgarle al estudio un carácter funcional para la ciencia económica aplicada.

En este sentido, los resultados alcanzados sobre el tipo de cambio dependen del tipo de factorización utilizada; una mejor modelización debería representar algún tipo de resistencia del tipo de cambio nominal, a menos que un *shock* sea lo suficientemente grande para que se produzca un cambio de régimen. Evidentemente, este salto implicaría una no linealidad de las respuestas del sistema a las innovaciones, en un contexto de fuertes quiebres estructurales que condicionan el supuesto que la serie está concebida por el mismo proceso generador de datos.

Debido a ello, no se tienen en cuenta a lo largo de este desarrollo metodológico que las series en cuestión muestran períodos alternantes de tipo de cambio fijo y flexible, por lo que se trabaja con una amalgama del comportamiento de ambos sistemas. Quedará pendiente para una siguiente investigación remediar la existencia de efectos ARCH y el análisis de la presencia de quiebres estructurales.

Volviendo a la funcionalidad de la investigación desarrollada, es dable destacar que para Argentina los shocks nominales tienen un papel relevante en la dinámica del sistema. A lo largo del trabajo se demostró que la conducta del tipo de cambio nominal, y especialmente del real, luce importantes contrastes respecto a economías desarrolladas y con baja inflación, lo que en definitiva viene a corroborar una de las hipótesis elementales de este trabajo.

Por otra parte, y debido al elevado grado de agregación de las innovaciones, agrupadas en temporales o permanentes, no es posible dar una ilustración fundada en los resultados del trabajo mismo; posiblemente la causa se halle supeditada a los estrepitosos niveles de inflación en la Argentina y sus efectos sobre el comportamiento de los agentes.

Verificando la descripción histórica de las series, los resultados econométricos mostraron que: la alta volatilidad nominal, las bruscas devaluaciones (con posteriores episodios de hiperinflación), no pueden traer aparejados cambios en las velocidades relativas o senderos de crecimiento hacia el ajuste de todas las variables del sistema económico en general y de régimen cambiario en particular.

En este sentido, la prolongada persistencia de los shocks nominales estarían indicando que la política monetaria y el correspondiente rol de BCRA ocupan un lugar substancial, incidiendo

significativamente en el corto y mediano plazo sobre el tipo de cambio real, en detrimento de lo que ocurre en ciertas economías más desarrolladas.

A esta relevante conclusión se pudo arribar imponiendo restricciones a la dinámica de largo plazo (trabajadas a lo largo del presente estudio) y de corto plazo (sólo resultados en el Anexo), que resultaron en poder estudiar los shocks inducidos por factores nominales y reales. Siguiendo está lógica, los resultados mostraron la relevancia que presentan ambos tipos de choques.

Como dijimos en párrafos anteriores, una de las premisas económicas que pudo ser contrastada, es que la dinámica de mediano – largo plazo del tipo de cambio real es susceptible a alteraciones de variables nominales. Está conclusión verifica nuestra percepción del no-cumplimiento de las presunciones de la escuela neoclásica en general y de la corriente monetarista en particular en el marco de la macroeconomía de nuestro país. Los resultados estarían más alineados a algunas concepciones mencionadas por Keynes dentro de su Teoría General²⁸; siempre en el marco de la teoría subjetiva del valor (siguiendo básicamente el análisis del Profesor Olivera).

Por otro lado, el aporte de este trabajo quedó reducido a estudiar los senderos dinámicos de crecimiento de los tipos de cambio y no la búsqueda de nivel equilibrio de las mismas, cuestión largamente estudiada y no resuelto por la vasta literatura económica (ver Gandolfo G., 2002).

Otra cuestión relevante para señalar, es la brecha que existe en los resultados obtenidos para Argentina en esta investigación con aquellos estudios aplicados a otros países.

En primer lugar, Lastrapaes analizó los tipos de cambio bilaterales de Alemania, Italia, Japón y Canadá concluyendo que especialmente para el caso Alemán y a diferencia de nuestro caso, los shocks nominales impactan solamente en el corto plazo. Lógicamente, esto lo podríamos atribuir a la menor volatilidad de ciertas variables macro, hecho sustentando por un mayor desarrollo de los mercados financieros y a la menor presencia de imperfecciones en los mercados (siguiendo los postulados marginalistas). Otra diferencia importante entre nuestro caso y los países estudiados por Lastrapaes, es que los shocks reales tienden a explicar porcentajes notablemente más altos de la variabilidad de las tasas de cambio reales. Mientras que para Argentina no alcanza a explicar el 50%, en los demás países superan el 70%, llegando a ser casi el 85% en Italia y 95% en Japón.

Con respecto al estudio sobre las tasas de cambio en Canadá, realizado por Enders y Lee, podemos denotar que los shocks de índoles real impactan más en ese país que en Argentina, lo que tiene como contrapartida un menor efecto de las variables nominales o monetarias, siempre con relación a los tipos de cambio. En concordancia con esto, las perturbaciones reales tienden a

²⁸ El abordaje del libro IV de la Teoría General de la Ocupación, el Interés y el Dinero están fuera de los límites del presente trabajo.

explicar en mayor medida la variabilidad de los tipos de cambio en Canadá que en la Argentina. Por último, hay que señalar que las velocidades de ajustes de las tasas de cambio son mucho más rápidas, confirmando las premoniciones previas.

BIBLIOGRAFIA

- Arango y López Enciso (2001): “Desequilibrios reales en Colombia”, Bco. de la República, junio.
- Bernanke(1986): “Alternative explanations of the money income correlation”, National Bureau of Economic Research, Working Paper Nro 1842.
- Blanchard y Quah (1989): “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, The American Economic Review, Vol 79, pag 655-673.
- Carrera, feliz y Panigo (2000): “Testing the order of integration with low power tests. An application to Argentine macro-variables”, Journal of applied economicas, vol. VI, No. 2 (noviembre de 2003), pp. 221-246.
- Dal Bianco, Marcos José (2004): “El tipo de cambio real argentino 1913-2003: Testeando la teoría de la paridad del poder adquisitivo” versión preparada para presentarse en las 9° jornadas de economía monetaria e internacional de la UNLP.
- Edwars y Savastano (1999): “Exchange rates in emerging economies: Wath do we need to know?, 1999.
- Enders y Lee (1997): “Accounting for real and nominal exchange rate movements in the post Bretton Woods period”, Journal of international money and finance, vol. 16, No. 2, pp. 233-254.
- Enders, Walter (1995): “ Applied Econometric Time Series”; Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.
- Favero, Carlo (2001): “Applied macroeconometrics”, Oxford University Press.
- Gabrielli y Grubisic (2002): “la respuesta a nivel sectorial de shocks monetarios y reales: Evidencia para Argentina”, BCRA, mayo.
- Gerchunoff y Llach (2000): “el ciclo de la ilusión y el desencanto-Un siglo de política económica argentina-, Ariel Sociedad Económica, 2° edición, agosto.
- Karunaratne, Neil (2002): “Microeconomic shocks, depreciation and inflation : An Australian perspective”, Discussion paper No. 298, The University of Queensland, enero.
- Kutan y Dibooglu (1998): “Sources of real and nominal exchange rate fluctuations in transition economies”, Working paper 1998-022ª, The federal reserve Bank of ST. Louis.
- Lastrapes (1990): “Sources of fluctuations in real and nominal Exchange Rates”, University of Georgia.
- Restrepo Londoño, Jorge (1997): “Modelo is lm para Colombia. Relaciones de largo plazo y fluctuaciones económicas”, documento 65, archivos de macroeconomía, Unidad de Análisis macroeconómico, Depto. Nacional de planeación, agosto.
- Sarno y Taylor (2002): “The economics of Exchange Rates”, CUP, Cap 3.
- Sims (1980): “Macroeconomics and Reality”, Econométrica vol. 48, pp. 1-48.
- Sims (1986): “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?”, University of Minnesota.
- Eviews versión 4.0. Función HELP.

ANEXO 1

Correlograma del Ln(TCN)

Sample: 1959:1 2003:4						
Included observations: 180						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.990	0.990	179.53	0.000
. *****	. .	2	0.980	-0.028	356.44	0.000
. *****	. .	3	0.970	-0.029	530.57	0.000
. *****	. .	4	0.959	-0.034	701.73	0.000
. *****	. .	5	0.947	-0.030	869.75	0.000
. *****	. .	6	0.935	-0.026	1034.5	0.000
. *****	. .	7	0.923	-0.023	1195.9	0.000
. *****	. .	8	0.911	-0.014	1353.8	0.000
. *****	. .	9	0.899	0.022	1508.5	0.000
. *****	. .	10	0.886	-0.019	1659.9	0.000
. *****	. .	11	0.874	-0.020	1807.8	0.000
. *****	. .	12	0.861	-0.020	1952.4	0.000
. *****	. .	13	0.848	-0.019	2093.3	0.000
. *****	. .	14	0.835	-0.006	2230.8	0.000
. *****	. .	15	0.821	-0.015	2364.8	0.000
. *****	. .	16	0.808	-0.013	2495.2	0.000
. *****	. .	17	0.794	-0.021	2622.0	0.000
. *****	. .	18	0.780	-0.022	2745.1	0.000
. *****	. .	19	0.766	-0.022	2864.4	0.000
. *****	. .	20	0.751	-0.023	2980.0	0.000
. *****	. .	21	0.736	-0.023	3091.7	0.000
. *****	. .	22	0.721	-0.020	3199.4	0.000
. *****	. .	23	0.705	-0.021	3303.3	0.000
. *****	. .	24	0.690	-0.020	3403.2	0.000

La serie expuesta presenta una caída lenta, típico de procesos integrados.

A continuación se presenta el correlograma muestral para el Ln(TCR) (I/1959 a IV/2003).

Correlograma del Ln(TCR)

Sample: 1959:1 2003:4		Included observations: 180					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
. *****	. *****	1	0.908	0.908	151.03	0.000	
. *****	* .	2	0.806	-0.108	270.69	0.000	
. *****	* .	3	0.701	-0.073	361.59	0.000	
. *****	. .	4	0.602	-0.020	429.09	0.000	
. ****	. .	5	0.522	0.043	480.14	0.000	
. ***	* .	6	0.443	-0.064	517.02	0.000	
. ***	. .	7	0.370	-0.020	542.91	0.000	
. **	* .	8	0.293	-0.077	559.23	0.000	
. **	. .	9	0.229	0.030	569.31	0.000	
. *	. .	10	0.173	-0.019	575.11	0.000	
. *	. .	11	0.127	0.003	578.24	0.000	
. *	. .	12	0.091	0.001	579.85	0.000	
. .	. .	13	0.065	0.026	580.67	0.000	
. .	. .	14	0.042	-0.018	581.02	0.000	
. .	. .	15	0.028	0.026	581.18	0.000	
. .	. .	16	0.018	-0.009	581.24	0.000	
. .	. .	17	0.012	0.012	581.27	0.000	
. .	. .	18	0.002	-0.037	581.27	0.000	
. .	. .	19	-0.011	-0.033	581.30	0.000	
. .	. .	20	-0.016	0.035	581.35	0.000	
. .	. .	21	-0.009	0.066	581.37	0.000	
. .	. .	22	-0.001	-0.015	581.37	0.000	
. .	. .	23	0.001	-0.038	581.37	0.000	
. .	. .	24	0.009	0.045	581.38	0.000	

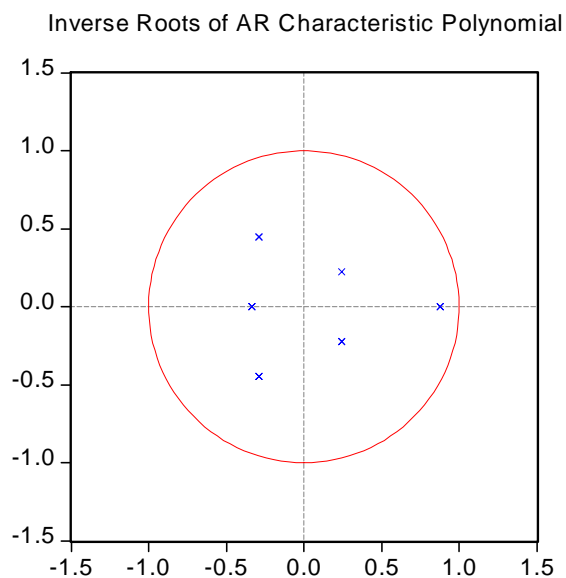
Este correlograma, a diferencia del LN(TC), presenta una caída más acelerada, aunque continua siendo a baja tasa.

Por otra parte, para ambas series, el primer coeficiente de autocorrelación parcial es cercano a 1, siendo los coeficientes restantes cercanos a cero. Esto es indicativo de la existencia de raíz unitaria.

Vector Autorregresivo. Estadísticos asociados

Sample(adjusted): 1960:1 2003:4		
Included observations: 176 after adjusting		
Standard errors in () & t-statistics in []		
R-squared	0.346694	0.041543
Adj. R-squared	0.323500	0.007515
Sum sq. resids	9.994624	4.488940
S.E. equation	0.243187	0.162978
F-statistic	14.94741	1.220839
Log likelihood	2.689248	73.12715
Akaike AIC	0.048986	-0.751445
Schwarz SC	0.175085	-0.625346
Mean dependent	0.151023	-0.000113
S.D. dependent	0.295669	0.163594
Determinant Residual Covariance		0.000537
Log Likelihood (d.f. adjusted)		163.1460
Akaike Information Criteria		-1.694841
Schwarz Criteria		-1.442644

Gráfico de raíz unitaria del VAR reducido



Aquí se observa que las raíces del polinomio característico del sistema son menores a la unidad, por lo que la estabilidad está asegurada.

Los residuos, a su turno, son ruido blanco, lo que nos permite inferir que ha sido captada correctamente la estructura del modelo.

Residuos de la estimación

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.215715	0.6962
2	2.643512	0.6191
3	6.167646	0.1870
4	2.856106	0.5822
5	6.197337	0.1849
6	2.103625	0.7167
7	2.378147	0.6666
8	2.567834	0.6325
9	1.844107	0.7644
10	1.246273	0.8704
11	2.320235	0.6771
12	0.556183	0.9678
13	1.160415	0.8846
14	2.483598	0.6476
15	6.001760	0.1990
16	2.025516	0.7311
17	0.708837	0.9502
18	0.717010	0.9492
19	4.896003	0.2981
20	3.050864	0.5493
21	0.907546	0.9235

ANEXO 2

UN PASAJE METODOLOGICO A LA IDENTIFICACION

Ante la pregunta de que tipo de shocks subyacen detrás de las fluctuaciones del tipo de cambio real, la literatura sobre economías de tasas de cambio vira su estrategia metodológica a la utilización de modelos dinámicos, basados en Vectores Autorregresivos.

Se parte de plantear en forma matricial un sistema de ecuaciones simultáneas, que en su forma estructural es:

$$B \cdot Y_t = B_0 + \Gamma_1 \cdot Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \cdot Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

donde cada variable se expresa en función de sus valores presente y pasados, propios y ajenos.

La secuencia ε_t incluye los shocks que afectan al vector de variables dependientes.

El hecho de tratar a las variables simultáneamente constituye la ventaja y desventaja de este método, ya que mientras no es necesario definir a priori cuáles son las variables exógenas o endógenas al incluirlas al modelo, a la par, las variables y perturbaciones presentarán usualmente cierto grado de correlación, lo que restringe el uso de mínimos cuadrados ordinarios en la estimación de los coeficientes.

Esta encrucijada metodológica se resuelve aplicando ciertas transformaciones algebraicas que expresan el sistema en su forma reducida,

$$Y_t = A_0 + A_1 \cdot y_{t-1} + \dots + A_p \cdot y_{t-p} + e_t$$

$$\begin{aligned} \text{y} \quad A_0 &= B^{-1} \cdot B_0 \\ A_i &= B^{-1} \cdot \Gamma_i \quad (i \in [1, p]) \\ e_t &= B^{-1} \cdot \varepsilon_t \end{aligned}$$

donde ahora el vector de variables dependientes se expresa en función de variables predeterminadas. Respecto a las perturbaciones, si bien todavía pueden estar correlacionadas entre sí, ahora son independientes de las variables exógenas.

Al ser combinaciones lineales de los shocks estructurales, son ruido blanco. La matriz de varianzas y covarianzas, a su turno, resulta,

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{Var}(e_{1t}) & \text{Cov}(e_{1t}, e_{2t}) \\ \text{Cov}(e_{1t}, e_{2t}) & \text{Var}(e_{2t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11}^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22}^2 \end{bmatrix}$$

Todo lo cual permite ahora estimar los parámetros mediante MCO, obteniendo valores para los coeficientes de las matrices de la forma reducida.

Esta estimación, no obstante, no permite analizar la dinámica que sigue a choques estructurales, lo que obliga al investigador a encontrar alguna forma de identificar el efecto de estos últimos, que tienen el carácter de inobservables. En este contexto es que surge el problema de identificación, ya que los estimadores de la forma reducida no brindan suficiente información para emprender el regreso a la forma estructural. Se requieren ecuaciones adicionales, o al menos la imposición de restricciones que logren la identificación.

Este problema, común a todas las especificaciones que se detallan a continuación, fue enfrentado, no obstante, mediante distintas estrategias. Los mecanismos empleados fueron presentados en sendos trabajos por Sims (1980), Bernanke (1986), y Blanchard y Quah (1989).

SIMS Y EL METODO RECURSIVO DE CHOLESKY

La propuesta de Sims consiste en imponer restricciones sobre la estructura probabilística del componente de error, obteniendo a partir de la combinación lineal de la secuencia de error estructural un nuevo vector de innovaciones cuyos componentes representen aisladamente los choques perturbadores. Es así que propone la ortogonalización de la matriz que asocia a los errores de la forma reducida y las perturbaciones estructurales, estrategia conocida como la descomposición de Cholesky.

En términos de Enders (1995),

$$e_t = B^{-1} \cdot \varepsilon_t$$

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix}$$

La triangulación inferior de la matriz B implica asumir $b_{21}=0$, de tal forma que

$$\begin{aligned}\varepsilon_{yt} &= e_{1t} + b_{12} \cdot e_{2t} \\ \varepsilon_{zt} &= e_{2t}\end{aligned}$$

El problema del método es que la recursividad que impone no se condice con la realidad económica, de naturaleza simultánea (Arango y López Enciso, 2001).

El hecho de restringir a cero los coeficientes debajo de la diagonal principal implica un ordenamiento de ecuaciones y variables según grado de exogeneidad, lo que no siempre aparece como una estrategia de naturaleza simple.

LOS MODELOS SVAR Y LA NO RECURSIVIDAD SIMS (1986), BERNANKE (1986), Y BLANCHARD – QUAH (1989)

En sus trabajos, Bernanke (1986) y Sims (1986), consideran especificaciones más generales sobre la matriz B. La estrategia supone relajar los supuestos restrictivos con que se imponían las relaciones entre las perturbaciones estructurales, ya que incluyen los shocks no observables del sistema.

Se considera la matriz de varianzas y covarianzas de los errores del modelo en su forma reducida,

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{Var}(e_{1t}) & \text{Cov}(e_{1t}, e_{2t}) \\ \text{Cov}(e_{1t}, e_{2t}) & \text{Var}(e_{2t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11}^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22}^2 \end{bmatrix}$$

$$\text{donde } \sigma_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{it} \cdot e_{jt}$$

Para alcanzar la identificación del modelo, se pretenden establecer relaciones entre las perturbaciones de las formas reducida y estructural según alguna especificación que provenga de la teoría económica. Las especificaciones que imponen son de corto plazo.

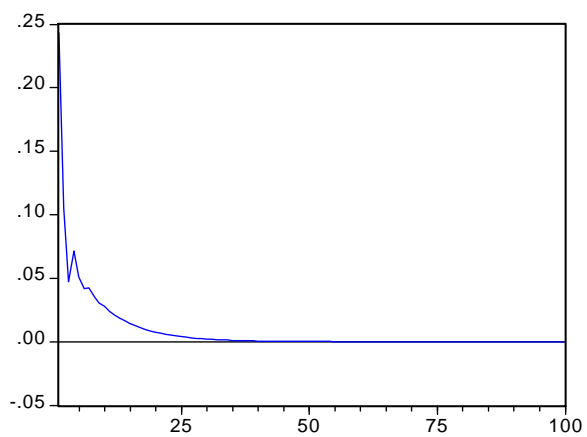
EVIDENCIA EMPÍRICA

Restricciones de corto plazo

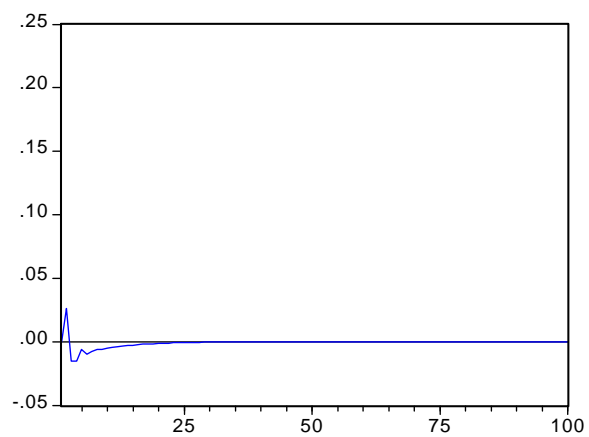
Structural VAR Estimates				
Sample(adjusted): 1960:1 2003:4				
Included observations: 176 after adjusting endpoints				
Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 7 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$				
Restriction Type: short-run text form				
@e1 = $C(1)*@u1$				
@e2 = $C(2)*@e1 + C(3)*@u2$				
Where				
@e1 represents DLOGTC residuals				
@e2 represents DLNTPCR residuals				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	0.543714	0.029533	18.41035	0.0000
C(1)	0.243187	0.012962	18.76166	0.0000
C(3)	0.095281	0.005078	18.76166	0.0000
Log likelihood	163.1460			
Estimated A matrix:				
	1.000000	0.000000		
	-0.543714	1.000000		
Estimated B matrix:				
	0.243187	0.000000		
	0.000000	0.095281		

Response to Structural One S.D. Innovations

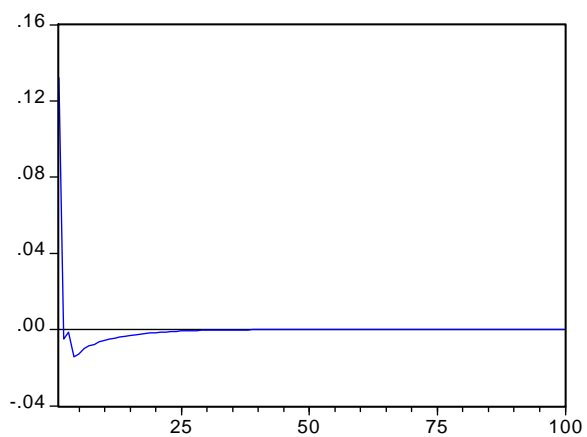
Response of DLOGTC to Shock1



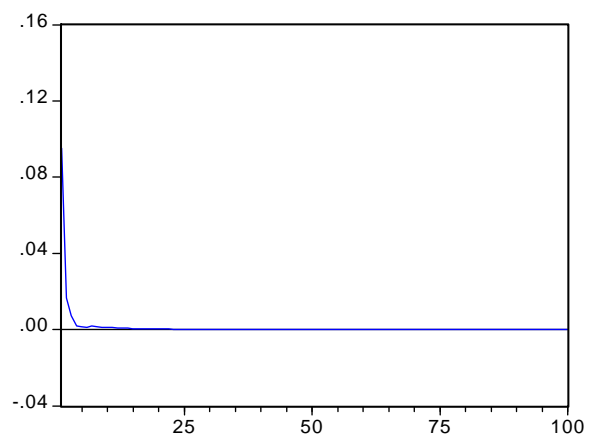
Response of DLOGTC to Shock2



Response of DLNTRC to Shock1



Response of DLNTRC to Shock2



Descomposición de Varianza tipo de cambio nominal

Period	S.E.	Shock1	Shock2
1	0.243187	100.0000	0.000000
4	0.280646	98.52793	1.472069
8	0.293918	98.38725	1.612751
12	0.298660	98.33089	1.669113
16	0.300335	98.31276	1.687243
20	0.300927	98.30640	1.693596
24	0.301136	98.30416	1.695841
36	0.301246	98.30298	1.697018
42	0.301251	98.30294	1.697062
50	0.301252	98.30293	1.697072
51	0.301252	98.30293	1.697072
52	0.301252	98.30293	1.697072

Descomposición de Varianza tipo de cambio real:

Period	S.E.	Shock1	Shock2
1	0.162977	65.82133	34.17867
4	0.164703	65.32381	34.67619
8	0.165917	65.79818	34.20182
12	0.166296	65.93851	34.06149
24	0.166496	66.01259	33.98741
36	0.166505	66.01589	33.98411
46	0.166506	66.01603	33.98397

En la misma línea, aunque con la especificación orientada hacia el largo plazo, se enmarca el trabajo de Blanchard y Quah (1989), el cual brinda el marco metodológico de este estudio, razón por la cual se presenta someramente en este espacio.

Para el caso de la economía norteamericana, realizan un estudio de las componentes reales y nominales que afectan al Producto Bruto y desempleo. Para ello, suponen la existencia de dos tipos de innovaciones estructurales, incorrelacionadas entre sí, que, sin embargo, afectan de manera diferenciada a la dinámica del vector de variables endógenas. Así, una sola de ellas tiene un efecto de largo plazo sobre el producto bruto (sin restringir el efecto sobre el desempleo). Las innovaciones cuyos efectos son restringidos son aquellas que provienen de la demanda agregada.

En esto último recae la novedad del método. La distinción realizada sobre los choques estructurales en shocks de efectos temporarios y permanentes, donde solo los segundos tienen abierta la posibilidad de afectar la variable real en el largo plazo.

IDENTIFICACIÓN Y ANÁLISIS DE LA DINAMICA

Funciones de respuesta a impulsos y descomposición de varianza

Una vez identificado el modelo, se recuperan las perturbaciones de la especificación estructural a partir de la estimación de su forma reducida.

Las propiedades dinámicas del sistema, en el contexto de esta metodología, se analizan mediante las funciones de impulso respuesta, mientras que el peso de cada shock en las fluctuaciones se obtiene a través de la descomposición de la varianza.

A partir de la especificación de promedio móvil del VAR en la forma reducida, puede observarse las funciones de impulso respuesta,

$$Y_t = A_0 + A_1 \cdot Y_{t-1} + \dots + A_p \cdot Y_{t-p} + e_t = \bar{Y} + \sum_{j=0}^p A_j \cdot e_{t-j}$$

donde queda incorporada la condición de estabilidad del sistema, tratando la dinámica de las variables dependientes en función de su estado estacionario y del mecanismo de ajuste ante perturbaciones estocásticas.

Expresado como sigue

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix} + \left[\frac{1}{(1-b_{12} \cdot b_{21})} \right] \cdot \sum_{j=0}^p \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^j \cdot \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^p \begin{bmatrix} \phi_{11(j)} & \phi_{12(j)} \\ \phi_{21(j)} & \phi_{22(j)} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-j} \\ \varepsilon_{zt-j} \end{bmatrix}$$

La matriz de coeficientes ϕ_j muestra los efectos de las perturbaciones estructurales a través del tiempo. Al mismo tiempo, la agregación de los coeficientes entre períodos brinda la respuesta en el largo plazo.

Adicionalmente, la metodología permite conocer la influencia diferenciada que tiene cada tipo de shock para explicar la variación de la secuencia de variables endógenas. La ecuación que sigue,

$$Y_{t+n} = \mu + \sum_{j=0}^p \Phi_j \cdot \varepsilon_{t+n-j}$$

permite derivar el error de pronóstico de las variables del sistema, descomponiendo además la varianza entre los factores inducidos por choques nominales y reales.

Con la notación seguida en Enders (1995)

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2 [\phi_{11(0)}^2 + \phi_{11(1)}^2 + \dots + \phi_{11(n-1)}^2]$$