

El tipo de cambio real en Ecuador: 1977-1994 Un análisis de series de tiempo *

Eliana Santamaría

1. Introducción

El tipo de cambio real constituye en cualquier economía un precio relativo de especial importancia. En efecto, de su comportamiento dependen las decisiones de asignación de recursos en el largo plazo y las expectativas de los agentes sobre la evolución de la economía en el corto plazo y, por lo tanto, las decisiones de cartera.

Adicionalmente para el Ecuador, donde el sistema de tipo de cambio fijo prevaleció por largo tiempo y los desequilibrios macroeconómicos y factores exógenos alteraron los criterios de la tradicional política cambiaria, la comprensión de la dinámica del tipo de cambio real (TCR) tiene particular interés para la evaluación y el diseño de la política económica.

En este sentido, el objetivo básico del presente estudio es caracterizar el comportamiento del tipo de cambio real y definir los factores que determinan su dinámica, mediante el análisis de series de tiempo y, específicamente, del análisis de intervención.

* Este artículo es un resumen de la tesis de maestría presentada por la autora en el ITAM (México).

El presente documento contiene una breve descripción de la evolución de la economía ecuatoriana. Seguidamente, y mediante el análisis de series de tiempo, se estudia el comportamiento del tipo de cambio real, determinando si éste sigue una trayectoria estable, de manera que una desviación con respecto al nivel de equilibrio tiende a disminuir en el tiempo, o bien, si crece, requiriendo la intervención gubernamental para su realineación. En una tercera sección, se separan los componentes endógenos de los exógenos o deterministas, a fin de medir el efecto de cada intervención gubernamental. En una penúltima etapa, a través de un modelo intertemporal, se evalúan econométricamente los factores reales y nominales que influyen en la determinación del tipo de cambio real. Finalmente, se mencionan los resultados, conclusiones y recomendaciones.

2. Principales planteamientos de la investigación

A partir de 1982, la economía ecuatoriana ha experimentado crisis recurrentes debido a causas de origen interno y externo. Los desequilibrios en las finanzas públicas y en la cuenta corriente, combinados con la suspensión de los flujos de ahorro externo, al igual que el deterioro de los términos de intercambio y la devaluación, marcaron el comienzo de un período de elevada inflación y estancamiento económico.

En el transcurso de este período se implantaron tres programas de ajuste y estabilización. Los dos primeros, en 1982 y 1988 tuvieron un alto componente de ajuste gradual. El plan de 1992, en contraste, se implantó bajo una estrategia de shock y precios importantes, como el tipo de cambio, permanecieron estables tras el ajuste inicial. Cabe destacar que los tres programas incluyeron drásticas devaluaciones del tipo de cambio nominal.

Mientras en los dos primeros programas la política monetaria fue el instrumento de desaceleración de la inflación, en el tercero el dinero dejó de estar controlado por el Banco Central y el tipo de cambio pasó a ser la variable de control.

El último programa de estabilización, ejecutado en un ambiente de importantes entradas de capital, refleja la conveniencia de la aplicación conjunta de políticas de control fiscal y de anclaje del tipo de cambio para disminuir el crecimiento de los precios. Sin embargo, aún no se logra estabilizar el

crecimiento de los precios en niveles cercanos a los de la inflación mundial; el actual nivel inflacionario inclusive es superior al vigente en los años previos a la crisis.

Es preocupante, asimismo, la acumulación de un excesivo atraso cambiario, traducido en un incremento de la demanda por importaciones de bienes de consumo, que podría volverse insostenible y originar una nueva crisis cambiaria. Al respecto, la experiencia comprueba que el uso de la política cambiaria dirigida a lograr metas de estabilización antiinflacionaria, con prioridad a las de equilibrio externo, es un criterio no sostenible en el mediano plazo en economías sujetas a una restricción intertemporal de recursos.

Ante estas circunstancias, cabe preguntarse si el posible atraso cambiario podría generar desajustes macroeconómicos cuya corrección requiera, en adición a políticas de control de la demanda, de devaluaciones del tipo de cambio. Es decir, ¿es necesaria una nueva intervención gubernamental para lograr estabilizar el tipo de cambio real haciendo que regrese al nivel de equilibrio de largo plazo?

Si bien en ocasiones anteriores la devaluación nominal fue una vía rápida para realinear el tipo de cambio real a su nivel de equilibrio de largo plazo, la solución podría no ser la misma en una economía que ha experimentado la aplicación de distintas políticas de ajuste y estabilización, así como la introducción de reformas de carácter estructural.

Si el tipo de cambio real sigue una trayectoria estable, donde el efecto de cualquier shock desaparece en el tiempo, puede afirmarse que éste regresará por sí mismo a su nivel de equilibrio. Consecuentemente, no sería necesaria la intervención del gobierno. Frente a esta afirmación, ¿se comporta el tipo de cambio real como un proceso estacionario?, ¿se encuentra esta variable en su trayectoria al equilibrio?

Por último, en vista de que el país busca una reasignación de recursos que permita acelerar su crecimiento económico en un ambiente de estabilidad de precios, ¿qué sistema cambiario le conviene adoptar en un horizonte de mediano y largo plazo?, ¿qué variables determinan su dinámica?

Bajo la metodología del análisis de series de tiempo se tratará de dar contestación a las inquietudes planteadas, las mismas que guían el desarrollo de esta investigación.

3. El tipo de cambio real de equilibrio

Las definiciones del tipo de cambio real (TCR) se derivan de la teoría de la paridad del poder de compra (PPC).¹ En su versión relativa postula que el tipo de cambio nominal entre dos países se mueve de acuerdo a los diferenciales de inflación. Entonces, si π es la inflación doméstica, π^* la inflación externa y E el tipo de cambio nominal, la PPC postula que:

$$\Delta\%E = \pi - \pi^*$$

lo cual implica que si la inflación doméstica es superior a la externa, el tipo de cambio debería depreciarse continuamente. Según la PPC, el tipo de cambio real es el cociente del costo en moneda nacional de una canasta de bienes externos respecto del costo de una canasta de bienes domésticos. En otras palabras, mide la capacidad de compra de una moneda en el mercado internacional. Su expresión matemática es:

$$TCR = e = EP^* / P$$

donde P^* y P son los niveles de precio externos y doméstico respectivamente. Por otro lado, el concepto del tipo de cambio real implícito en los modelos de economías dependientes, se define como el precio relativo, en moneda nacional, de los bienes comerciables respecto a los no comerciables:

$$TCR = e = EP_T^* / P_N$$

donde P_T^* es el precio internacional de los bienes comerciales y P_N es el precio doméstico de los no comerciales. Esta definición supone que la ley de un solo precio se cumple para los bienes comerciables y que no hay impuestos al comercio (Mussa, 1984).

Para fines empíricos y por la limitada información sobre índices de precios de bienes comerciables y no comerciables, como indicador de P_T^* se usa el índice de precios al por mayor de un país o grupo de países (IPM). Este índice constituye una buena aproximación del precio de los comerciables, al contener mayoritariamente esa clase de bienes. Para P_N , un buen indicador es el IPC del país, pues incluye básicamente bienes no comerciables.

¹ Analizada inicialmente por Gustav Cassel.

El tipo de cambio real de equilibrio (TCRE), por su parte, se define como el valor que permite tanto el equilibrio interno como externo. En un enfoque de bienes comerciables y no comerciables, el equilibrio interno supone una situación de oferta excedente nula en el mercado de bienes no comerciables. En el equilibrio externo, el cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal requiere que la suma descontada en el tiempo de los superávits en cuenta corriente sea igual a cero.

Edwards (1988) plantea un modelo de equilibrio intertemporal para el TCR, enfatizando el efecto de choques reales sobre esta variable y, por esa vía, sobre la asignación de recursos. Bajo esa concepción, el nivel de equilibrio del TCR es función de un conjunto de variables reales que constituyen sus fundamentos. La expresión dinámica para esta variable es:

$$\Delta \log e_t = a_1 (\log e_t^* - \log e_{t-1}) - a_2 (Z_t - Z_t^*) + a_3 (\log E_t - \log E_{t-1})$$

donde e es el tipo de cambio observado, e^* su valor de equilibrio, Z representa a las políticas macroeconómicas que afectan al TCR, siendo Z^* el valor sostenible de dichas políticas y E , el tipo de cambio nominal, a_1, a_2, a_3 son parámetros de comportamiento.

En el modelo se identifican tres fuerzas que determinan la dinámica del TCR: i) una tendencia autónoma a moverse hacia su nivel de equilibrio, incorporada a través del TCR rezgado; ii) los desequilibrios fiscales y monetarios que apreciarían el tipo de cambio real; y, iii) la devaluación nominal que, al menos en el corto plazo, produce una depreciación real.

Las variables reales que explican al TCR de equilibrio son: i) los términos de intercambio externo, ii) las restricciones cambiarias y comerciales, iii) los flujos de capital, iv) el progreso técnico; y, v) el nivel de gasto del gobierno. El signo esperado de los términos de intercambio no está determinado ex ante y dependerá de los efectos sustitución e ingreso asociados. Para el resto de las variables reales se espera un signo negativo. La devaluación constituye, por su parte, una herramienta eficaz para corregir las desviaciones del tipo de cambio real de su nivel de equilibrio, al menos en el corto plazo. Edwards concluye que países que no han tenido una devaluación efectiva en cuanto a su efecto sobre el TCR, son aquellos que junto con la devaluación tuvieron políticas monetarias expansivas, déficit fiscal o indexación de salarios.

4. Análisis de series de tiempo para el tipo de cambio real

Por lo expuesto, para fines empíricos se adopta como aproximación para el tipo de cambio real bilateral la sugerida por diversos investigadores:²

$$TCR = e = E^*(IPM/IPC)$$

donde E es el tipo de cambio nominal entre la moneda nacional y el dólar norteamericano, IPM es el índice de precios al por mayor de los Estados Unidos, el principal socio comercial de Ecuador, e IPC es el índice nacional de precios al consumidor, buena aproximación para el precio nacional de los bienes internos. Un aumento en el tipo de cambio real significa que la moneda experimentó una depreciación en términos reales, mientras que una disminución revela una apreciación real del sucre.

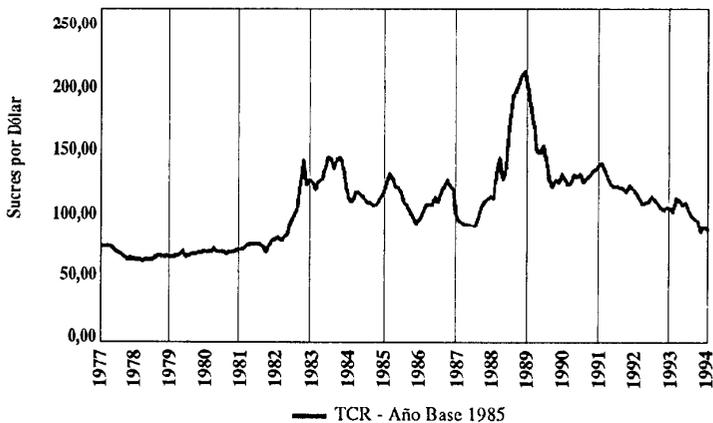
El análisis de la serie de tipo de cambio real para Ecuador comprenderá el período enero de 1977 a julio de 1994. Los datos del tipo de cambio nominal y del índice de precios al consumidor se tomaron de la información estadística mensual publicada por el Banco Central del Ecuador. El índice de precios al por mayor se obtuvo de la publicación *Survey of Current Business* de los Estados Unidos. Existe total concordancia entre los datos de las fuentes mencionadas y los indicadores publicados por el Fondo Monetario Internacional. Con esa información se elaboraron 211 observaciones mensuales del TCR, tomando como año base el de 1985.

En el Gráfico 1a se puede observar la evolución que ha mostrado el tipo de cambio real en Ecuador. En términos generales, se observa una tendencia a la baja en los años de inicio del presente estudio, desde 1977 hasta fines de 1978, que contrasta con el período comprendido entre 1982 y 1989, donde se observa un comportamiento totalmente irregular, en el que resalta la fuerte alza del TCR ocurrida al inicio de dicho lapso. Cabe mencionar que en ese período la economía experimentó diversos shock reales y monetarios, como la restricción de crédito externo, el deterioro de los términos de intercambio, los desequilibrios fiscal y externo, y ciertas transformaciones tendientes a implantar un nuevo patrón de desarrollo, basado en la promoción de exportaciones.

² Véase, por ejemplo, Harberger (1986).

Actualmente, se observa una tendencia a la baja similar a la de finales de los años 70. Sin embargo, no queda claro que la situación de la economía sea la misma. Podría suponerse que tras el ajuste estructural la apreciación tienda a ser menor, por lo que eventualmente el TCR se estabilizará en su nivel de largo plazo, o contrariamente, que éste se incremente demandando la intervención del gobierno para regresar a su nivel de equilibrio. Frente al último planteamiento, la inquietud es: ¿es posible que el tipo de cambio real regrese a su nivel de equilibrio por sí mismo, o es necesario que el gobierno intervenga? Ante las distintas tendencias que muestra el TCR, ¿existió un rompimiento estructural en el comportamiento de la serie que hipotéticamente refleje un cambio estructural en uno de sus fundamentos? En particular, interesa saber si los programas de ajuste implementados y los procesos de apertura y modernización de la economía, alteraron el comportamiento de esta variable.

Gráfico No. 1a
Ecuador: Tipo de cambio de Real
Enero-1977 a Julio-1994



4.1 Formulación e identificación del modelo

Antes de formular un modelo que represente el comportamiento de una serie de tiempo es necesario saber si el proceso estocástico subyacente que genera

la serie no cambia con el tiempo. Si es así, el proceso es estacionario y consecuentemente podrá ser modelado a través de una ecuación con coeficientes fijos, bajo el supuesto de que la relación estructural descrita es invariante en el tiempo.

La metodología a utilizarse en la construcción del modelo que explique el comportamiento de la serie del tipo de cambio real, se fundamenta en la propuesta teórica de Box y Jenkins (Guerrero, 1991), que a continuación se desarrolla.

En términos generales, para caracterizar a un proceso estocástico se requiere conocer la función de densidad conjunta de todas las variables aleatorias involucradas. En la práctica, dado que los primeros momentos de las variables aleatorias resumen eficazmente su distribución, se sugiere caracterizar a un proceso estocástico a través del estudio de la media, varianza y covarianza.

Una serie es estacionaria de segundo orden cuando su media y varianza no cambian en el tiempo. El hecho de que la media del proceso sea independiente del tiempo, asegura que éste, aún cuando se aleje del nivel medio por cierto periodo, regresará a una vecindad del mismo. Si la serie resulta ser no estacionaria en su nivel, es posible conseguir su estacionariedad mediante la aplicación de una transformación diferencial a la serie original de la siguiente forma:

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$$

La no estacionariedad en la varianza se corrige, en cambio, aplicando una transformación no lineal a la serie original. El procedimiento a seguirse consta en Guerrero (1991).

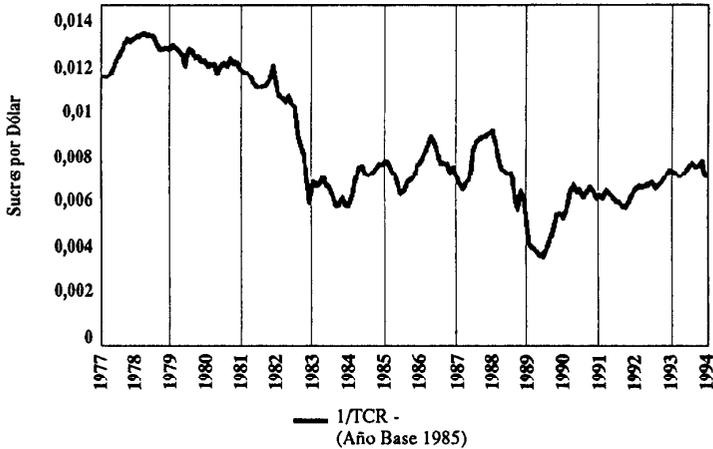
En vista de que la serie del tipo de cambio real para Ecuador resultó ser no estacionaria, tanto en su nivel como en su varianza, el primer paso en la identificación del modelo constituyó la selección apropiada de la transformación potencia estabilizadora de varianza (λ). De acuerdo con el programa RATS, el valor óptimo de λ , es decir, aquel que minimiza el coeficiente de variación es de -2. Sin embargo, con el propósito de facilitar el manejo y la interpretación del análisis se optó por $\lambda = -1$. Al elegir $\lambda = -1$ como la transformación potencia adecuada, el análisis se referirá al inverso del tipo de cambio real como la variable en estudio (Gráfico 1b).

Entonces si $\{Z_t\} = TCR_t$, la transformación implica: $T\{Z_t\} = 1/TCR_t$.

Gráfico No. 1b

$T(Z_t) = 1/\text{Tipo de cambio real (TCR)}$

Enero-1977 a Julio-1994



Posteriormente, se procedió a verificar si la serie era estacionaria en su nivel. Esta propiedad se cumple cuando la función de autocorrelación, FAC, converge rápidamente a cero; en consecuencia, la principal herramienta para determinar el grado de diferenciación óptimo es el análisis e interpretación de la FAC muestral.

La serie transformada $T\{Z_t\} = 1/TCR_t$ resultó ser no estacionaria, la FAC decrece con lentitud a medida que aumenta el número de rezagos por lo tanto se procedió a eliminar la tendencia mediante una transformación diferencia -o aplicación del operador rezago $(1-B)$ - que implica las siguientes operaciones:

$$\Delta Z_t = (1 - B) Z_t = Z_t - Z_{t-1}$$

La FAC de la serie diferenciada una sola vez converge rápidamente a cero, es decir, es en sí una serie estacionaria. Lo mismo ocurre con la serie

diferenciada dos veces. Sin embargo, los resultados del programa en RATS confirman que la desviación estándar muestral de la serie con una diferencia es menor.³

4.1.1 Elementos para la verificación de los modelos

Ya que la formulación de modelos se fundamenta en supuestos que de no cumplirse, invalidan los resultados, es requisito indispensable la verificación de los mismos. Con ese propósito, y en vista de que los residuos miden la discrepancia entre los valores observados y los valores estimados por el modelo, su análisis constituye una forma clara y simple para detectar violaciones a los supuestos de los modelos. Si el tamaño de la muestra es grande, los errores aleatorios y los residuales son equivalentes, consecuentemente, al analizar los residuales observados (a_t), básicamente se evalúa lo que debe ser una realización del proceso de ruido blanco (a_t). La verificación de los modelos debe incluir el cumplimiento de los siguientes supuestos:

Supuesto 1: (a_t) tiene media cero.

El supuesto se acepta si se satisface la siguiente expresión:

$$\left| \sqrt{\frac{N-d-p}{N}} \frac{\bar{m}(\hat{a})}{\hat{\sigma}_a} \right| \leq 2$$

es decir, si el valor absoluto del cociente entre la media aritmética y la desviación estándar residual ajustada, es menor a 2, donde N es el número de observaciones, d el número de diferencias regulares y p es el grado del polinomio autorregresivo.

Supuesto 2: (a_t) tiene varianza constante.

El análisis gráfico de los residuales contra el tiempo es una forma de verificar si se cumple este supuesto.

Supuesto 3: Las variables aleatorias (a_t) son mutuamente independientes.

Si los residuales siguen un proceso de ruido blanco significa que cumplen con

3 El grado de diferenciación óptimo podría determinarse, adicionalmente, mediante el cálculo de la desviación estándar muestral (S). Entonces, si d es el grado de diferenciación apropiado, debe cumplirse: $S(d) = \text{mínimo}\{S(j), j=1,2,3,\dots,n\}$, siendo j el número de diferencias aplicado.

el supuesto de independencia residual, lo cual implica no autocorrelación. Una prueba conjunta de la significación de las primeras k autocorrelaciones es la del estadístico Q de Box y Pierce:

$$Q' = (N - d - p) \sum_{k=1}^K r^2_K (\hat{a})$$

el cual, si k es grande ($k > 20$), sigue aproximadamente una distribución Chi-cuadrada con $K-p-q$ grados de libertad; por esta razón, el valor de Q calculado debe ser comparado con valores de tablas de Chi-cuadrada, con los respectivos grados de libertad, para efectuar la prueba de significación. El valor del estadístico Q que reporta el programa RATS es el de Ljung y Box, que verifica la hipótesis nula de no correlación entre los residuales, de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$Q' = (N - d - p)(N - d - p + 2) \sum_{k=1}^K r^2_K (\hat{a}) / (N - d - p - k)$$

Ese valor, comparado con el de tablas de distribución Chi-cuadrada con los correspondientes grados de libertad, deberá ser menor, para aceptar el supuesto.

Supuesto 4: a_t tiene una distribución normal, para toda t .

Si la media de los residuales es cero, puede concluirse que aproximadamente el 95 por ciento de las observaciones están dentro del intervalo de \pm dos desviaciones estándar, siendo esa condición una característica de la distribución normal.

Supuesto 5: No existen observaciones anormales.

Los residuales que se encuentren fuera o en el límite del intervalo de \pm tres desviaciones estándar, podrían corresponder a observaciones que no obedecen al mismo proceso generador del resto de la serie, o representar la ocurrencia de un evento improbable. Aquí, debe recordarse que ciertas observaciones sospechosas pueden revelar un cambio estructural en el comportamiento del fenómeno, causado, quizá, por una intervención exógena a la serie.

Supuesto 6: El modelo considerado es parsimonioso.

Un modelo es parsimonioso cuando no se puede reducir el número de parámetros involucrados, ya que todos son útiles para explicar el comporta-

miento del fenómeno. Si el parámetro es significativo, el intervalo de aproximadamente el 95 por ciento de confianza construido para cada parámetro no deberá incluir el valor de cero.

Supuesto 7 y 8 : El modelo es admisible y estable en los parámetros.

La verificación de este supuesto en modelos ARMA o ARIMA (combinación de modelos autorregresivos y de promedios móviles) puede efectuarse mediante la comprobación de que los parámetros estimados se encuentren dentro de las regiones admisibles. En esencia, se trata de verificar el cumplimiento de las condiciones de estacionariedad y/o invertibilidad correspondientes.

Los modelos autorregresivos (AR). $A(B)Z_t = a_t$, donde $A(B)$ constituye un polinomio de retraso y a_t es un proceso de ruido blanco, permiten representar una ecuación de regresión, donde la variable dependiente se explica por sus propios valores, observados en periodos anteriores. En éstos, la estacionariedad se cumple cuando las raíces de la ecuación característica se encuentran fuera del círculo unitario:

$$1 - \phi_1 x - \phi_2 x^2 - \dots - \phi_p x^p = 0$$

Por su parte, los modelos de promedios móviles (MA) explican fluctuaciones alrededor del punto de equilibrio $\{Z_t\}$, causadas por shock asociados con eventos inesperados. Los shock no se asimilan inmediatamente, pudiendo causar efectos luego de transcurridos cierto número de periodos. Siendo $Z_t = (1 - \Theta B - \dots - \Theta^q B^q)a_t$ el modelo de promedios móviles más simple, la intensidad del shock depende del valor de Θ_1 . Las condiciones de invertibilidad de este proceso estacionario se cumplen cuando las raíces de la ecuación característica $1 - \Theta_1 x - \Theta_2 x^2 - \dots - \Theta_q x^q = 0$ están fuera del círculo unitario.

4.2 Estimación y verificación del modelo

El siguiente paso en la etapa de identificación del modelo, consistió en asociar el comportamiento de la FAC y la FACP muestrales con un posible proceso generador de tipo ARIMA.

Siguiendo el proceso de identificación se planteó el modelo ARI (1,1).⁴ El parámetro autorregresivo resultó positivo y admisible, ya que su valor es menor a la unidad, es decir, cumple la condición de estacionariedad. El cociente entre la media y la desviación estándar residual corregido por los grados de libertad proporciona una prueba estadística de que los residuales tienen media cero; el valor de ese cociente permite afirmar el cumplimiento del supuesto (columna 6-Cuadro 1). Según el estadístico Q existe independencia residual con un nivel de confianza del 36%, pero nuevamente $r_{k=29}$ es distinta de cero (su valor supera al nivel crítico de 0.138).

Los residuales que se encuentran fuera del intervalo de +/- tres veces la desviación estándar, son los mismos en la mayoría de los modelos formulados. Se presentan en 1982, 1986, 1987, 1988, coincidiendo con periodos en los cuales el gobierno de turno instrumentó políticas de ajuste y estabilización, tendientes a corregir desequilibrios macroeconómicos.

Respecto del segundo modelo propuesto, el IMA(1,1),⁵ puede decirse que el parámetro de promedios móviles resultó admisible y significativo, ligeramente superior en valor al coeficiente autorregresivo. Según el análisis de los residuales, se cumple el supuesto de media cero para el proceso $\{a_t\}$. Asimismo, la autocorrelación 29 es distinta de cero; sin embargo, la prueba conjunta de la significación de las primeras k autocorrelaciones, es decir, el estadístico Q de Ljung y Box revela que se cumple la independencia residual.

Se probaron algunos modelos estacionales, comprobándose que un solo parámetro, sea de promedios móviles o autorregresivo, es suficiente para explicar el comportamiento del TCR (Cuadro 1).

En consecuencia, tanto los modelos IMA(1,1), como el ARI(1,1), formalmente escritos:

$$\nabla T(TCR_t) = (1 - \theta B) a_t$$

$$(1 - \phi B) T(TCR_t) = a_t$$

4 La nomenclatura utilizada corresponde a la de un modelo autorregresivo de primer orden con una diferencia ordinaria.

5 Esta representación corresponde a un modelo de promedios móviles de primer orden con una diferencia ordinaria.

por cumplir más estrechamente los supuestos, son los que explican de manera más adecuada y congruente el comportamiento de la serie analizada ($\nabla T(\text{TCR})$), durante el periodo 1977 a 1994. Sin embargo, el modelo IMA(1,1), cuya base teórica coincide con el planteamiento de expectativas adaptativas, es el que proporciona una mejor interpretación de la serie. En consecuencia, existe evidencia para afirmar que la variación en el tipo de cambio real sigue un proceso estacionario e invertible que tenderá a estabilizarse por sí misma.

Cuadro No. 1
Resumen de la estimación de los modelos
Serie $Z_t = \text{TCR}_t$. Transformación $T(Z_t) = 1/(\text{TCR}_t)$

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	ANÁLISIS RESIDUALES				
Período # Obs.	Modelo	Parámetros Estimados	Intervalos del 95 % de confianza	Correl. Parám. > (+, < -) y constante	(6) m(a) y constante	(7) D. E.	(8) Q' g'	(9) r(a)=0	(10) Residuales Gráficos
1977.01 1994.07	$(1-B)\nabla T(\text{TCR})=a$	A=0.256	(0.12, 0.38)	-	-3.44 E-6	3.46E-4	31.4	r29=0.166	a29=2.6 a68=3.6 a117=4.1 a132=2.6 a196=2.6
N=211					-0.14		36		
1977.01 1994.07	$\nabla T(\text{TCR})=(1-MB)a$	M=0.273	(0.136, 0.4)	-	-4.99 E-6	3.45 E-4	29	r29=0.167	a29=2.3 a68=3.2 a117=4.1 a132=2.6 a196=2.6
N=211					-0.2		36		
1977.01 1994.07	$\nabla T(\text{TCR})=$ $(1-MB-SMB-SM_1B^2)a$	M=0.26 SM1=0.1 SM2=0.09	(0.13, 0.39) (-0.02, 0.24) (-0.04, 0.22)	-	-3.98 E-6	3.44 E-4	27	r29=0.17	a29=2.6 a68=3.3 a117=4.2 a132=2.6 a196=2.6
N=211					-0.16		36		
1977.01 1994.07	$\nabla T(\text{TCR})=$ $(1-MB-SMB^2)a$	M=0.261 SM1=0.11	(0.129, 0.39) (-0.03, 0.24)	-	-4.56 E-6	3.45 E-4	27	r29=0.167	a29=2.3 a68=3.1 a117=4.2 a132=2.5 a196=2.5
N=211					-0.19		36		

NOTAS:

A= Parámetro Autorregresivo.

M= Parámetro Promedios Móviles Regular.

SM1, SM2 = Parámetros de Promedios Móviles Estacionales, de primer y segundo orden.

E = Período Estacional de 3 meses.

5. Análisis de la serie del tipo de cambio real influenciada por intervenciones

Uno de los propósitos del análisis de una serie de tiempo es evaluar explícitamente la influencia de algún evento anormal sobre la serie en estudio, por considerarlo importante para explicar el comportamiento de la variable o por creer que tal evento afecta la estimación de los parámetros y los resultados del modelo.

Una intervención se define como la ocurrencia de un evento exógeno al comportamiento histórico de la variable analizada. Un cambio en la política económica, podría entonces interpretarse como una intervención. Los efectos que causa la ocurrencia de fenómenos externos a la evolución de una serie de tiempo estacionaria, constituida por una parte determinista que refleja el nivel de la serie y otra estocástica que genera fluctuaciones alrededor de dicho nivel, son de diversa naturaleza: i) aquellos que constituyen una desviación momentánea del nivel y desaparecen sin alterar el comportamiento posterior de la serie, ii) los que ejercen una influencia sostenida sobre el nivel de la serie, pero no modifican la estructura de su parte estocástica, y iii) aquellos que, independientemente de influir o no sobre la parte determinista, alteran la estructura de la estocástica. Las intervenciones que causan los efectos del tipo (i) y (ii) son las que se estudian mediante el análisis de intervención a desarrollarse (Guerrero, 1991), el mismo que deberá aplicarse cuando exista el conocimiento de que un evento extraño ocurrió en un punto del tiempo.

Un modelo que contiene los efectos de una intervención, puede expresarse así:

$$T(Z_t) = \epsilon_{it} + Nt$$

donde Nt es un modelo ARIMA que representa a la parte estocástica de la serie, y E_{it} ⁶ es una función que permite representar los efectos de la intervención, en el momento en que ocurrió el evento anormal y con posterioridad a éste, es decir, E_{it} es un modelo dinámico. La especificación de E_{it} requiere el uso de una

6 Dentro del texto se utiliza la letra E en lugar de Epsilon; en las funciones de intervención, en cambio, se usa la letra griega.

función que toma el valor de 1 en el momento de la intervención y 0 en todos los demás, llamada función pulso. Su especificación implica que antes de la intervención no existen efectos atribuibles a ella:

$$P_{1,t} = 1 \text{ si } t = I \\ = 0 \text{ si } t < I$$

5.1 Análisis de intervención para la serie del tipo de cambio real en Ecuador

Si volvemos a observar el Gráfico 1a se encuentra que el tipo de cambio real en Ecuador ha experimentado importantes movimientos. Los cambios más notorios coinciden con períodos en los cuales el gobierno implementó diversos programas de ajuste y estabilización, particularmente mediante medidas de política cambiaria, que en la mayoría de los casos incluyeron importantes devaluaciones. Entonces, cabe preguntarse: ¿alteraron estas devaluaciones el comportamiento de la serie?, ¿fueron necesarias las intervenciones para regresar la variable a su nivel de equilibrio?, ¿fueron las políticas macroeconómicas incoherentemente expansivas las que generaron a corto plazo la desalineación del TCR?

La respuesta a estas preguntas puede derivarse del análisis de cada intervención del gobierno; con base en los efectos causados, se tratará de determinar si una nueva intervención es necesaria o no, para regresar el tipo de cambio real a su trayectoria hacia el equilibrio.⁷

El proceso de análisis a desarrollarse será el siguiente: i) identificación de un modelo que explique el comportamiento de la serie desde la observación inicial hasta el período anterior a la intervención; ii) especificación, en base al conocimiento teórico, de la forma funcional del modelo de intervención; Guerrero (1992) propone que sean los propios datos los que indiquen el tipo de función que se requiere modelar, siendo útiles en ese propósito las gráficas de los errores de pronóstico; iii) luego de identificar el modelo de intervención, se procederá a estimar simultáneamente los parámetros del modelo ARIMA y los correspondientes al modelo dinámico de intervención, a fin de

7 Un análisis de intervención para el tipo de cambio real en México, se encuentra en Carrillo (1992).

determinar su efecto y el tiempo que tarda en desaparecer; iv) finalmente, se verifican los supuestos del modelo en forma exhaustiva. Este proceso se desarrolla para cada intervención.

El análisis de intervención para la serie del tipo de cambio real en Ecuador, se inicia con el análisis del periodo comprendido entre enero de 1977 y febrero de 1982, es decir, un mes antes de la primera devaluación del sucre con respecto al dólar, ocurrida en marzo de 1982, tras un largo periodo en el cual el tipo de cambio nominal se mantuvo fijo.

En la sección previa se determinó que la serie completa, enero 1977 a julio de 1994, seguía un proceso IMA(1,1), por lo que estimamos tentativamente el mismo modelo para explicar la serie en el subperiodo. Sin embargo, el parámetro de promedios móviles deja de ser significativo, es decir, el modelo IMA(1,1) no explica el comportamiento de la serie entre 1977-1982. Similares conclusiones se obtienen al probar un modelo ARI(1,1). En consecuencia, luego de volver a estabilizar la varianza y el nivel de la serie, se formularon los modelos ARI(1,2) e IMA(2,1) y otros de carácter estacional, que de acuerdo con la FAC y FACP muestral serían los que mejor representen la evolución del TCR entre 1977 y 1982 (Cuadro 2).

Luego de probar la bondad de estos modelos se concluye, basados en las pruebas empíricas, que el modelo que mejor representa a la subserie, es un modelo estacional que para efectos de su presentación en los cuadros resumen, formalmente se expresa así:

$$\nabla^2 T(TCR_t) = (1 - MB - SM B^E) a_t$$

donde M y SM representan los parámetros de promedios móviles regular y estacional, respectivamente. El periodo estacional es de cuatro meses. Este modelo proporciona los pronósticos dinámicos y estáticos requeridos para la siguiente etapa del análisis de intervención. En el modelo IMA(1,1), por ejemplo, las transformaciones estabilizadoras de varianza y nivel reducen el valor de los datos, consecuentemente, el valor absoluto de los pronósticos es casi nulo, circunstancia que no permite proseguir el análisis respectivo.

El signo negativo del parámetro de promedios móviles (-0.7), que resulta de la estimación para el periodo 1977 a 1982, podría explicarse en el marco de los acontecimientos de la época: creciente inflación a nivel mundial, espe-

cialmente en los países latinoamericanos, y permanencia de sistemas de tipo de cambio fijo, situación que se aplica ampliamente al caso ecuatoriano.

Cuadro No. 2
Resumen de la estimación de los modelos
Serie Z t = TCR t. Transformación T(Zt) = 1/(TCR t)

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	ANÁLISIS DE RESIDUALES				
Período # Obs.	Modelo	Parámetros Estimados	Intervalos del 95 % de confianza	Correl. Parám. > 1.51	(6) m(a) y cuadente	(7) D. E.	(8) Q g.1	(9) r(a)=0	(10) Residuales Grandes
1977.01 1982.02 N = 62	$\nabla T(\text{TCR}_t) = (1 - \text{MB})_t$	M = 0.0127	(-0.24, 0.27)	-	-2.43 E-5	2.6 E-4	10.4	-	a29=2.6 a55=2.5 a56=-3.1
1977.01 1982.02 N = 62	$(1 - \text{AR}) \nabla^2 T(\text{TCR}_t) = \mu$	A = -0.48	(-0.7, -0.26)	-	-4.94 E-6	3.70 E-4	21.4	r2=0.30	a29=2.1 a56=-3.8
1977.01 1982.02 N = 62	$\nabla^2 T(\text{TCR}_t) = (1 - \text{MB})_t$	M = -0.83	(-0.97, -0.69)	-	1.54 E-5	2.81 E-4	11	-	a29=2.8 a56=-3.1
1977.01 1982.02 N = 62	$(1 - \text{AB}) \nabla T(\text{TCR}_t) =$ $(1 - \text{MB})_t$	A = -0.6 M = 0.91	(-0.81, -0.38) (-1.03, -0.79)	-	-1.83 E-5	2.5 E-4	12.5	-	a29=2.6 a56=-3.4
1977.01 1982.02 N = 62	$\nabla^2 T(\text{TCR}_t) =$ $(1 - \text{MB} - \text{SMB} - \text{SM}_1 - \text{SM}_2)_t$	M = -0.78 SM1 = 0.2 SM2 = 0.08	(-0.95, -0.6) (-0.48, 0.08) (-0.24, 0.4)	-	1.1 E-5 0.3	2.8 E-4	9.4	-	a29=2.9 a56=-3.2
1977.01 1982.02 N = 62	$\nabla^2 T(\text{TCR}_t) =$ $(1 - \text{MB} - \text{SMB}^*)_t$	M = -0.787 SM1 = -0.189	(-0.95, -0.6) (-0.45, 0.09)	-	1.34 E-5 0.37	2.79 E-4	10.4	-	a29=2.8 a56=-3.2

NOTAS:

A = Parámetro Autorregresivo.

M = Parámetro de Promedios Móviles Regular.

SM1, SM2 = Parámetros de Promedios Móviles Estacionales, de primer y segundo orden.

E = Período Estacional de 4 meses.

5.2 Estimación de las respectivas funciones de intervención

Para evaluar si los efectos derivados de una intervención alteran el comportamiento de la serie, se utiliza el estadístico de prueba diseñado por Box y Tiao, o estadístico C , cuya fórmula es:

$$C = \frac{\sum_{t=1}^H e^2_{t+2+h}(I)}{h-1} \sim X^2_H$$

donde σ_a^2 es la varianza residual del modelo construido para el período previo a la intervención ocurrida en el momento $t=1$ y $e_{t+1}(1), e_{t+2}(1), \dots, e_{t+H-2}(1)$ son los errores del pronóstico un período hacia adelante. La información detallada para el cálculo de este estadístico se encuentra en Guerrero (1991).

Si el modelo ya no explica la serie, el valor del estadístico C tenderá a ser mayor al valor de tablas de una distribución Chi-cuadrada con H (número de pronósticos) grados de libertad. Así, se concluye que el evento ocurrido sí afectó a la serie y que por lo tanto, es válido postular un modelo de intervención. Respecto de los pronósticos que sustentan el cálculo de este estadístico, los estáticos son aquellos que utilizan el modelo estimado hasta el período t , para pronosticar los valores de la serie en $t+1, t+2, \dots$, mientras que los dinámicos incorporan el valor observado en el período $t+i$ para pronosticar el valor de $t+i+1$; en estos últimos, sólo se pronostica un período en cada estimación. Los intervalos al 95% de confianza para estos pronósticos, con base en el supuesto de ruido blanco de los errores, se derivan de la siguiente expresión:

$$\hat{T}(Z_t)(h) + 1.96 \left\{ \sum_{j=0}^{h-1} \hat{\Psi}_j^2 \right\}^{1/2} \hat{\sigma}_a$$

donde h es el período del pronóstico, y p si la ponderación de cada residual. A su vez, las ponderaciones están dadas por:

$$\hat{\Psi}_j = \hat{\theta}_j + \hat{\phi}_1 \hat{\Psi}_{j-1} + \dots + \hat{\phi}_{p+d} \hat{\Psi}_{j-p-d}$$

si $j=1, \dots, q$

$$\hat{\Psi}_j = \hat{\phi}_j \hat{\Psi}_{j-1} + \dots + \hat{\phi}_{p+d} \hat{\Psi}_{j-p-d}$$

si j mayor que q , con

$$\hat{\Psi}_0 = -1 \text{ y } \hat{\Psi}_{j-i} = 0$$

si j menor que i .

Como se mencionó, un modelo de intervención incluye tanto la parte estocástica, como aquella que representa los efectos dinámicos de la intervención (E_{1t}) y que requiere su especificación en términos de ecuaciones en diferencia. La especificación de E_{1t} se logra usando la función pulso (P_{1t}), función que toma el valor de 1 en el periodo de la intervención y 0 los demás, de forma similar a una variable *dummy* (Guerrero, 1991).

En la sección anterior, se concluyó que el modelo apropiado para representar la serie del TCR entre enero de 1977 y febrero de 1982 era:

$$\nabla^2 T(\text{TCR}_t) = (1 - MB - SMB^E) a_t$$

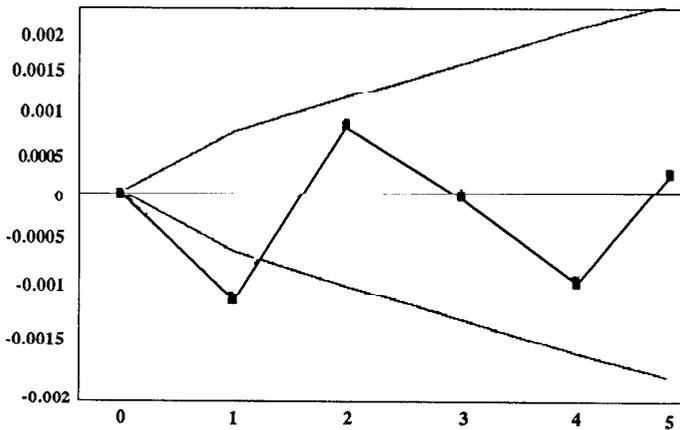
donde M es el parámetro de promedios móviles regular y SM , el parámetro de promedios móviles estacional.

La forma de evaluar los efectos de la primera devaluación ocurrida en marzo de 1982, es estimar con el modelo que explica la serie sin intervenciones, los pronósticos dinámicos y estáticos para 12 periodos posteriores a la fecha de intervención. La gráfica de los errores de cada pronóstico y el estadístico C permiten encontrar, en su orden, el efecto y la significación estadística de cada intervención. En el presente caso el estadístico C tomó un valor de 27.06 (Anexo 1) significativo al 5 por ciento, e incluso al 1 por ciento.

Los errores de pronóstico, especialmente aquellos que salen fuera de las bandas de confianza, indican que el efecto de la devaluación se dejó sentir solamente en el mes en que ocurrió dicha intervención. El corto impacto podría atribuirse al hecho de que algunas medidas de ajuste económico como el alza del precio de los combustibles, de fuerte impacto en la formación de los precios internos, comenzaron a implementarse a fines de 1981. Entonces,

es adecuado pensar que los agentes económicos esperaban que se diera la devaluación, ajustándose con anterioridad, a través del aumento en el nivel de precios.

Gráfico No. 2
Los errores de pronóstico
I = 1982.3



El Gráfico 2, aparte de confirmar la significación del evento, proporciona información sobre el comportamiento que deberá reflejar la función de intervención. Con base en esa información, se pensó que el modelo, con $I = (03,1982)$, inicialmente estaba dado por:

$$e_{t,t} = \{\omega_0\} P_{t,t}$$

Las conclusiones de la estimación que incorpora esta primera intervención se sintetizan en el Cuadro 3a. De acuerdo a ellas, el parámetro de intervención reportado por el paquete RATS no es significativo.

En este punto, cabe recordar que luego del ajuste cambiario de marzo de 1982 equivalente al 32 por ciento, el sucre volvió a ser devaluado respecto al dólar en el mes de mayo siguiente, en un 27 por ciento, instrumentándose al mismo tiempo un sistema de tipos de cambio múltiples. Posteriormente se aplicó un mecanismo de deslizamiento del tipo de cambio. En consecuencia, parece lógico proponer una nueva función de intervención, que refleje la respuesta inicial al shock y el regreso gradual al nivel de largo plazo; ese modelo, con $I = (03,1982)$, es:

$$\varepsilon_{1,t} = \left\{ \frac{\omega}{1 - \delta B} \right\} P_{1,t}$$

Si δ no resultara ser significativamente distinto de cero, se tendría un efecto momentáneo; en otro caso se tendría un efecto que desaparece gradualmente. En vista de que la estimación del RATS reportó dos parámetros en el numerador (ω), la función de intervención que realmente capta los efectos de la devaluación de marzo de 1982 es:

$$\varepsilon_{1,t} = \{ \omega_0 - \omega_1 B \} P_{1,t}$$

La estimación del modelo con la última función de intervención hace que el parámetro de promedios móviles estacional aumente su representatividad, mientras que el de carácter regular se mantiene igual. Los parámetros estimados que modelan la intervención son significativos, pero se encuentran negativamente correlacionados (-0.82). El valor del estadístico Q es de 29.5 que comparado con valores de tablas de Chi-cuadrado con 28 grados de libertad todavía permite asegurar que se cumple el supuesto de independencia residual; la autocorrelación residual número 24 es distinta de cero, mayor a su valor crítico de 0.188 (columna 9-Cuadro 3b).

En resumen: i) el parámetro de promedios móviles estacional continúa siendo no significativo; ii) existe correlación entre los parámetros estimados que modelan los efectos de la intervención; y, iii) se presenta una autocorrelación residual distinta de cero. Estos factores obligan a pensar en un modelo alternativo que cumpla más estrechamente los criterios de verificación.

Esta conclusión se vigoriza al recordar que a partir de 1982 se aplica el primer programa de ajuste y estabilización, basado en un manejo contractivo fiscal

y monetario, y una política cambiaria tendiente a revertir gradualmente la apreciación real del tipo de cambio acumulada a partir de 1970. La nueva política cambiaria, caracterizada por el ajuste gradual y el drástico corte del crédito externo, podría explicar el cambio en el comportamiento de la variable en estudio.

Cuadro No. 3a
Resumen de la estimación de los modelos
Serie Z t = TCR t. Transformación T(Zt) = 1/(TCR t)

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	ANÁLISIS DE RESIDUALES				
Período # Obs.	Modelo	Parámetros Estimados	Intervalos del 95% de confianza	Correl. Parám. > .5	(6) m(a) y coeficiente	(7) D. E.	(8) Q g.1	(9) r(2)=0	(10) Residuales Grandes
1977.01 1986.07	$\nabla^2 T(\text{TCR}) =$ (1-MB-SMB) ω	M=-0.75 SM=-0.16	(-0.89, -0.62) (-0.4, 0.04)	-	2.19 E-6	3.45 E-4	24.9	r24=-0.24	a56=-2.7 a66=-2.6 a68=-2.6 a68=4.8
N = 115					0.66		28		
II =	+{ ω }P	$\omega = -0.00034$	(-0.0008, 0.0009)						
1982.03									

Cuadro No. 3b

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	ANÁLISIS DE RESIDUALES				
Período # Obs.	Modelo	Parámetros Estimados	Intervalos del 95% de confianza	Correl. Parám. > .5	(6) m(a) y coeficiente	(7) D. E.	(8) Q g.1	(9) r(2)=0	(10) Residuales Grandes
1977.01 1986.07	$\nabla^2 T(\text{TCR}) =$ (1-MB-SMB) ω	M=-0.785 SM=-0.20	(-0.91, -0.66) (-0.4, 0.002)	rWY=0.82	1.56 E-5	3.41 E-4	29.5	r24=0.21	a56=-2.6 a66=-2.8 a68=4.2 a81=-2.5
N = 115					0.488		28		
II =	+{ ω - ω 1B}P	$\omega = -0.00098$ $\omega 1 = -0.00087$	(-0.002, 0.00037) (0.0002, 0.002)						
1982.03									

NOTAS:

M= Parámetro Promedios Móviles Regular.

SM= Parámetros de Promedios Móviles Estacionales, periodo estacional de 4 meses.

ω = Parámetro de intervención.

Luego de probar diversos modelos que expliquen la serie después de la primera intervención, se eligió como óptimo al modelo ARIMA:

$$(1 - \phi B) \nabla T(TCR_t) = (1 - \Theta_2 B^{2E}) a_t$$

Este incluye un parámetro autorregresivo de primer orden y otro de promedios móviles estacional de segundo orden, con un periodo estacional de 12 meses. Para efecto de los cuadros resumen, su representación es:

$$(1 - AB) \nabla T(TCR_t) = (1 - SM_2 B^{2E}) a_t$$

Es en este nuevo modelo que se procede a incorporar la última función de intervención definida y a estimar los parámetros del modelo ARIMA y los correspondientes a esta primera intervención, para el periodo enero de 1977 a julio de 1986, es decir, un mes antes de la segunda intervención.

Los resultados se resumen en el Cuadro 4. De acuerdo a ellos, casi todos los parámetros son significativos, excepto el de promedios móviles estacional. El parámetro autorregresivo es positivo, permitiendo una mejor interpretación económica de la evolución del tipo de cambio real. Sin lugar a duda, el valor del estadístico Q permite afirmar el cumplimiento de la independencia residual (columna 8-Cuadro 4). Paralelamente, no se reportan autocorrelaciones distintas de cero. Los demás supuestos sobre el comportamiento de los residuales continúan cumpliéndose.

La estimación que se realizó con este último modelo hasta julio de 1986 (Cuadro 4), proporcionó los pronósticos dinámicos y estáticos requeridos para el cálculo del estadístico C , con el que se evaluará el impacto de las medidas de política cambiaria implantadas en agosto de 1986. El período de pronóstico fue de 7 meses, pues se desea excluir cualquier efecto derivado del terremoto de marzo de 1987.

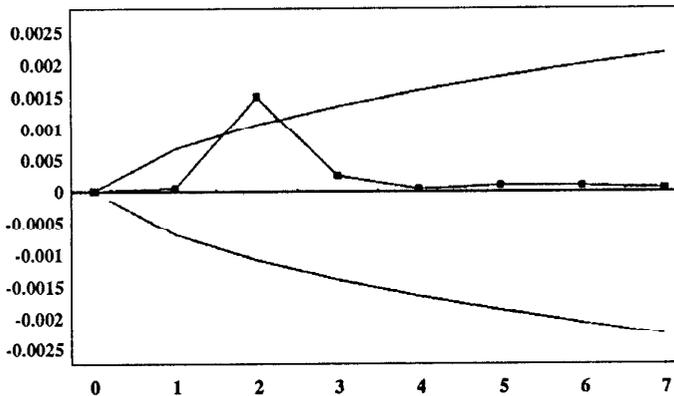
Los errores de pronóstico, las bandas de confianza y el valor del estadístico C (18.7 significativo incluso al 5%) constan en el Anexo No.2 y en el siguiente gráfico.

Cuadro No. 4
Resumen de la estimación de los modelos
Serie Z t – TCR t. Transformación T(Zt) = 1/(TCR t)

(1) Periodo # Obs.	(2) Modelo	(3) Parámetros Estimados	(4) Intervalos del 95 % de confianza	(5) Correl. Param. > .5 ciente	ANÁLISIS DE RESIDUALES				
					(6) m(a) y	(7) D. E.	(8) Q	(9) r(a)=0	(10) Residuales Grandes
1977.01	(1-AB) ² T(TCRt)=	A=0.212	(0.03, 0.4)	-	-2.55 E-5	3.18 E-4	20.7	-	a56=-2.7
1986.07	(1-SM ₁ B ²) ₁	SM2=-0.2	(-0.4, 0.009)	-0.85		28			a66=-3.4
N = 115									a67=-2.1
II=	+(∞∞-∞1B)P	∞∞=-0.00098	(-0.002, -0.0003)						a68=-3.3
1982.03		∞1=-0.00036	(-0.0006, -0.00007)						

Gráfico No. 3

Los errores de pronóstico
II = 1986.8



Tanto el valor del estadístico C, como el gráfico de los errores de pronóstico, confirman la importancia del evento y el impacto rezagado de las medidas

económicas de agosto de 1986. En efecto, los errores de pronóstico salen de la banda de confianza, pero luego de transcurrido un mes de la intervención, éstos regresan a su antiguo nivel casi de inmediato. En este punto, cabe recordar que el proceso de unificación cambiaria, es decir, la eliminación gradual del sistema de cambios múltiples implantado durante la vigencia del primer plan de ajuste, finalizó en noviembre de 1985.

A partir del 11 de agosto de 1986, el gobierno decretó la desincautación de las divisas provenientes de la importación y exportación de bienes, servicios y capital del sector privado. Simultáneamente, instauró la flotación del tipo de cambio de intervención, controlado por el Banco Central. A partir de ese momento, la institución asumió solo las transacciones del sector público. En esencia, empezó a regir el sistema de tipo de cambio flexible. El régimen de cambio fijo se vuelve a instaurar en 1988.

Dada la naturaleza de las operaciones de comercio exterior, y el hecho de que el Banco Central las atendió hasta mediados de agosto, el efecto rezagado de las medidas de política cambiaria se entiende. El proceso dinámico propuesto, con $II = (08, 1986)$, para modelar esta intervención, consecuentemente fue:

$$\varepsilon_{II,t} = \{-\omega_2 B\}P_{II,t}$$

La estimación del modelo que incluye esta segunda intervención confirma la significación estadística del parámetro que representa el efecto del ajuste cambiario, ω_1 (Cuadro 5a).

Es importante resaltar que el parámetro de promedios móviles estacional que se decidió no eliminar, ya no incorpora el valor de cero dentro de su intervalo de confianza, es decir, se vuelve representativo: pero aquel que modela el efecto secundario de la devaluación de 1982 (ω_1) pierde significación. Sin embargo, dado que permite un mejor ajuste futuro, se seguirá incorporando. El análisis de residuales confirma que se continúa cumpliendo con el supuesto de media cero y varianza constante. Asimismo, el valor del estadístico Q , 32.25, comparado con valores de tablas de Chi-cuadrada con 30 grados de libertad y 75% de confianza, todavía permite aceptar la independencia residual, criterio que se confirma con el hecho de que no se reportan autocorrelaciones residuales distintas de cero.

Los pronósticos reportados por la estimación anterior permiten calcular el estadístico C y evaluar los efectos del terremoto de marzo de 1987. Este evento, al determinar la suspensión de las exportaciones de petróleo por cerca de cinco meses, agudizó la crisis de divisas, en circunstancias en que el nivel de reservas internacionales era crítico, pudiendo esa situación alterar el comportamiento del tipo de cambio real. Si el impacto resulta significativo, podría modelarse ese evento de manera similar a una intervención del gobierno, aunque lógicamente no lo es.

De acuerdo con el estadístico C el evento es significativo; no obstante, según el gráfico de los errores de pronóstico no hay efectos a modelar. A fin de explicar esa controversia, se revisó el listado de los residuales correspondientes al periodo de pronóstico comprendido entre marzo de 1987 y enero de 1988; éste reportó un residual grande, el de octubre, que podría explicar el alto valor de C .

Al respecto, cabe señalar que el financiamiento del desequilibrio ocasionado por el terremoto se cubrió mediante la suspensión del pago de la deuda externa comercial y el uso de reservas internacionales y, en el ámbito interno, con crédito del Banco Central. Pese a la baja de las reservas internacionales, el crecimiento de la emisión monetaria fue notable. Como consecuencia de esta política, con un sistema de tipo de cambio flexible y en un clima de desconcierto e incertidumbre, el tipo de cambio nominal mostró una clara presión ascendente.

Con esa nueva información se recalculó el estadístico C . El periodo de pronóstico fue de solo 7 meses, para no involucrar la observación de octubre de 1987. El valor de ese estadístico revela que el terremoto en sí, no afectó la evolución del TCR.

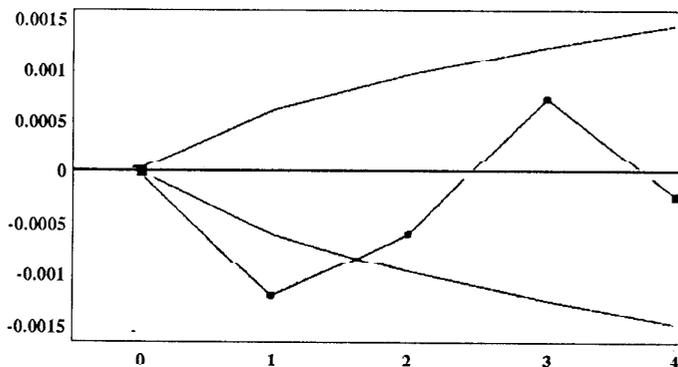
El paso inmediato consistió en formular un modelo de intervención que evalúe el impacto de la política monetaria instrumentada durante 1987, y que mostró su punto crítico en octubre de ese año. Con ese propósito, se volvió a estimar el modelo para el periodo enero de 1977 a septiembre de 1987, obteniendo resultados similares a los de la estimación anterior (Cuadro 5b).⁸

8 Nuevamente, al tratar de eliminar el parámetro ω , el estadístico Q , la media y la varianza aumentan. Las autocorrelaciones números: 4, 25 y 29 son distintas de cero. Por lo tanto, se decidió no simplificar el modelo.

El valor el estadístico C (Anexo 3) y el Gráfico 4, confirman que la política monetaria expansiva sí alteró el comportamiento del tipo de cambio real.

Gráfico No. 4
Los errores de pronóstico

III = 1987.10



Cuadro 5a1
Resumen de la estimación de los modelos
Serie $Z_t = \text{TCR}_t$. Transformación $T(Z_t) = 1/(\text{TCR}_t)$

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	ANÁLISIS DE RESIDUALES				
Período # Obs.	Modelo	Parámetros Estimados	Intervalos del 95 % de confianza	Correl. Parám. > .5	(6) m(a) y cociente	(7) D. E.	(8) Q'g.l	(9) r(n)-0	(10) Residuales Grandes
1977.01	(1-AB) $\sqrt{(\text{TCR}_t)}$	A=0.2169	(0.034, 0.4)	-	-1.91 E-5	3.11 E-4	32.2	-	a56--2.8
1987.02	(1-SM,B2E) \sqrt{m}	SM2=-0.209	(-0.41, 0.008)						a66-3.5
N = 122					-0.67		30		
I=1982.03	+{ $\omega_0 - \omega_1 B$ }P	$\omega_0 = 0.00089$ $\omega_1 = 0.00036$	(-0.002, -0.0003) (-0.001, 0.0003)						
II=1986.08	{ $-\omega_2 B$ }P	$\omega_2 = 0.0013$	(0.0007, 0.002)						

Cuadro No. 5b2

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	ANÁLISIS DE RESIDUALES				
Período # Obs.	Modelo	Parámetros Estimados	Intervalos del 95 % de confianza	Correl. Parám. >: 51 incente	(6) m(a) y	(7) D. E.	(8) Q _{k-1}	(9) r(a)=0	(10) Residuales Grandes
1977.01	(1-AB)∇ T (TCR) _t =	A=0.239	(0.06, 0.41)	-	-2.65 E-5	3.098 E-4	32.5	r ₂₅ =-0.186	a56=-2.8
1987.09	(1-SM ₂ B2E)∇	SM2=-0.24	(-0.43, -0.05)						a66=-3.4
N=129					-0.96		31		a67=3.5
I=1982.03	+{ω ₀ -ω ₁ B}P	ω ₀ =-0.00085 ω ₁ =-0.00034	(-0.0015, -0.0003) (-0.0009, 0.0003)						
II=1986.08	{-ω ₂ B}P	ω ₂ =0.0013	(0.0007, 0.002)						

NOTAS:

(1) Modelo con el que se evalúan los efectos del terremoto de marzo de 1987.

(2) Modelo con el que se evalúa la intervención de octubre de 1987.

A= Parámetro autorregresivo.

SM2= Parámetro de promedios móviles estacional, de segundo orden.

ω= Parámetro de intervención.

Los errores de pronóstico revelan que el TCR se desvía momentáneamente de su nivel de largo plazo. En base a esa información, la función de intervención acorde con ese comportamiento sería: $E_{III,t} = (\omega_2 B) P_{III,t}$; sin embargo, el parámetro de interés resultó ser no significativo.

En sustitución se propuso el siguiente modelo de intervención con III = (10,1987):

$$\epsilon_{III,t} = \{\omega_3 - \omega_4 B\} P_{III,t}$$

La estimación del modelo global que incorpora las tres intervenciones del gobierno, proporciona los siguientes resultados: casi todos los parámetros resultan significativos, excepto ω_1 (cuadro 6). El valor del estadístico Q , menor a los grados de libertad, permite señalar que se cumple la independencia residual con un nivel de confianza del 60 por ciento. No obstante, se reporta una autocorrelación residual distinta de cero ($r_{k=25}=-0.19$). Los demás supuestos siguen cumpliéndose, según se aprecia en el mismo cuadro.

La parte estocástica del modelo más representativo viene dada por:

$$(1 - \phi B) \nabla T(TCR_t) = (1 - \Theta_2 B^{2E}) a_t$$

La parte atribuible a las distintas intervenciones es:

$$+ \{\omega_0 - \omega_1 B\} P_{I,t} - \{\omega_2\} P_{II,t} + \{\omega_3 - \omega_4 B\} P_{III,t}$$

Con los pronósticos dinámicos y estáticos reportados por ese modelo dinámico de intervención se procedió a evaluar el impacto de las acciones del gobierno, tomadas a fines de febrero de 1988. Entre las disposiciones de política cambiaria se estableció el pago de un diferencial cambiario en favor de los exportadores. Dicha intervención se ejecutó en un ambiente económico caracterizado por el fuerte crecimiento de la emisión monetaria, consecuencia de la monetización del déficit fiscal y de la implantación de un esquema de conversión de deuda externa, mecanismo que inyectó gran liquidez al sistema, alterando el comportamiento del TCR.

Cuadro No. 6
Resumen de la estimación de los modelos
Serie Z t = TCR t. Transformación T(Zt) = 1/(TCR t)

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	ANÁLISIS DE RESIDUALES				
Periodo # Obs.	Modelo	Parámetros Estimados	Intervalos del 95% de confianza	Correl. Parám. > .5 cuente	(6) m(a) y D. E.	(7) Q. E.	(8) Q. g. l.	(9) r(a)=0	(10) Residuales Grandes
1988.01 N=133	(1-AB)∇ T(TCR) _t (1-SM _t B ^{2E})a _t	A=0.221 SM2=0.255	(0.044, 0.4) (-0.44, 0.06)	-	-2.33 E-5	3.16 E-4	31	r25=-0.19	a56=-2.8 a66=-3.4 a68=3.4
I=1982.03	+(ω ₀ -ω ₁ B)P	ω ₀ =-0.00085 ω ₁ =-0.000345	(-0.001, -0.0002) (-0.001, 0.0003)						
II=1986.08	[-ω ₂ B]P	ω ₂ =-0.0013	(0.0007, 0.002)						
III=1987.1	+(ω ₃ -ω ₄ B)P	ω ₃ =-0.00125 ω ₄ =-0.00076	(-0.002, -0.0006) (-0.001, -0.0001)						

NOTAS:

A= Parámetro Autorregresivo

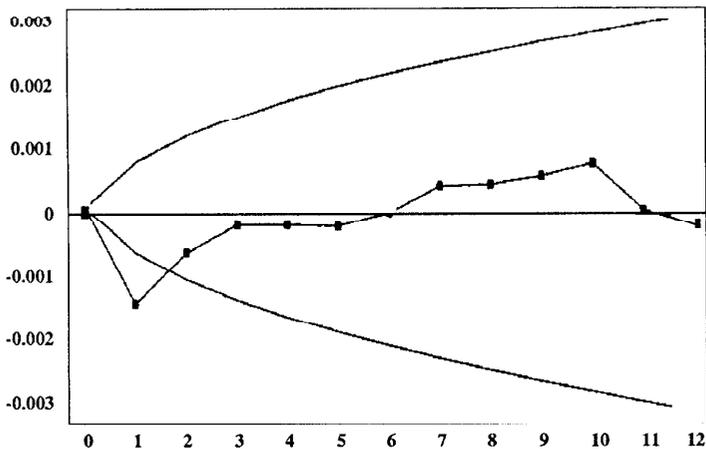
SMA=Parámetro de Promedios móviles Estacional

E= 4

Los errores de pronóstico, las bandas del 95 por ciento de confianza y el valor del estadístico C significativo al 5 por ciento, se resumen en el Anexo No 4. El Gráfico 5 confirma también la significación de este evento. En base al comportamiento de los errores de pronóstico, el modelo dinámico propuesto, con $IV = (02, 1988)$, fue:

$$\varepsilon_{IV,t} = \{\omega_5 - \omega_6 B\} P_{IV,t}$$

Gráfico No. 5
Los errores de pronóstico
IV = 1988.2



Luego de incorporar la cuarta intervención, se procedió a estimar el modelo para el periodo completo, es decir, de enero de 1977 a julio de 1994.

Los resultados que se sintetizan en el Cuadro 7, permiten observar la significación estadística de todos los parámetros, excepto el de promedios móviles estacional que deja de ser representativo para explicar la serie, y uno de los que modela la intervención de 1988. Debe señalarse que no existe correlación entre los parámetros del modelo.

Cuadro No. 7
Resumen de la estimación de los modelos
Serie $Z_t = TCR_t$. Transformación $T(Z_t) = 1/(TCR_t)$

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	ANÁLISIS DE RESIDUALES				
					(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Período # Obs.	Modelo	Parámetros Estimados	Intervalos del 95 % de confianza	Correl. Parám. > .5 cociente	m(a) y D. E.	Q. E.	r(a)=0	Residuales Grandes	
1977.01 1994.07	(1-AB)∇ T(TCR) _t (1-SM _t B2E) _t	A=0.203 SM2=-0.069	(0.064, 0.34) (-0.22, 0.088)	-1.09 E-5 0.51	3.06 E-4	19.86	-	a56=-2.9 a66=-3.6	
N = 211									
I=1982.03	+{ω ₀ -ω ₁ B}P	ω ₀ =-0.00099 ω ₁ =-0.00039	(-0.01, -0.009) (-0.001, 0.0002)			36		a196=-2.7	
II=1986.08	{-ω ₂ B}P	ω ₂ =0.00133	(0.00076, 0.002)						
III=1987.10	+{ω ₃ -ω ₄ B}P	ω ₃ =-0.0012 ω ₄ =-0.0007	(-0.002, -0.0006) (-0.0076, -0.0064)						
IV=1988.02	+{ω ₅ -ω ₆ B}P	ω ₅ =-0.0012 ω ₆ =-0.0007	(-0.002, -0.0006) (-0.001, 0.00001)						

NOTAS:

A= Parámetro Autorregresivo

SMA=Parámetro de Promedios móviles Estacional

E= 4

La media residual continúa siendo cero. Al comparar la varianza de los residuales con aquella del modelo sin ninguna intervención, IMA(1,1), se verifica que es menor. Es importante resaltar que la autocorrelación residual número 29, presente en todos los modelos iniciales, ahora no es distinta de cero. En consecuencia, se acepta sin ninguna restricción el supuesto de independencia residual.

Sin embargo, a fin de proporcionar mayor parsimonia al modelo se eliminó el parámetro de promedios móviles estacional que dejó de ser relevante. De acuerdo con las conclusiones de esta nueva estimación, el parámetro autorregresivo aumenta ligeramente de valor, los demás prácticamente se mantienen iguales, excepto ω_6 que adquiere representatividad y ω_1 que la pierde.

Los resultados de la estimación que excluye ω_1 , permiten disponer de un modelo que cumple estrictamente todos los supuestos de verificación. De acuerdo con la información del Cuadro 8, los parámetros de la parte estocástica y determinista son relevantes, no existiendo correlación entre ellos. El análisis de residuales permite aceptar el supuesto de ruido blanco, como lo prueba el valor del estadístico Q (columna 8 - Cuadro 8). Paralelamente, al igual que en el caso precedente, la autocorrelación número 29 no es distinta de cero. La varianza de este último modelo sigue siendo menor que la del modelo sin intervenciones. El cociente de sus respectivas desviaciones estándar ($0.0003064/0.000343 = 0.89$), nos permite afirmar que la reducción del 11% de la variabilidad en los datos obedece al tratamiento de las distintas intervenciones. De esta manera se encontró un modelo parsimonioso que explica la serie en estudio, entre enero de 1977 y julio de 1994, aislando los efectos de las distintas intervenciones del gobierno sobre el comportamiento del tipo de cambio real.

Cuadro No. 8
Resumen de la estimación de los modelos
Serie Z t = TCR t. Transformación T(Zt) = 1/(TCR t)

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	ANÁLISIS DE RESIDUALES				
Período # Obs.	Modelo	Parámetros Estimados	Intervalos del 95% de confianza	Correl. Parám. > .5	(6) m(a) y cociente	(7) D. E.	(8) Q y I	(9) r(a)-0	(10) Residuales Grandes
1977.01 1994.07	(I-AB) ∇T (TCR) $=\mu$	A=0.206	(0.07, 0.34)	-	1.07 E-5	3.058 E-4	20.7	-	a29=-2.9 a66=-3.6 a68=-3.3 a196=2.8
N = 211					0.5		36		
I=1982.03	+ $\{\omega\omega-\omega1B\}$ P	$\omega\omega=0.001$ $\omega1=0.0004$	(-0.002, 0.0004) (-0.001, 0.00018)						
II=1986.08	+ $\{\omega2B\}$ P	$\omega2=0.0013$	(0.0007, 0.002)						
III=1987.10	+ $\{\omega3-\omega4B\}$ P	$\omega3=0.0012$ $\omega4=0.0006$	(-0.002, -0.0006) (-0.001, -0.00005)						
IV=1988.02	+ $\{\omega5-\omega6B\}$ P	$\omega5=0.0012$ $\omega6=0.00065$	(-0.002, -0.0006) (-0.002, -0.00005)						

NOTAS:

A= Parámetro Autorregresivo.

 ω = Parámetros de intervención.

6. Determinación del tipo de cambio real para Ecuador

Ya que el objetivo básico de la investigación es el de caracterizar el comportamiento del tipo de cambio real, la estimación del siguiente modelo, a través de métodos econométricos tradicionales, permitirá complementar el análisis anterior y comprender globalmente la dinámica del TCR, es decir, las causas de sus movimientos.

De acuerdo con el planteamiento teórico de Edwards (1988), el comportamiento del tipo de cambio real se estima a través de métodos econométricos tradicionales mediante la siguiente regresión:

$$\log e_t = \beta_0 + \beta_1 \log e_{t-1} + \beta_2 \log TI - \beta_3 \log APCOM - \beta_4 \log CG/PIB - \beta_5 FK - \beta_6 PIB - \beta_7 CRE - \beta_8 DF_t / BM_{t-1} + \beta_9 DEVAL + u_t \quad (1)$$

donde e_t es el tipo de cambio real, y las variables explicativas son:

- *TI* son los términos de intercambio comercial. En el caso ecuatoriano, dado que las ventas de petróleo constituyen el 48% del total de exportaciones, en promedio, el precio de este producto se toma como aproximación para el precio de las exportaciones.
- *APCOM* representa el grado de apertura comercial, medido por los aranceles, o por la relación entre el total de exportaciones e importaciones respecto del PIB real (D'Amato, 1993); esta última definición es la que se utiliza en la estimación.
- *FK* constituye el grado de apertura financiera representado por los flujos de capital; el saldo de la cuenta de capital de la balanza de pagos es la aproximación que se utilizará.
- *CG/PIB* es la participación del consumo del gobierno dentro del producto;
- *PIB* o tasa de crecimiento del producto real que capta el progreso técnico en la producción de bienes comerciables;

- *CRE* u oferta de crédito interno neto (CIN) excedente, medido por la diferencia entre las tasas de crecimiento del PIB y del CIN. Según Edwards, puede incluirse como aproximación de esta variable a la tasa de crecimiento del crédito interno neto. Este es el indicador que se utiliza en el presente caso.
- DF/BM_{t-1} , la razón del déficit fiscal al dinero de alto poder retrasado un período (base monetaria); se incorpora como una medida de las políticas fiscales.
- *DEVAL* constituye la tasa promedio de devaluación nominal.

Un aspecto importante previo a la estimación, se refiere al carácter estacionario de las series, que da validez a las regresiones econométricas que explican el logaritmo del TCR. El carácter estacionario del logaritmo de la serie del TCR y de las variables explicativas se verificó mediante la técnica de Box y Jenkins. El hecho de que algunas variables lleven consigo ciertos errores de medición, y de que el $\log e_{t-1}$ aparezca en el lado derecho de la ecuación (1), es decir, el uso de variables endógenas retardadas como explicativas, deberá tomarse en cuenta al evaluar los resultados.

La estimación del modelo (1) se realizó con periodicidad trimestral para el lapso 1983-1994, a través de mínimos cuadrados ordinarios. Las variables que evalúan la importancia del gasto del gobierno, de los flujos de capital y del crédito interno neto resultaron poco significativas. Adicionalmente, los signos de sus coeficientes resultaron contrarios a los esperados. La tasa de crecimiento del producto, pese a tener el signo esperado también resultó poco significativa.

En vista de los resultados, se realizaron reducciones del modelo (1), descartando variables no significativas hasta obtener la siguiente simplificación:

$$\log e_t = \beta_0 + \beta_1 \log e_{t-1} + \beta_2 \log TI - \beta_3 DF_t / BM_{t-1} + \beta_4 DEVAL + u_t \quad (2)$$

La estimación del modelo se sometió a la respectiva verificación, resultando estadísticamente significativa, ya que el 98 por ciento de la variación del tipo de cambio real se explica por las variables incluidas. Los resultados se muestran en el Cuadro 9.

Un primer resultado es la evidencia de una importante tendencia autónoma hacia el equilibrio, dado el valor y la significación estadística del coeficiente del tipo de cambio real rezagado.

El coeficiente estimado de la devaluación nominal es positivo y significativo. Lo cual confirma que los ajustes cambiarios nominales representan una herramienta adecuada para corregir las desviaciones del tipo de cambio real de su nivel de equilibrio, al menos en el corto plazo.

Se comprueba que el nivel del TCR de equilibrio en el largo plazo depende de factores reales, como los términos de intercambio. El coeficiente asociado a esta variable no presenta el signo negativo comúnmente esperado. Sin embargo, dado que utilizó el precio del petróleo como aproximación del precio de las exportaciones, podría explicarse que ante una caída de la cotización del petróleo no se genere un exceso de oferta de bienes no comerciales, que provocaría la depreciación del TCR.

La razón entre el déficit fiscal y la base monetaria, variable que evalúa las políticas fiscales, resultó significativa a un nivel del 10 por ciento. Por el signo negativo del coeficiente, se confirma que un incremento en el déficit fiscal apreciará el tipo de cambio real, a través del ajuste de los precios nacionales que se requiere para eliminar los excesos de demanda que genera el mismo.

Así, se comprobó, lo que sugiere el modelo teórico, que los movimientos del tipo de cambio real responden históricamente a perturbaciones reales y nominales. En particular, que las políticas macroeconómicas expansivas e incongruentes han generado una sobrevaluación en el tipo de cambio real.

Cuadro No. 9
Resultados de la estimación del tipo de cambio real

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Log TCR1	0.83	33.28
Log TI	0.028	2.23
Déficit/Base M	-0.0006	-1.88
Devaluación	0.0079	20.07
Constante	0.76	6.15

La estimación abarca el período 1983-I/1994-II.

$R^2 = 0.98$

D-II (Estadístico Durbin-H) = 0.68

7. Conclusiones y recomendaciones

A través del análisis de series de tiempo y, específicamente, del análisis de intervención, se trató de cumplir con el propósito de caracterizar el comportamiento del tipo de cambio real en términos de su componente endógeno y de factores exógenos a su propia dinámica.

Luego del análisis se comprobó que la serie del tipo de cambio real no es un proceso estacionario, pero que su primera diferencia sí, evidenciando un comportamiento estocástico del tipo ARIMA (1,1).

En consecuencia, podemos afirmar que la variación en el tipo de cambio real sigue una trayectoria estable. Este resultado permite asegurar que la variable en estudio eventualmente se estabilizará en el nivel de equilibrio de largo plazo. En consecuencia, si bien una nueva intervención puede acelerar el proceso de convergencia, resulta innecesaria.

Por el comportamiento al que se ajusta la variable, se comprueba el hecho de que los agentes económicos incorporaron los efectos de las distintas intervenciones en la formación de sus expectativas, permitiendo que el tipo de cambio real continúe mostrando una trayectoria estable.

Se determinó, asimismo, que las distintas intervenciones del gobierno afectaron el comportamiento del tipo de cambio real. Los efectos fueron más significativos y prolongados en la medida en que la gente no esperaba el ajuste cambiario y tardó en adaptarse al mismo; el impacto decrece conforme la gente incorpora los efectos de las distintas intervenciones en sus expectativas. El comportamiento del tipo de cambio real, posterior al año de 1988, corrobora lo mencionado.

Por otra parte, se comprobó que el comportamiento de la serie analizada antes de la primera devaluación es distinto del que caracteriza su evolución posterior, circunstancia que reflejaría un cambio estructural en uno de los fundamentos de la variable. Al respecto, la crisis financiera internacional, al determinar el cese del financiamiento externo, alteró uno de los fundamentos de la variable. Paralelamente, se inicia un periodo caracterizado por el control de agregados macroeconómicos y, sobre todo, se da la transición de un sistema de tipo de cambio fijo a uno flexible controlado, factores que efectivamente pueden haber inducido el cambio del modelo.

El efecto de políticas de ajuste estructural basadas en procesos de apertura, desregulación del comercio exterior y modernización del Estado implementadas a inicios de los años noventa, al parecer no han causado modificaciones estructurales en el comportamiento del TCR. Al respecto, el periodo de vigencia de estas reformas es corto para evaluar su efectos.

A través del modelo econométrico utilizado para explicar la dinámica del TCR, con base en un conjunto de información más amplio, se confirma que las fuerzas endógenas que inducen el regreso del TCR al equilibrio operan con rapidez, resultado que también se traduce del análisis de series de tiempo.

Los dos tipos de análisis comprueban que los movimientos del tipo de cambio real en el corto plazo obedecen tanto a perturbaciones reales como a variaciones nominales. El comportamiento del TCR, en el largo plazo, aparte de su tendencia, depende de variables reales, como son los términos de intercambio. Las devaluaciones resultan significativas en la corrección de desviaciones del TCR de su nivel de equilibrio, al menos en el corto plazo. Estas tendrán un efecto duradero, si se logra eliminar a las fuentes de desequilibrio original.

El análisis de intervención revela que la presencia de persistentes desequilibrios fiscales y monetarios generaron en el corto plazo la desalineación del tipo de cambio real. Se comprobó que una política económica expansiva en el marco de un sistema de tipo de cambio flexible tiene un fuerte impacto sobre los precios, resultado que se evidencia en 1987. La actual estabilidad, lograda en un ambiente de flujos de capital favorables, no deja duda acerca de que el equilibrio fiscal es un requisito indispensable para lograr la estabilidad económica.

Ya que el comportamiento del tipo de cambio real está ligado a la evolución de las principales políticas macroeconómicas, es necesario reconocer que la estabilidad del TCR podrá sostenerse en el tiempo si existe equilibrio en las políticas monetaria, fiscal y salarial. Al respecto, la necesidad de devaluar es menor cuando los agregados macroeconómicos están controlados.

Para evitar que el tipo de cambio vuelva a apreciarse luego de una intervención, se requiere lograr un nivel de inflación interna similar a la externa. Sin embargo, el tratar de mantener constante el TCR o de acelerar su regreso al nivel de equilibrio de largo plazo mediante ajustes drásticos de la paridad cambiaria, tiene costos en cuanto reduce el control de la inflación, merma la

credibilidad y la confianza, y genera desequilibrios macroeconómicos, al impedir los ajustes necesarios en el tipo de cambio real. Una alternativa para aumentar el valor del TCR que evite costos a la sociedad ecuatoriana, es la disminución en los precios de los bienes no comerciables, a través de la desregulación de sectores típicamente no comerciables como son la salud y la educación.

Anexo No. 1

Errores de pronóstico y estadístico C
Serie: Zt=TCR
I=1982.03; d.e.(resid)= 0.0002766

h(1...H)	0	1	2	3	4	5
Ponderación	-1	-1.21300	-1.42600	-1.63900	-1.66300	-1.68700
Valor observado		-0.00090	0.00059	0.00009	-0.00084	0.00039
Pronósticos dinámicos		0.00004	-0.00003	0.00010	0.00004	-0.00001
Error	0	-0.00094	0.00062	-0.00002	-0.00080	0.00040
Bandas	0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Pronósticos estáticos		0.00004	-0.00003	0.00010	-0.00004	-0.00001
Error		-0.00094	0.00062	-0.00002	-0.00080	0.00040
Suma errores $\chi^2=$		2.07 E-06				
C=		27.06245 CON 5 g.l. (Significativo al 5%)				

Anexo No. 2

Errores de pronóstico y estadístico C
Serie: Zt=TCR
II=1986.08; d.e.(resid)= 0.00031826

h(1...H)	0	1	2	3	4	5	6	7
Ponderación	-1	-1.2119	1.256802	1.2663163	-1.2683324	-1.2687596	1.2688502	-1.2688694
Valor observado		0.00013	0.00144	0.00033	0.00013	0.00010	0.00005	0.00010
Pronós. dinámicos		0.00008	0.00006	0.00009	0.00007	-0.00001	-0.00007	0.00001
Error	0	0.00006	0.00138	0.00024	0.00006	0.00011	0.00011	0.00009
Bandas	0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Pronós. estáticos		0.00008	0.00007	0.00038	0.00012	0.00000	-0.00005	0.00003
Error		0.00006	0.00137	-0.00005	0.00001	0.00010	0.00009	0.00007
Suma errores $\chi^2=$		0.0000019						
C=		18.73901 CON 7 g.l. (Significativo al 5%)						

Anexo No. 3

Errores de pronóstico y estadístico C

Serie: Zt=TCR

III=1987.10; d.e.(resid)= 0.00030986

h(1,...,H)	0	1	2	3	4
Ponderación	-1	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Valor observado		-0.00113	-0.00049	0.00076	-0.00029
Pronósticos dinámicos		0.00009	0.00011	0.00003	0.00000
Error	0	-0.00122	-0.00060	0.00073	-0.00029
Bandas	0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Pronósticos estáticos		0.00009	-0.00018	-0.00011	0.00018
Error		-0.00122	-0.00031	0.00087	-0.00047
Suma errores	$\Delta^2=$	0.00000255			
	C=	26.54575	CON 4 g.l. (Significativo al 5%)		

Anexo No. 4

Errores de pronóstico y estadístico C

Serie: Zt=TCR

IV=1988.02; d.e.(resid)= 0.00032

h(1,...,H)	0	1	2	3	4	5	
Ponderación	-1	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
Valor observado		-0.00130	-0.00069	-0.00011	-0.00013	-0.00014	
Pronósticos dinámicos		0.00003	-0.00008	0.00011	0.00008	0.00008	
Error	0	-0.00132	-0.00060	-0.00022	-0.00021	-0.00022	
Bandas	0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
Pronósticos estáticos		0.00003	-0.00038	-0.00003	0.00003	-0.00003	
Error		-0.00132	-0.00031	-0.00009	-0.00016	-0.00017	
h(1,...,H)	6	7	8	9	10	11	12
Ponderación	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Valor observado	-0.00007	0.00032	0.00036	0.00044	0.00066	0.00003	-0.00019
Pronósticos dinámicos	-0.00005	-0.00003	-0.00002	-0.00006	-0.00001	-0.00003	-0.00003
Error	-0.00002	0.00034	0.00038	0.00050	0.00067	0.00006	-0.00015
Bandas	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Pronósticos estáticos	-0.00010	-0.00003	0.00006	0.00003	0.00010	0.00012	-0.00002
Error	0.00003	0.00035	0.00030	0.00041	0.00056	-0.00009	-0.00017
Suma errores	$\Delta^2=$	2.65	E-06				
	C=	26.38877	CON 12 g.l. (Significativo al 5%)				

Bibliografía

- Banco Central del Ecuador,
Boletín Anuario (varias ediciones), Quito.
- _____,
Cuentas Nacionales (varios números), Quito.
- _____,
Cuentas Nacionales Trimestrales (varios números), Quito.
- _____,
Información Estadística Mensual (varios números), Quito.
- _____,
Memoria Anual (varias ediciones). Quito.
- CARRILLO, Bárbara (1992),
 "Análisis de series de tiempo para el tipo de cambio real en México:
 1970-1991", México, Instituto Tecnológico Autónomo de México,
 mimeo.
- D'AMATO, Laura (s.f.),
*El tipo de cambio real: contrastación empírica para el caso argen-
 tino*, Buenos Aires, Banco Central de Argentina.
- DORNBUSCH, Rudiger (1976),
 "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political
 Economy* 84 (6), pp. 1161-76.
- EDWARDS, Sebastian (1989),
*Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate
 Policy in Developing Countries*, Cambridge MA y Londres, The MIT
 Press.
- _____, (1988),
 "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior:
 Theory and Evidence from Developing Countries", *Journal of
 Development Economics*, 29 (3), pp. 311-41.

- GUERRERO, Víctor (1991),
Análisis estadístico de series de tiempo económicas, México, Universidad Autónoma Metropolitana.
- (1992),
“Desestacionalización de series de tiempo económicas: ajustes previos”, *Revista Comercio Exterior*, Vol.42.
- GUJARATI, Damodar N. (1991),
Econometría, Madrid, McGraw-Hill / Interamericana de España S.A., segunda edición.
- JACOME HIDALGO, Luis (1994),
Estabilización en el Ecuador: De la inflación crónica a la inflación moderada. Apunte técnico 23, Quito, Corporación de Estudios para el Desarrollo.
- TASSARA SANCHO, Alberto (1994),
Ecuador: Coyuntura 1994. (primer semestre), Apunte técnico 23, Quito, Corporación de Estudios para el Desarrollo.
- (1994),
Ecuador: Coyuntura 1994. (segundo semestre), Apunte técnico 27, Quito, Corporación de Estudios para el Desarrollo.