

---

# Un enfoque VAR al tipo de cambio real en Argentina, 1970-1990

---

*El presente trabajo analiza la relación entre las tres variables determinantes del sector externo para el período 1970-1990. Se introduce conceptos teóricos e históricos para la explicación del comportamiento e identificación de relaciones instantáneas de las series. Esto último se realiza aprovechando la estructura analítica de los modelos de corrección de vector de errores y el análisis de funciones de impulsos de respuesta y descomposición de varianza para análisis de simulación. El trabajo consta de una breve introducción de conceptos teóricos e históricos en la sección I, seguido en la sección II de un explicación de los términos y la metodología a emplear. La sección III inicia con el análisis de simulación que finaliza con las conclusiones en la sección IV.*

---

## **I. INTRODUCCIÓN**

La influencia de las variaciones de los términos de intercambio en una economía pequeña sobre la balanza comercial y el tipo de cambio real dependen de distintos factores. Básicamente se ponen en juego circunstancias relativas al grado de respuesta (elasticidad) de los sectores productivos internos hacia los estímulos del sector externo en general. La estructura arancelaria efectiva imperante, la política de determinación del tipo de cambio y el control sobre el sector financiero establecen el grado de restricción al que estos efectos puedan ser afectados.

En el caso teórico del enfoque de optimización intertemporal con un agente representativo, uno de los esquemas más observados en la literatura económica<sup>1</sup>, un cambio en los términos de intercambio deriva en el análisis de la duración ó persistencia temporal del shock, es decir si es que este es permanente ó temporario<sup>2</sup>. En el primer caso, la variación no provoca afectaciones en el nivel de cuenta corriente a largo plazo debido a que si el caso es que los precios de los bienes importables crecen constantemente tanto el ingreso como el consumo real de los mismos tenderá a caer en la misma magnitud no afectando

---

<sup>1</sup>Edwards y Ahamed (1986), Edwards (1989), Obstfeld y Stockman (1985) y Heymann (1993) son muy buenos ejemplos del uso de este tipo de esquema analítico, aparte de muchos otros incluyendo los citados en este trabajo.

<sup>2</sup>Puede analizarse, como lo hace Ostry (1987), un efecto futuro ó esperado en la variación de los términos de intercambio. Este trabajo no intenta profundizar en el análisis de expectativas como el autor citado lo hace.

el saldo final<sup>3</sup>. Del segundo caso, por su parte, el impacto final depende de si predomine el efecto de retracción del consumo (*consumption-smoothing*) ó si prevalece el efecto de sustitución intertemporal. Cuando el análisis estructural incorpora bienes no transables los cambios en los términos de intercambio afectan la esquema de precios relativos internos aunque sin terminar de equilibrar el mercado de bienes no transables. El nuevo nivel de precios internos que logran equilibrar dicho mercado termina afectando al tipo real de cambio el cual, a través de un proceso de realimentación, vuelve a modificar el saldo de balanza comercial (Ostry, 1988.)

Las políticas endógenas de modificación de los términos de intercambio a través de modificaciones del precio de exportables tiene efectos sobre la oferta del bien, manteniendo en el caso de un país exportador de materias primas una demanda basada en el precio internacional (exógeno) del bien. La implementación de retenciones (impuestos) a la exportación provoca un deterioro en la relación real de intercambio, efecto contrario al de un subsidio a la producción de bienes exportables. La implementación de políticas comerciales proteccionistas basadas en aranceles a la importación empeora, a su vez, los términos de intercambio mejorando, en caso de una situación deficitaria, la balanza comercial (Kahn y Montiel, 1987).

Existe un enfoque más abarcativo que pretende tener en cuenta el origen del cambio de los precios relativos internacionales ya sea considerando como causales a shocks tecnológicos ó a variaciones en la tasa de interés mundial a través de variaciones en los precios relativos de los bienes intensivos en algún factor de producción mundial. La configuración de factor de intensidad de la producción doméstica responderá de manera diferente según sea capital ó trabajo intensiva (Galor y Lin, 1994).

Ya dentro del sistema de fijación y control del tipo de cambio como el empleado en Argentina, el valor nominal de varios tipos de cambios permanecía fijado por el gobierno como medida de política comercial y control de divisas. El ajuste por inflación era realizado paulatinamente (*crawling peg*) y sea que este procedimiento adelantara (ajuste activo) ó siguiese (ajuste pasivo) al nivel de precios el tipo real se revaluaba ó se depreciaba. Los procesos continuos de ajuste no pudieron evitar los problemas de diferentes velocidades de ajuste de los agentes económicos que se tradujo en continuos desbordamientos (*overshooting*) del tipo de cambio real ayudado, a su vez, por los fuertes shocks exógenos en la estructura de precios relativos internacionales como los observados mundialmente en los últimos veinticinco años (Krugman y Obstfeld, 1994.) Repasando el enfoque de equilibrio en la determinación de tipos de cambio real se sostiene que la variación del tipo real de cambio depende de la

---

<sup>3</sup>En este caso los supuestos son que las funciones de preferencias de los agentes económicos son homotéticas, así como también que la economía no posee ningún endeudamiento externo al momento de producirse la variación de modo que la balanza en cuenta corriente es equivalente a la balanza comercial, permaneciendo ésta, a su vez, equilibrada.

variación de oferta y demanda de bienes dentro y fuera de la economía (efectos reales) y que los efectos nominales sólo afectarían la determinación de variables nominales, como la oferta y demanda de dinero (Stockman, 1987, pp 20.) La teoría del desequilibrio, por otra parte, apoya la idea de que variaciones nominales en el tipo de cambio provocan efectivamente variaciones reales por las rigideces de precios imperantes. La alta correlación observada entre el tipo nominal y el tipo real incentivaría a las autoridades económicas a operar sobre el tipo de cambio para perfilar el esquema productivo interno en los mercados internacionales, sin asidero en las ventajas competitivas y/o comparativas, a fin de paliar situaciones no deseadas de cuenta corriente y balanza comercial. En Argentina la marcada discrecionalidad en el manejo de esta variable, básica para la determinación de la política interna y externa de la economía, hizo que su fijación (control de emisión de la oferta monetaria en base al respaldo de reservas) fuese la clave de la reforma estructural de 1991.

### **I.1. REPASO DEL CONTEXTO INTERNACIONAL**

Dentro del contexto histórico las décadas del setenta y ochenta dejaron fuertes marcas en la estructura internacional de precios. Producto, por un lado, de las sensibles modificaciones producidas en el sistema financiero internacional y, por el otro, de las variaciones de precios de factores de producción de gran incidencia en la estructura productiva (como el petróleo y, en menor medida, el resto de productos primarios.)

Al iniciar la década del 1970 el sistema financiero internacional navegaba sus últimas millas dentro del sistema acordado treinta años antes en Bretton Woods. La creación del Fondo Monetario Internacional en dicho encuentro fijó las pautas de comportamiento de la política cambiaria mundial. Los países miembros acordaron fijar sus tipos de cambio en relación al dólar, quedando este fijado en un valor constante con respecto a la onza de oro. A mediados de los sesenta problemas con fugas de capital especulativas en Europa y la dramática y progresiva expansión del nivel de gasto público en EE.UU. hicieron que la confianza en la estabilidad y posibilidad de convertibilidad del dólar cayese paulatinamente hasta su eclosión con la crisis de 1971. La reestructuraciones subsiguientes establecieron en el mundo desarrollado tipos de cambio flotantes, generalmente dentro de una banda de flotación. La creación del sistema monetario europeo (SME) en 1974 produjo soluciones y problemas ulteriores hasta principios de la década de los noventa<sup>4</sup> con ataques especulativos recurrentes y falta de coordinación fiscal entre los países miembros

Tres hechos de connotación política, por su parte, derivaron más tarde en crisis de proporciones históricas de la estructura de precios internacionales. La guerra del Yom Kippur de 1973, la

caída del Sha de Irán y el inicio de la guerra en el Golfo pérsico produjeron fuertes perturbaciones en la estructura mundial de precios impulsadas por variaciones en el precio del petróleo, insumo estratégico de la producción y el transporte. La mismas crisis provocaron alzas en el precio de los insumos primarios de origen agrícola, en 1973 y en 1980 debido a problemas por malas cosechas en EE.UU. y la U.R.S.S.. Posteriormente se alcanzaron bajas históricas en los índices de precios de productos primarios cuando se produjo la crisis de la balanza de pagos de 1982 y las recesión mundial de 1983-1985. Recién a finales de la década de 1980 se registran nuevamente alzas de precios de productos primarios.

## **I.2. REPASO DEL CONTEXTO NACIONAL**

Argentina desde 1970 a 1990 desarrolló un período de gran inestabilidad política y económica interna. Durante el mismo se produce el fin de la política de industrialización sustitutiva de importaciones (ISI) que había permitido el crecimiento del país desde la posguerra. El ocaso de este proceso se debió a circunstancias externas como la crisis del petróleo y a internas como el agotamiento del mercado doméstico como fuente de expansión del modelo. El experimento económico que significó la administración de 1976 a 1983 mostró un esfuerzo en la transformación del modelo y en la apertura de la economía. La conducta irresponsable en el manejo de endeudamiento externo (tanto del sector público como del privado<sup>5</sup>) y el consiguiente fracaso del experimento denominado liberal, provocó la crisis de la balanza de pagos de 1982 y las subsiguientes políticas de ajustes. Los esquemas de ajuste heterodoxo demostraron sólo éxitos temporales al no ser acompañados por reformas estructurales y ser dominado por el fuerte ciclo político del último tercio de la década de los ochenta.

A partir de 1983, con otra administración por asumir hasta 1990 el modelo argentino puede calificarse, como lo sugiere Obschatko y otros (1994, pp. 23), como un modelo de transición entre dos modelos económicos: el industrialización sustitutiva de importaciones y el actual de apertura. Durante el mismo el estímulo a las exportaciones se basó en la elevación del tipo de cambio, en regímenes de promoción de exportaciones y una limitada reducción de la protección industrial a través de la reducción del promedio de aranceles. Como se aprecia en el Gráfico 1, el grado de apertura de la economía alcanzado durante los ochenta fue superior al promedio observado en los setenta, con picos durante el principio de la década (auge de la primer política aperturista) y tendencia creciente al acercarse los años noventa.

---

<sup>4</sup> Para citar sólo dos ejemplos de las algunos ajustes del tipo de cambio exitosas en el SME puede verse Paolazzi (1995) para el caso de Italia y Kremers y Lane (1990), con un esquema general de las políticas de SME.

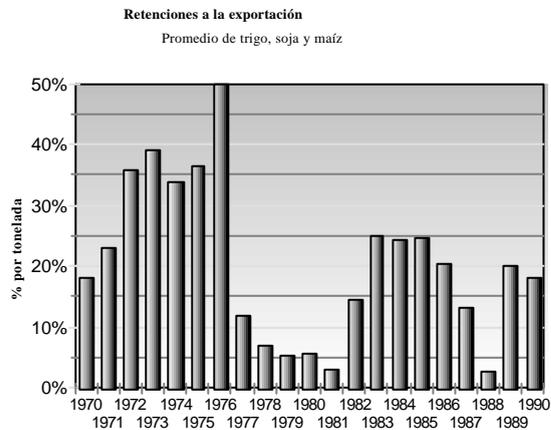
<sup>5</sup> En varios países latinoamericanos se registraron casos de endeudamiento análogos al argentino. Chile y la crisis de los bancos de 1982 es un ejemplo de un caso similar, aunque de resolución diferente.

**Gráfico 1**



Por su parte, el Gráfico 2 nos ayuda a observar una pequeña parte de la estructura sostén de la industrialización y subvención de la economía argentina del período. La tasa de retención (impuesto a la exportación) de los productos más competitivos de la producción nacional perjudicó al sector agropecuario sin lograr desarrollar un sector industrial competitivo dado la falta de incentivos empresarial inducido por la excesiva protección externa.

**Gráfico 2**



## II. METODOLOGÍA Y CARACTERÍSTICAS ECONOMETRICAS DE LAS SERIES.

La técnica que se empleará es la de modelo de mecanismo de corrección de errores (MCE) ó modelo de corrección de vector de errores (CVE). La terminología con la que se trabajará describe a la balanza comercial como el cociente en logaritmos naturales entre el valor total en miles de dólares de las

importaciones (*IMP*) sobre el valor total de las exportaciones (*EXP*) en miles de dólares<sup>6</sup>. Adoptando esta terminología, empleada comúnmente en la literatura, esta se representa como

$$BC = \ln(IMP/EXP)$$

La segunda variable corresponde a los datos que representan la relación de los términos de intercambio. Los datos fueron obtenidos de CEPAL (1985). Esta sigue la definición convencional y se describe a los términos de intercambio como el cociente en logaritmos naturales del valor del índice de precios de las exportaciones locales ( $P_x$ ) sobre el índice de precios de las importaciones ( $P_m$ ).

$$TDI = \ln(P_x/P_m)$$

Por último el tipo de cambio real (TCR) sigue la definición hecha usada convencionalmente que registra a éste como el cociente del tipo de cambio nominal ( $e$ ) deflactado por el índice de precios mayorista doméstico ( $P_{ARG}$ ), multiplicando a este resultado por el índice de precios mayorista de los EE. UU. ( $P_{USA}$ ). La fuente tanto de la balanza comercial como del tipo de cambio real, así como de los Gráficos 1 y 2 es FIEL. Siguiendo la misma formulación se expresa en logaritmos naturales la siguiente ecuación,

$$TCR = \ln(e \cdot P_{USA}/P_{ARG})$$

Las series son analizadas para determinar sus propiedades econométricas. Particularmente se busca determinar su grado integración para proceder a la conformación de la estructura econométrica más apropiada para su análisis. Un Gráfico de las mismas, junto con observaciones acerca de hechos de política interna y externa pueden observarse al final del trabajo en el Apéndice Gráfico, luego de la sección IV.

Formalmente el primer paso consistiría en determinar el grado de integración de las series. Dentro del contexto bivariado de análisis el test de cointegración requiere que ambas series sean del mismo grado de integración. Se puede introducir brevemente sobre el concepto de orden de integración y cointegración. Considérese una variable aleatoria con un espectro finito no nulo en todas las frecuencias. Esta variable se dice débilmente estacionaria ó integrada de orden cero, usualmente

<sup>6</sup>Adviértase que bajo esta definición, la balanza comercial se incrementa a través de un aumento de las importaciones o de un descenso de la exportaciones, dejando constante el otro término. Esto será importante para entender las conclusiones posteriores.

notada como I(0). Esta serie posee varianza y media finita.. Por otro lado si la serie necesita diferenciarse una vez para convertirse en I(0), se dice que la serie es integrada de primer orden notándose I(1). Para el caso que se necesite doble diferenciación se anota I(2) convencionalmente. Generalizando, una serie que requiere ser diferenciada  $d$  veces para convertirse en I(0) es llamada integrada de orden  $d$  ó I( $d$ ), en su notación convencional. Queda determinado que series estacionarias son aquellas cuyo orden de integración es nulo o también llamadas estacionarias en el nivel, notándose I(0) y aquellas cuyo grado de integración sea superior estrictamente serán no estacionarias, como por ejemplo I(1) ó I(2).

Seguiré aquí el uso de los tests para la determinación de la estacionariedad de las series de tiempo más difundidos por la literatura económica. Me refiero a los tests de Dickey-Fuller -DF- (1979), al test aumentado de Dickey-Fuller -ADF- (1981) y al test de Durbin-Watson -DW- de Sargan y Barghava (1983). Del último test se puede explicar como lo hacen sus autores, que se basa en una regresión del tipo  $z_t = \alpha + \beta z_{t-1} + \epsilon_t$ , donde  $z_t$  es la variable de análisis y  $\alpha$  es el parámetro a estimar. Un valor bajo del estadístico DW indica que  $z_t$  es no estacionaria. El procedimiento del test aumentado de ADF, por otro lado, consiste en chequear que los residuos no sean *white noise* o ruido aleatorio, sino que a partir de estos se determine una combinación lineal entre las series. Esta basado en la siguiente regresión:  $\Delta z_t = \alpha + \beta z_{t-1} + L(\Delta z_t) + \epsilon_t$ , donde  $L$  es el número de rezagos a considerar en el análisis. Un estadístico ADF negativo y muy diferente de cero indica que  $z_t$  es I(0) o estacionaria. El test DF es similar y utiliza las mismas distribuciones que el anterior excepto que sólo trabaja con un rezago.

La Tabla 1 nos revela el grado de integración de las series. Excepto la balanza comercial considerando más de cuatro rezagos, el resto de las series son I(1) al primer rezago para todos los test considerados. Obteniendo las primeras diferencias todas las series se vuelven estacionarias.

**Tabla 1. Tests de estacionariedad de las series**

<b>Test/Variable</b> I Tr 1970 - IV Tr 1990	<b>BC</b> n=80	<b>TDI</b>	<b>TCR</b>	<b>D(BC)</b>	<b>D(TDI)</b>	<b>D(TCR)</b>
$DF^{\emptyset}$	-2,99	-2,73	-2,44	-6,98*	-7,11*	-5,37*
$ADF [\check{A}]$	-3,33[4+]***	-3,19[4]	-3,04[4]	-4,04[4]**	-3,36 [4]***	-3,69[4]**
$DW^{\nabla}$	0,28	0,29	0,22	2,16*	2,13*	1,90*

---

⊗ Los números dentro de los corchetes indican el número de retrasos incluidos. ∅ Los valores críticos del test ADF son -4,012 a un nivel de significación del 1%, -3,48 para un nivel de 5% de significación y -3,30 al 10% de significatividad. √ Los valores críticos de test DW para determinar estacionariedad en muestras de hasta 100 observaciones son 0,493 al 5% de nivel de significación y 0,705 al 1% de nivel de significación, para muestras de hasta 50 observaciones los valores son 0,78 al 5% de nivel de significación y 1,00 al 1% de nivel de significación, véase Sargan y Bhargava (1983). Un asterisco (\*) implica rechazo al 1% de significatividad, dos (\*\*) al 5% de significatividad y tres (\*\*\*) al 10% de significatividad de la hipótesis nula.

---

En nuestro caso particular las series son integradas de primer orden I(1) por lo que el método para dos series se reduce a regresar una variable contra la otra, que por ejemplo puede ser:

$$\begin{aligned}
 BC_t &= \mathbf{a} + \mathbf{b}DI_t + \mathbf{e}_t \\
 TDI_t &= \mathbf{c} + \mathbf{d}BC_t + \mathbf{e}'_t
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

y determinar si sus residuos ( $\mathbf{e}_t$  y  $\mathbf{e}'_t$ ) son I(0), es decir estacionarios (no poseen una tendencia estocástica). Esto se puede interpretar más fácilmente si se observa que al demostrar que los residuos son estacionarios se establece que las diferencias que existen entre los valores observados y los estimados de la ecuación mantienen una diferencia estable, o sea se mueven juntos, en el tiempo. Demostrar que algunos de los residuos son no estacionarios implicaría falta de cointegración en la ecuación a la que pertenecen éstos, lo que puede haría creer firmemente en el rechazo de la existencia de la relación estable a largo plazo establecida.

Una vez que queda determinado el grado de integración de las series y demostrada la existencia de una combinación lineal estacionaria entre éstas (*ecuación cointegrada*) se debe establecer el esquema de análisis apropiado. Si las series fuesen I(0) ó estacionarias en el nivel, el modelo VAR resultaría apto para el análisis de múltiples de interrelaciones entre las variables. Si, como efectivamente son I(1) ó estacionarias en primeras diferencias y se demuestra son cointegradas conviene implementar un modelo de corrección de vector de errores (CVE) que considera dentro de sus esquema, precisamente, la no estacionariedad de las series incluidas. Las especificación del modelo CVE restringe el comportamiento de largo plazo de las variables endógenas para hacerlas converger a su relación cointegrada al mismo tiempo que les permite un muy amplio rango de dinámica en el corto plazo.

El test de cointegración entre dos variables, en forma simple, consta de tres pasos. El primero busca determinar el grado de integración de las series a analizar, debiendo estas ser del mismo orden de integración. Segundo paso consiste en regresar una serie contra la otra cada vez. Tercero se fija la atención en el grado de integración de los residuos de éstas ecuaciones, exigiéndose la condición de que éstos sean de un grado inferior estrictamente al grado de integración de las series. Se debe hacer notar que la cointegración toma en cuenta no sólo las propiedades de estacionariedad de la variables sino que

permite que existan desvíos de corto plazo dado que examina si, para nuestro caso, BC y TDI ó BC y TCR se mueven juntas en el largo plazo. Johansen (1991) establece un esquema de análisis de cointegración de múltiples series de tiempo que es actualmente el más ampliamente difundido y utilizado por la literatura económica<sup>7</sup>. Partiendo de  $N$  variables endógenas, cada una de las cuáles es integrada de primer orden ó  $I(1)$ , pueden existir de cero a  $N-1$  vectores cointegrados linealmente independientes. Si no existe ninguna el análisis de un modelo VAR se aplica a las primeras diferencias de las variables. Siendo que los elementos integrados separados dentro de las series, los niveles de éstas no aparecen en el modelo VAR. Pero si existe una ecuación cointegrada el modelo VAR requerirá un término de corrección de errores envolviendo los niveles de las series, y éste término aparecerá junto con las variables endógenas en cada ecuación del modelo, manteniéndose al resto de las variables endógenas en primeras diferencias. El test de Johansen determina el número de ecuaciones cointegradas, recibiendo éste la denominación de rango de cointegración<sup>8</sup>.

Una vez obtenido el rango de cointegración se desarrolla el modelo CVE. La ventaja de este tipo de modelos con respecto a los modelos VAR irrestrictos (*unrestricted VAR*) es, como se mencionó anteriormente, la consideración de la restricción, representada por los residuos de la ecuación cointegrada, que están introducida dentro del análisis. Para la formalización del mismo se debe tener en presente algunas cuestiones. Primero, la estipulación del números de rezagos a considerar en el modelo. Sims y otros (1990) recomiendan el uso de tests con estadísticos de distribución chi-cuadrado para derimir la cuestión. Hall y otros (1994), por su parte, aconsejan el uso del Criterio de Información de Akaike (CIA), introduciendo que éste penaliza el ingreso de coeficientes extras en la explicatividad de una variable endógena. Convenientemente aplicado el test determina la cantidad óptima de rezagos significativos. El primer método requiere el testeo de cuatro procedimientos para la determinación del nivel óptimo de retrasos, mientras que el segundo plantea simplemente la comparación de un coeficiente. Los resultados del primero fueron contradictorios, seguramente por un error de procedimiento personal. Así y también por un criterio de economía de cálculo he elegido el CIA sin perjuicio sensible aparente de los resultados finales, particularmente teniendo en cuenta que para este tipo de estimación estudios de simulación han comprobado que la inferencia, usando diferentes procedimientos, no varía demasiado (Gonzalo, 1989, citado por Johansen, 1991, pp. 1566.) Por último, se plantea como hipótesis la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, lo que hace probable que las ecuaciones cointegradas que posee el CVE no posean tendencia lineal. Es por ello que se considera sólo la existencia de ordenada en la ecuación cointegrada.

---

<sup>7</sup>El análisis que se describe a continuación se puede ver en Hall y otros (1994), pp. 193-195.

<sup>8</sup>Se puede notar que si existiesen  $N$  ecuaciones cointegradas significaría que ninguna de las series está integrada y, siendo así, el modelo VAR podría ser reformulado en los niveles de las series incluidas.

Definidos los conceptos de estacionariedad, cointegración y modelo CVE, se sigue a continuación con la formalización del modelo en forma matricial<sup>9</sup>. Cuando un vector de variables integradas de primer orden ó I(1), teniendo una representación autorregresiva estructural del tipo

$$A(L)x_t = \mu + \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$A(L) = I - A_1L - \dots - A_pL^p,$$

donde

$$x'_t = [BC_t, TDI_t, TCR_t],$$

$$\varepsilon'_t = [\varepsilon_{BCt}, \varepsilon_{TDIt}, \varepsilon_{TCRt}]$$

manteniendo el vector  $\varepsilon_t$  de innovaciones las siguientes propiedades:

$$E(\varepsilon_t) = [0],$$

y la matriz de varianza y covarianza es igual a

$$E(\varepsilon_t \varepsilon'_t) = \Sigma$$

donde, por (1),  $p$  representa el orden de rezagos incluidos según el CIA, que en nuestro caso es de 4. Se sostiene que si este sistema se muestra cointegrado, entonces la matriz que da los efectos de los shocks estructurales de largo plazo es A(1) que se representa

$$A(1) = I - A_1L - \dots - A_4L^4 \quad (3)$$

y tiene rango reducido. Este rango esta generalmente identificado con el número de relaciones de largo plazo independientes existentes en los datos. Bajo el supuesto de la existencia de un rango dado,  $r$ , la matriz A(1) se puede transformar a

$$A(1) = \gamma\alpha', \quad (4)$$

---

<sup>9</sup>La formalización fue adoptada y corregida de Blanchard (1989) y Elliot y Fatás (1996)

reparametrizando el sistema en un modelo CVE de la forma común:

$$\Gamma(L)\Delta x_t = \mu - \gamma\alpha'x_{t-4} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

donde

$$\Gamma(L) = I - \Gamma_1L - \Gamma_2L^2 - \Gamma_3L^3, \quad (6)$$

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i), \quad i=1,2,3.$$

Las matrices  $\gamma$  y  $\alpha$  de (4) no están unívocamente determinadas. Esto se puede ver si consideramos que, para cualquier matriz no singular  $r \times r$ , digamos  $Q$ , es posible obtener dos matrices  $n \times r$ , denominadas como  $\gamma_0$  y  $\alpha_0$  tal que

$$\gamma_0\alpha_0' = A(1), \quad (7)$$

donde  $\gamma_0 = \gamma Q^{-1}$  y  $\alpha_0' = Q\alpha'$ .

Observando esta última ecuación vemos que debemos encontrar las  $r$  relaciones significativas de largo plazo cuyos parámetros están ubicados en las filas de  $\alpha_0'$ .

A continuación se observa los resultados del test de rango de cointegración de Johansen. Los resultados son analizados para un nivel de significatividad del uno y cinco por ciento.

## Tabla 2. Test de cointegración de las ecuaciones

### Test de rango de cointegración de Johansen (1990)

H2(r)	Estadístico	valor crítico 5 %	valor crítico 1 %
Lambda			
r=<2	29,771	29,68	35,65
r=<1	14.498**	15,41	20,04
r=0	5,912	3,76	6,65

La hipótesis nula de rango, H2(r), es aceptada cuando el valor calculado es menor que el valor crítico al grado de significación analizado. Un asterisco (\*) implica rechazo al 1% de significatividad, dos (\*\*) al 5% de significatividad y tres (\*\*\*) al 10% de significatividad de la hipótesis nula.

El test muestra un rango de cointegración de 1, ( $r=1$ ) con lo que existe una ecuación cointegrada bajo la hipótesis de que las series tienen tendencia lineal y la ecuación cointegrada sólo tiene

ordenada y no posee tendencia. Esto contradice algunos estudios comparativos entre países de distinto grado de desarrollo donde, en su mayoría, los términos de intercambio y la balanza comercial no son cointegrables (Bahmani-Oskooee y Alse, 1995.)

Los resultados nos muestran que la matriz  $\alpha'_0$  puede ser normalizada de la siguiente manera:

$$\alpha'_0 = [1 \quad -0,655 \quad 0,58]$$

Con lo que la ecuación cointegrada con los coeficientes normalizados se formalizaría así:

$$BC_t = -3,576 - 0,655TDI_t + 0,58TCR_t$$

$$\text{Log verosimilitud} = -22,144$$

El signo de los términos de intercambio es el esperado, dado que un aumento de los términos de intercambio, según nuestra definición de balanza comercial, mejora el resultado de saldo de las exportaciones netas. Para el caso del tipo de cambio real el signo no queda tan claro. Un aumento del tipo de cambio real de la moneda nacional con respecto al dólar empeora el resultado de la balanza comercial, siendo que precisamente una devaluación real debería provocar el efecto contrario. Considerando esto he realizado un modelo de rezagos distribuidos entre la balanza comercial y el tipo de cambio real encontrando alta significatividad en los rezagos y no en el valor presente de la endógena, lo que podría explicar en parte el signo no previsto de TCR en el período t.

Finalmente, por (7), queda unívocamente determinada el valor de la matriz de carga  $\gamma_0$ , quedando :

$$\gamma_0 = \begin{bmatrix} -0,236 \\ 0,095 \\ 0,027 \end{bmatrix}$$

Una vez resuelto el rango de cointegración conviene seguir con la implementación del modelo CVE del cual estudiaremos el comportamiento dinámico de las variables mediante un análisis de simulación.

### **III. ANÁLISIS DE SIMULACIÓN**

Se contempla el estudio de los efectos dinámicos de la introducción de shocks en el comportamiento de las variables analizadas. Dentro del contexto de los modelos VAR ó CVE este tipo de estudio se realiza con las denominadas funciones de impulsos de respuestas y la descomposición del error de varianza. La función de respuesta de impulsos (FRI) muestra la respuesta de la variable dependiente en un sistema VAR a shocks en los términos de error. Estos shocks ó innovaciones, según la terminología econométrica, muestran la evolución temporal de las múltiples relaciones causales entre endógenas involucradas en el sistema, resultando una pieza clave del análisis de este tipo de estructuras analíticas dada la dificultad de interpretar los resultados obtenidos por el sistema de ecuaciones de los modelos VAR (Hall y otros, 1994, pp.189-192 y Gujarati, 1995, pp. 746-751.) Para computar la función de respuesta de impulsos, así como la descomposición de varianza más adelante, se debe ortogonalizar la innovación usando el método de descomposición de Choleski (Hall y otros, 1994.) Dicha descomposición no se realiza de una única manera y depende del orden en el cual las variables entren en el sistema VAR. El trabajo ha ordenado las variables en el orden BC, TDI y TCR<sup>10</sup>.

El hecho de estar trabajando con procesos integrados de primer orden de media igual a cero alrededor de una tendencia requiere alguna precaución en la lectura e interpretación de la evidencia obtenida por este tipo de análisis. Los impulsos de respuesta son calculados invirtiendo la parte autorregresiva del modelo VAR sin considerar los componentes determinísticos de sus series. Las respuestas deben ser vistas como desviaciones a un sendero descrito por la tendencias lineales imperantes. Es por ello que las expresiones baja ó alza de las variables debe ser observado respecto a éstos componentes determinísticos.

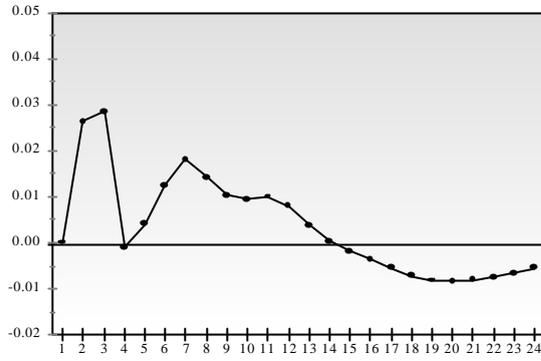
Los Gráficos 3 al 7 se observa un conjunto seleccionado de impulsos de respuesta de distintas variables teóricamente significativas para 24 períodos de simulación (seis años.)

---

<sup>10</sup>El autor ha probado varias combinaciones de orden de las variables no encontrándose cambios cualitativos sensibles en las conclusiones finales.

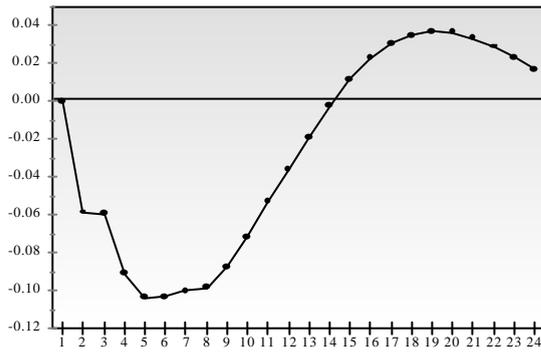
### Gráfico 3

Respuesta de BC a innovación de TDI



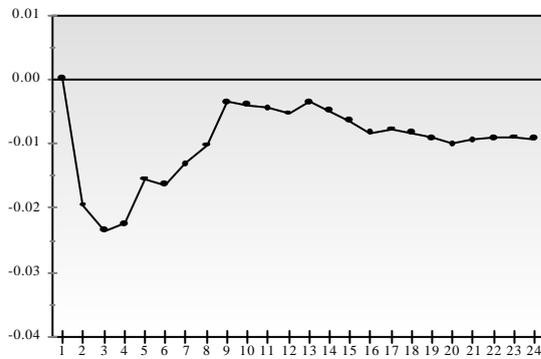
### Gráfico 4

Respuesta de BC a innovación de TCR

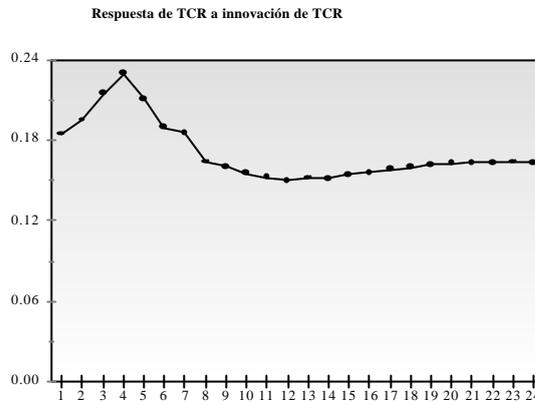


### Gráfico 5

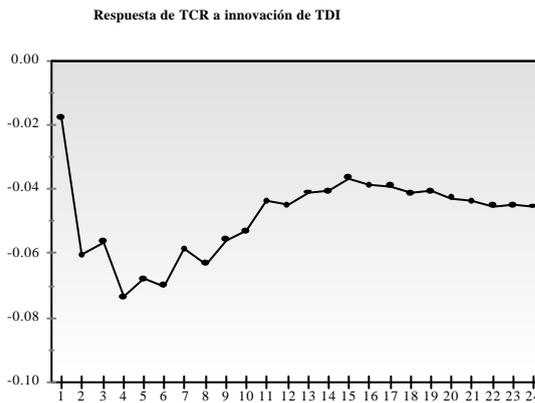
Respuesta de TDI a innovación de TCR



**Gráfico 6**



**Gráfico 7**



**Tabla 3. Funciones de respuesta de impulsos**

Respuesta de:	Año	Innovación en:		
		BC	TDI	TCR
<b>BC</b>	1	0.179	0.000	0.000
	2	0.089	0.004	-0.104
	3	0.009	0.010	-0.088
	4	0.023	0.004	-0.019
	5	0.046	-0.006	0.030
	6	0.049	-0.008	0.033
<b>TDI</b>	1	-0.016	0.057	0.000
	2	0.016	0.059	-0.016
	3	0.042	0.045	-0.004
	4	0.049	0.037	-0.003

	5	0.041	0.037	-0.008
	6	0.036	0.039	-0.009
<b>TCR</b>	1	-0.024	-0.018	0.184
	2	0.055	-0.068	0.211
	3	-0.010	-0.056	0.160
	4	-0.055	-0.041	0.152
	5	-0.043	-0.039	0.158
	6	-0.027	-0.044	0.163

Orden BC, TDI, TCR

Los resultados de las innovaciones en la función de impulsos de respuestas, publicados en la Tabla 3, muestran la fuerte presencia de shocks permanentes en el período analizado. Adviértase que muchas variables no retornan al sendero de largo plazo luego del shock de otra variable, lo que induce a pensar en la existencia de persistencia de los shocks.

El Gráfico 3 nos muestra que un shock positivo de los términos de intercambio provoca un efecto temporario y negativo en la serie de balanza comercial. Recordando la definición empleada en el trabajo, el aumento en la balanza comercial implica una disminución en el valor del volumen de exportaciones ó un aumento del valor del volumen de las importaciones. La mejora en los términos de intercambio, a su vez, puede deberse a un alza en el precio de los exportaciones ó una baja en el de las importaciones. Que el efecto final del shock positivo sea un déficit temporal de la balanza comercial implicaría que la segunda hipótesis es más fuerte que la primera en el corto plazo. Esto da justificación para un razonamiento según el cual una mejora de precios relativos provoca un efecto sustitución significativamente grande entre bienes domésticos e importables, en detrimento de los primeros como sugieren en alguna medida Khan y Montiel (1987.) Luego de este efecto temporal la balanza retoma asintóticamente a una tendencia cercana a la inicial (pre-shock.) Esto es acorde a lo hallado por autores como Haynes y Stone (1982, 1983) y McPheters y Stronge (1979, 1982) para el caso de EE.UU. quienes determinaron una duración de entre varios trimestres a inclusive dos años para que un shock en la relación real de cambio motivara cambios en la balanza comercial.

El Gráfico 4, por su parte, traza la trayectoria temporal de la balanza comercial ante una depreciación real del tipo de cambio. La depreciación, que mejora la balanza comercial permanentemente, vislumbra un claro efecto inverso al del tipo de curva J como se sugiere ante estos procesos de alza del valor del tipo de cambio real, que provocan retardos en el ajuste de los flujos comerciales por cuestiones contractuales y ajustes de expectativas<sup>11</sup>. En este caso la reacción ante una

<sup>11</sup>Si bien este efecto es medido sobre el comportamiento de la cuenta corriente, ésta mantuvo durante este período una conducta muy similar con la balanza comercial dada la baja influencia de los pagos de deuda externa, manteniendo ambas muy alta correlación.

devaluación es la mejora inmediata de la balanza comercial con una posterior, y relativamente lejana, retracción de la misma. La devaluación real y su efecto temporal superavitario dura 14 períodos (unos tres años y medio) antes que el saldo de balanza caiga debajo de la tendencia que tenía antes de producirse el aumento del tipo real. Esto, a su vez, da cierta justificación a la proposición de Marshall-Lerner que asegura que una devaluación mejora la balanza comercial. Implícitamente haría sospechar que las elasticidades de importación y exportación son altas con respecto a variaciones del tipo de cambio real, aunque este trabajo no busca profundizar en este aspecto.

El Gráfico 5 muestra el efecto temporal de las políticas endógenas en la modificación de los términos de intercambio, a través en este caso del tipo de cambio real. Un aumento en el tipo real (devaluación real) como fue efectivamente utilizado durante el período de estudio, aumenta la performance de las exportaciones locales y provoca una leve baja durante dos períodos (considerando un rezago inicial) de la relación real de intercambio. Luego ésta se recompone paulatinamente hasta lograr aunque no logra volver al nivel de equilibrio de la tendencia original.

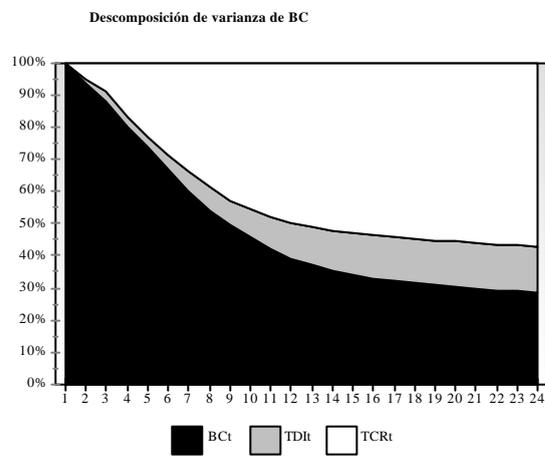
El Gráfico 6, por su parte, nos muestra el efecto permanente de los cambios en el tipo real de cambio producto de propias innovaciones. Se puede apreciar un efecto de desbordamiento del tipo real que se devalúa en forma pronunciada durante cuatro períodos (un año) iniciando inmediatamente un proceso de devaluación hasta hallar su nueva tendencia de equilibrio de largo plazo, superior (devaluada) sensiblemente al del sendero inicial. La persistencia del tipo real puede deberse a cierta rigidez (*stickness*) de los precios que evitan, ó por lo menos obstaculizan, el retorno de los precios a su nivel de equilibrio anterior. Khan y Montiel (1987), por su parte, establecen que una devaluación depreciará al tipo de cambio real de su sendero de equilibrio inicial en el largo plazo si se da la circunstancia inicial de un déficit de cuenta corriente excedido de su nivel de largo plazo, ocurriendo esto aún si se considera la hipótesis de salarios y precios flexibles dentro de la economía. El déficit de cuenta corriente del período parecería, efectivamente, superior a su tendencia histórica. Otra explicación, congruente también con el período de análisis, lo da la existencia de shocks reales y persistentes en otros sectores de la economía que tornen muy difícil el retorno del tipo de cambio real a la tendencia original.

El Gráfico 7 ilustra el efecto sobre el tipo real de cambio de una innovación positiva en los desvíos estándar de los términos de intercambio. Una mejora en estos últimos provoca una sensible apreciación real transitoria que es mantenida a un nivel permanente aunque levemente inferior al sendero original. Estos resultados pueden deberse a excesos de demanda en el mercado de no transables cuando la mejora en los términos de comercio sea debido a alzas en el precio de las exportaciones ó por una baja en el nivel de precios internos cuando la causa es una baja en el precio de las importaciones (Kahn y

Montiel, 1987.) Sin embargo el hecho de que la simulación muestre efectos sostenidos en el largo plazo sin volver asintóticamente al nivel original de equilibrio nos retrae nuevamente al tema de la persistencia del tipo de cambio real y a los shocks exógenos permanentes a la que fue sometida la relación real de intercambio.

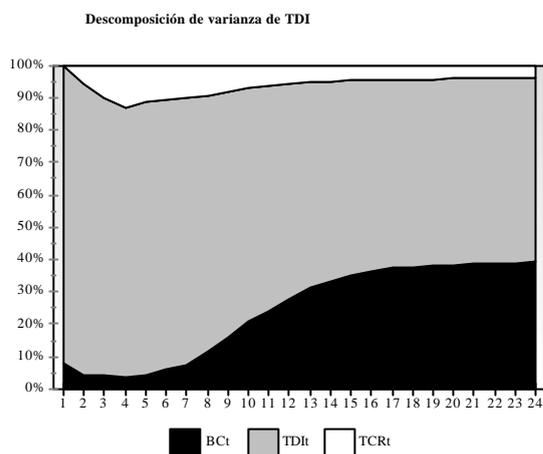
Los análisis de funciones de impulsos de respuestas se complementan con la descomposición de la varianza de cada variable. Esta proveen información sobre el rol jugado por diferentes shocks estructurales en la explicación de la variabilidad de las series en diferentes horizontes de tiempo.

### Gráfico 8



Dicho de otro modo, la descomposición de varianza nos revela la contribución de cada fuente de innovación a la varianza del error de predicción de cada período para cada una de las variables del sistema. Los resultados pueden observarse en los Gráficos 8 a 10.

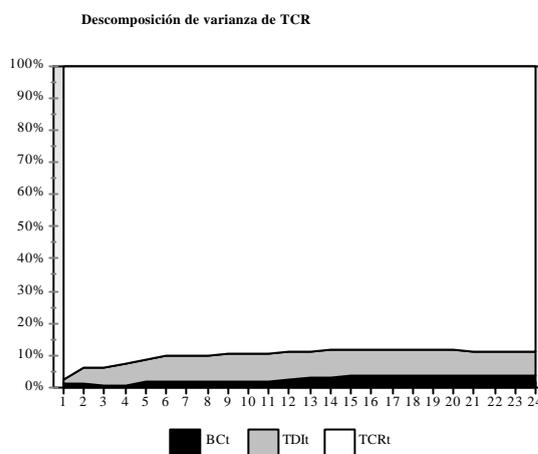
**Gráfico 9**



El Gráfico 8 muestra que la balanza comercial mantiene una alta explicatividad de su propia variabilidad en los primeros períodos, aunque cediendo paulatinamente su poder explicativo a las variaciones del tipo de cambio real el cual, a partir de período 12 (tres años) de simulación, explica más de la mitad de la variabilidad total de la balanza comercial como se observa en la Tabla 4. Al período 24 (seis años) los términos de intercambio sólo explican el 10% de la variabilidad. Así, en el modelo de largo plazo, las fluctuaciones de la balanza comercial son explicadas por las variaciones en el tipo real de cambio que determina el nivel de exportaciones netas acorde a la estructura de precios relativos que se va manifestando.

La variabilidad de los términos de intercambio en el corto plazo, como se observa en el Gráfico 9, corresponde principalmente a un fuerte componente autónomo aunque manifiesta una marcada y levemente creciente perturbación del tipo de cambio en el lapso de una año (cuatro períodos), perturbación que se hace asintóticamente permanente a largo plazo en una explicatividad de cerca de 5% de la variabilidad de  $\varepsilon_{TDIt}$ . A largo plazo se aprecia una creciente participación de las exportaciones netas en la explicatividad de la variación de los términos de intercambio, con lo que puede sugerirse un efecto de retroalimentación entre los resultados de variaciones en la balanza comercial (déficit ó superávit) que ejercen presión sobre la corrección de los términos de intercambio. Así si se registran superávits [déficits] consecutivos a largo el tipo de cambio real tenderá a revaluarse [devaluarse] haciendo variar nuevamente la relación de términos de intercambio.

### Gráfico 10



Por último, el Gráfico 10 nos muestra el fuerte comportamiento autónomo del tipo de cambio comercial real, tanto a corto como a largo plazo. La influencia de las innovaciones de la balanza comercial y los términos de intercambio apenas superan juntas el 10% de explicatividad a largo de la variación del tipo de cambio como se observa en la Tabla 4. Esta situación apoya la hipótesis de la falta de ajuste del tipo real a través de mecanismos de mercado, dado la inexistencia de retroalimentación con los otros dos componentes significativos del sector externo de una economía. Esto fortalece los resultados obtenidos por otros autores estudio (Messe y Rogoff, 1983) que destacan la pobre explicatividad empírica de los 'fundamentals', v.g. las variables previstas por la teoría económica de tener efectos fundamentales en el comportamiento del tipo de cambio. El enfoque de desequilibrio podría justificar que la descripción de la variabilidad del tipo real se explicaría mejor a través de observar la variabilidad del tipo nominal. Pero, al mismo tiempo, esto último condice con cierta explicación del enfoque de equilibrio (Stockman, 1987, pp. 28-29) el cual no atribuye a los problemas de balanza comercial ó de fluctuaciones en el producto bruto una causalidad directa y sistemática en la determinación del tipo de cambio. El grado de afectación dependerá del origen de la perturbación y de la preeminencia de efectos ingreso ó sustitución en la reasignación de recursos productivos. Considerando el comportamiento del tipo de cambio en la Argentina se puede considerar que ambos enfoques aportan una cuota de explicatividad a la conducta del tipo real de cambio. Sin lugar a dudas el enfoque de desequilibrio acierta al alertar sobre la utilización del tipo de cambio nominal para perturbar al tipo real a fin de utilizarlo como herramienta de política comercial complementaria al nivel competitivo de la producción interna, hecho muy observado en nuestro país, así como el enfoque de equilibrio advierte de la necesidad de tener en cuenta los shocks reales que en nuestro caso parecer estar poco contemplados en las otras dos variables incluidas.

**Tabla 4. Descomposición de la varianza de variables**

<b>Variable</b>	<b>Año</b>	<b>BCt</b>	<b>TDIt</b>	<b>TCRt</b>	<b>Desvío Estándar</b>
<b>BCt</b>	1	100.000	0.000	0.000	0.179
	2	73.823	2.945	23.232	0.334
	3	49.607	7.564	42.829	0.419
	4	37.182	11.609	51.209	0.487
	5	32.202	13.510	54.288	0.543
	6	29.898	14.207	55.895	0.593
<b>TDIt</b>	1	7.680	92.320	0.000	0.059
	2	4.539	84.129	11.332	0.122
	3	16.193	75.739	8.068	0.166
	4	31.087	63.508	5.405	0.207
	5	37.222	58.339	4.438	0.238
	6	38.630	57.222	4.148	0.262
<b>TCRt</b>	1	1.590	0.927	97.483	0.187
	2	1.683	7.273	91.044	0.486
	3	1.631	8.671	89.698	0.614
	4	2.872	8.467	88.661	0.697
	5	3.964	7.893	88.144	0.773
	6	3.883	7.602	88.515	0.844

Orden: BC TDI TCR

#### **IV. CONCLUSIONES**

Las variables simuladas con los datos de 1970 a 1990 del sector externo argentino muestran signos de shocks permanentes. Las circunstancias exógenas descritas en la introducción podrían haber tenido una afectación predominante en los resultados obtenidos. Los Gráficos 3 al 7 y la Tabla 3 advierten de variables que una vez movidas de su tendencia histórica no retornan a ella en el largo plazo. Los Gráficos 8 al 10 y la Tabla 4 hacen observar fuertes componentes autoexplicativos en todas las variables, al menos en el corto plazo.

El tipo de cambio se comporta como una variable exógena explicada por sus propio comportamiento pasado. Se observan en el mismo efectos de desbordamiento y persistencia ante devaluaciones reales. Su efecto sobre la balanza comercial se muestra significativo y de largo plazo, mientras que sólo leve y temporalmente afecta a la relación real de intercambio.

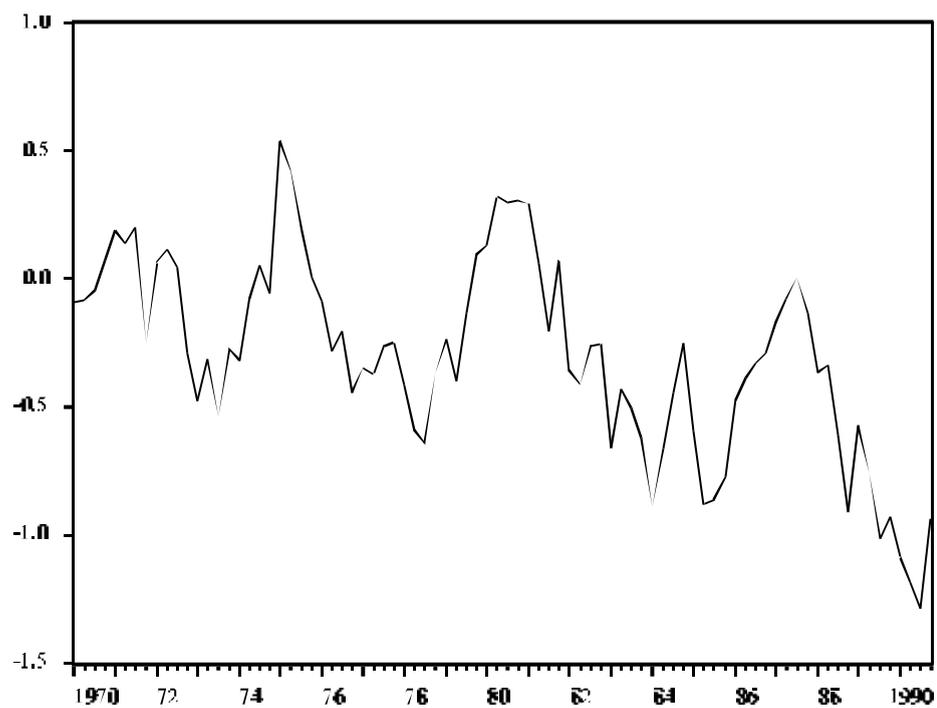
Los términos de intercambio muestran un fuerte componente exógeno en el corto plazo con leve influencia del tipo de cambio real por período de tres a cuatro trimestres. A largo plazo los ajustes de balanza comercial (vía estructura arancelaria ó vía tipo de cambio real) ayudan a explicar el comportamiento de la variable.

Por último, la balanza comercial muestra a corto plazo un comportamiento autónomo que se va cediendo explicatividad a largo plazo a las otras dos variables. Es la variable que muestra más

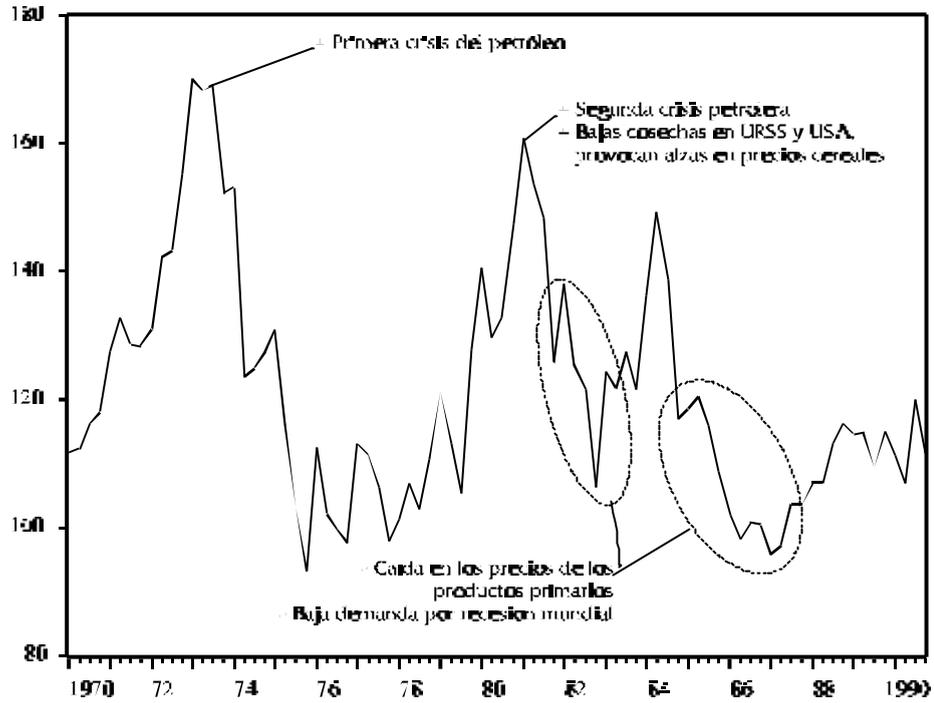
características de endogeneidad de las tres trabajadas. Esa endogeneidad se manifiesta al corto y al largo plazo, siendo, como era de esperarse, más fuerte la influencia del tipo de cambio real en el primer caso.

#### **APÉNDICE GRÁFICO. SERIES UTILIZADAS**

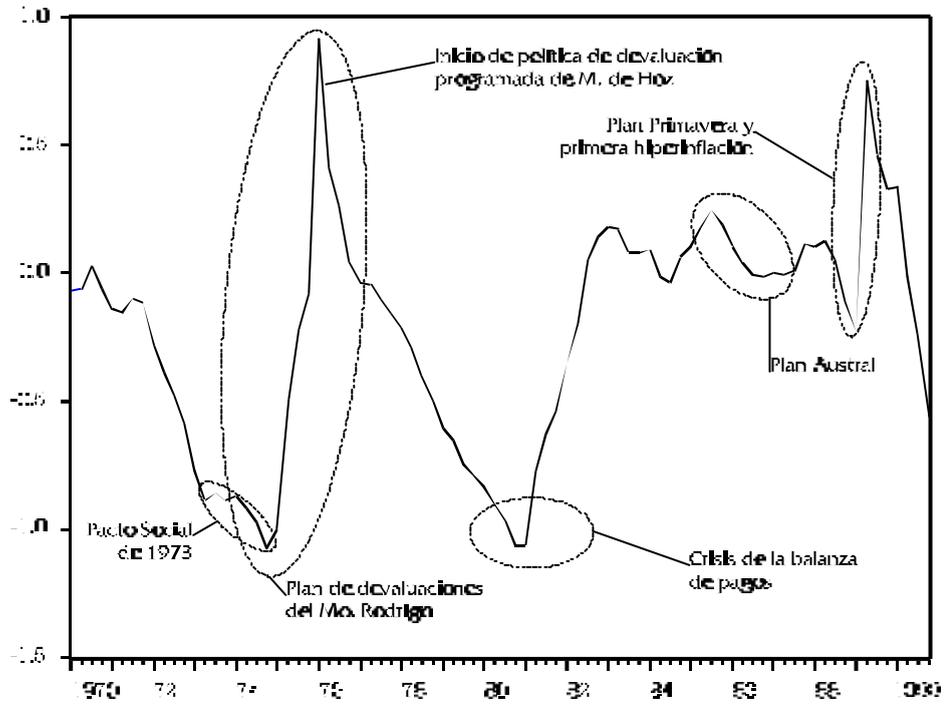
##### **Serie 1. Balanza comercial**



### Serie 2. Términos de intercambio



### Serie 3. Tipo de cambio comercial real



## REFERENCIAS

---

- Bahmani-Oskooee, M. y Aise, J.** Is There any Long-Run Relation Between the Terms of Trade and Trade Balance?, *Journal of Policy Modeling* 17, April 1995, pp. 199-205.
- Blanchard, O.**, A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations, *American Economic Review* 79, 1989, pp. 1146-1164.
- CEPAL**, *Estadísticas económicas de corto plazo de la Argentina: Sector externo y condiciones económicas internacionales*, Documento de trabajo 20 - Volumen II, 1986
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller**, Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* 24, 1979, pp. 427-431.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller**, The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica* 44, 1981, pp. 1057-1072.
- Edwards, S. y L. Ahamed**, *Economic Adjustment and Exchange Rates*, Chicago University Press, 1986.
- Edwards, S.**, *Real Exchange Rates. Devaluation and Adjustment*, The MIT Press, 1989.
- Elliot, G. y A. Fatás**, International business cycles and the dynamics of the current account, *European Economic Review* 40, 1996, pp. 361-387.
- Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas**, Base de datos DataFIEL.
- Galor, O. y S. Lin**, Terms of trade and current account dynamics: A methodological critique, *International Economic Review* 35, November 1994, pp. 1001-1014.
- Gonzalo, J.**, Comparison of Five Alternative Methods of Estimating Long Run Equilibrium Relationships, Discussion Paper 89-55, University of California, San Diego, 1989 citado en **Johansen** (1991), pp. 1566.
- Gujarati, A.** *Econometrics*, Third Edition, Mc Graw Hill, 1995.
- Hall, R.E, D. Lilien y J. Johnston**, *EViews. User's Guide*, QMS, 1994.
- Haynes, S. y J. Stone**, Impact of the Terms of Trade on the U.S. Trade Balance: A Reexamination, *The Review of Economics and Statistics* 64, November 1982, pp. 702-707
- \_\_\_\_\_, **y** \_\_\_\_\_, Secular and Cyclical Responses of U.S Trade to Income: An Evaluation of Traditional Models, *The Review of Economics and Statistics* 64, February 1983, pp. 87-96.
- Heymann, D.**, Sobre la interpretación de la cuenta corriente, *Anales de la AAEP - XXVIII Reunión Anual*, Tucumán, 1993, pp. 107-128.
- Johansen, S.**, Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autorregresive Models, *Econometrica* 59, 1991, pp. 1551-1581.
- Khan, M. y P. Montiel**, Real Exchange Rate Dynamics in a Small, Primary-Exporting Country, *Staff Papers IMF* 34, 1987, pp. 681-709.
- Kremers, J. y T. Lane**, Economic and monetary integration and the aggregated demand for money in the EMS, *IMF Staff Papers* 37, 1990, pp.777-805.

- Krugman, P. y M. Obstfeld**, *Economía Internacional. Teoría y política*, McGraw-Hill, 1994.
- McPheters, L. y W. Stronge**, Impacts of the Terms of Trade on the U.S. Trade Balance: A Cross Spectral Analysis, *The Review of Economics and Statistics* 61, August 1979, pp. 451-455
- \_\_\_\_\_ **y** \_\_\_\_\_ Impact of the Terms of Trade on the U.S. Trade Balance: A Reply, *The Review of Economics and Statistics* 64, November 1982, pp. 707-708
- Meese, R. y K. Rogoff**, Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Are Any Fit to Survive?, *Journal of International Economics* 14, February 1983, pp. 3-24.
- Obschatko, E., E. Sguiglia y R. Delgado**, *Efectos de la desregulación sobre la competitividad de la producción argentina*, Grupo Editor Latinoamericano, 1994.
- Obstfeld, M. y Stockman, A.** Exchange-Rate Dynamics, *Handbook of International Economics*, Vol. II, North Holland, 1985, pp. 917-977
- Ostry, J.D.**, The Balance of Trade, Terms of Trade and Real Exchange Rate: An Intertemporal Optimizing Framework, *Staff Papers IMF* 35, 1988, pp. 541-572.
- Paolazzi, L.**, Italia recobra su competitividad, 1992-1995: La devaluación de la lira ¿una historia exitosa?, *Boletín Informativo Techint* 283, Julio-Septiembre, 1995, pp. 33-56..
- Sims, C., J. Stock y M. Watson**, Inference in Linear Time Series Models with Some Units Roots, *Econometrica* 58, 1990, pp. 113-144.
- Sargan, J. y A. Barghava**, Testing residual from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk, *Econometrica* 51, 1983, pp. 153-174
- Stockman, A.**, The equilibrium approach to exchange rates, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, Vol. 73/2, March/April, 1987, pp. 12-30