

INDICE

ARTICULOS	HECTOR NOEJOVICH. Historia Económica e Institucionalismo: Lecciones del Historicismo Alemán	9
	PAUL D. McNELIS y LILIANA ROJAS-SUAREZ. Devaluación del Tipo de Cambio, Dolarización e Incertidumbre: Una Comparación entre Bolivia y Perú	67
	ADOLFO FIGUEROA. Pequeña Agricultura y Agroindustria en el Perú	93
	TATIANA VELAZCO. Mejoras en el Status de la Mujer y su Impacto sobre el Bienestar de los Niños: Un Enfoque Microeconómico	171
	JAVIER KAPSOLI. Un Modelo de Integración Fraccional para el Tipo de Cambio Real	219
	WILFREDO LEIVA. Precios Competitivos en el Problema de Crecimiento Económico	249
	NARDA SOTOMAYOR, RICHARD L. MEYER Y CARLOS E. CUEVAS. Restricción de Liquidez y Efecto en la Productividad Total de Empresas de Pequeña Escala en Ecuador	263
	MAXIMO VEGA-CENTENO Y M.A. REMENYI. El Sistema Previsional en el Perú: Sistema Nacional de Pensiones vs. Sistema Privado de Pensiones	291
	FELIX JIMENEZ. A. Competencia, Demanda Efectiva y Posición de Largo Plazo en una Economía Capitalista	405
RESEÑAS	CECILIA GARAVITO. Caminos Entrelazados. La Realidad del Empleo Urbano en el Perú de Gustavo Yamada.	451
	HECTOR NOEJOVICH. Las Políticas Comerciales y Cambiarias en el Perú de Jorge Rojas.	456
	FRANKLIN PEASE G.Y. Los Albores de la Economía Americana por Héctor Noejevich.	460
	JORGE ROJAS. Migración. El Fenómeno del Siglo de Teófilo Altamirano.	464

UN MODELO DE INTEGRACION FRACCIONAL PARA EL TIPO DE CAMBIO REAL

Javier Kapsoli Salinas¹

RESUMEN

Este documento estudia el comportamiento de corto plazo del tipo de cambio real asociado a frecuencias bajas. Se plantea aquí que el TCR podría replicar un modelo de “memoria larga” del tipo ARFIMA, a diferencia del modelo por raíz unitaria comúnmente planteado. En la estimación del parámetro de integración fraccional se utilizan las técnicas usuales del análisis espectral. Se concluye que efectivamente el TCR podría comportarse como fraccionalmente integrado con parámetro $d = 0.65$. En los procesos integrados de orden uno la persistencia de los shocks es absoluta, en cambio, en los modelos ARFIMA necesariamente una parte del shock se desvanece. Es esta característica de persistencia, empíricamente observable, la que puede tener implicancias en el diseño de la política económica asociada al sector externo. Finalmente se plantean algunas ideas al respecto, con el objeto de contribuir a enriquecer el debate.

1 Licenciado en Economía por la Pontificia Universidad Católica del Perú. Este trabajo ha sido enriquecido con los valiosos comentarios de: Fátima Ponce, Elmer Cuba y Leopoldo Vilcapoma, profesores del Departamento de Economía de la PUC.

I. INTRODUCCION

La economía peruana viene saliendo de un prolongado proceso de estabilización macroeconómica, cuyos principales resultados positivos como también sus debilidades son ampliamente conocidos, no sólo por los especialistas sino por el común de la población. Sin embargo, subsisten algunos problemas que pueden comprometer las perspectivas de un crecimiento sostenido y continuo; de estos el más relevante es, a nuestro juicio el desequilibrio sistemático de sector externo que se ha manifestado en los últimos años. Si bien es cierto las posibilidades de un "crack" a la mexicana se han ido desvaneciendo, no es menos cierto que un equilibrio en el frente externo es condición necesaria para mantener una economía sólida, que compita limpiamente y se integre en un mundo cada vez más globalizado.

El presente documento estudia el comportamiento de la variable más importante asociada al sector externo, esto es, el tipo de cambio real (TCR). No es nuestra intención aquí analizar el vínculo existente entre el tipo de cambio real y sus determinantes, antes bien, pretendemos realizar aquí un análisis estadístico y econométrico de las propiedades de corto plazo del proceso estocástico que gobierna al tipo de cambio real.

La cuestión es relevante, puesto que los efectos de las medidas de política económica respecto a esta variable son diferentes si el TCR se comporta como un proceso estacionario o si replica un camino aleatorio, representación, esta última, muy frecuente en los trabajos que analizan esta variable².

En nuestro trabajo pretendemos analizar al TCR como un proceso de memoria larga del tipo ARFIMA (Autoregressive Fractional Integrated Moving Average). Estos procesos permiten una modelación de la dinámica de una serie de tiempo de frecuencias bajas más flexible que los tradicionales ARIMA o UC-ARIMA.

El documento se organiza de la siguiente manera: En la primera sección se revisan algunas cuestiones teóricas del problema a tratar. En la segunda sección se presenta la teoría estadística y la metodología econométrica que se utilizará. En la tercera sección analizamos las propiedades estadísticas y

2 Un buen ejemplo es Zambrano (1995).

estocásticas de la serie de TCR, se realiza la estimación del modelo ARFIMA y se muestran los resultados. Finalmente se plantean algunas conclusiones y sus implicancias, tanto económicas como econométricas.

II. ELEMENTOS TEORICOS

Son dos las principales teorías a partir de las cuales se puede definir el tipo de cambio real: la conocida teoría de la “Paridad del poder de compra”, que no es otra cosa que una reformulación de la “Ley de un sólo precio”. Esta teoría nos dice que una mercancía tendrá un único precio a nivel internacional; obviamente esto sólo se cumple si no hay restricciones al comercio, costos de información, de transporte, etc. Si lo anterior es verdadero, entonces, el tipo de cambio real (e) es igual al tipo de cambio observado en el mercado (E) multiplicado por el nivel de precios externo (P^*) y deflactado por el nivel de precios doméstico (P). En términos formales tenemos: $e = EP^*/P$. Esta teoría ha sido ampliamente utilizada a pesar de los obvios problemas de medición que plantea, sobre todo en cuanto a la selección de los índices que se utilizarán para representar a P y P^* .

La otra posición, que nos parece más relevante para efectos de la implementación de política económica, es aquella que define al tipo de cambio real como la razón entre los precios transables (P_T) y los no-transables (P_N); es decir: $e = P_T/P_N$. Bajo esta hipótesis el TCR se presenta como uno de los precios relativos clave de la economía. Así, cualquier movimiento de apreciación o depreciación implicará una redistribución de recursos entre los sectores transable y no transable. A su vez se muestra que en equilibrio, el TCR es un indicador del grado de eficiencia del sector transable del país, puesto que, una apreciación del TCR indica un aumento en el costo de producir domésticamente los bienes exportables, lo cual deteriora la competitividad del sector exportador.

Como señala Edwards (1989) desde el colapso del sistema internacional de tipos de cambio fijados³, los países en vías de desarrollo han presentado una

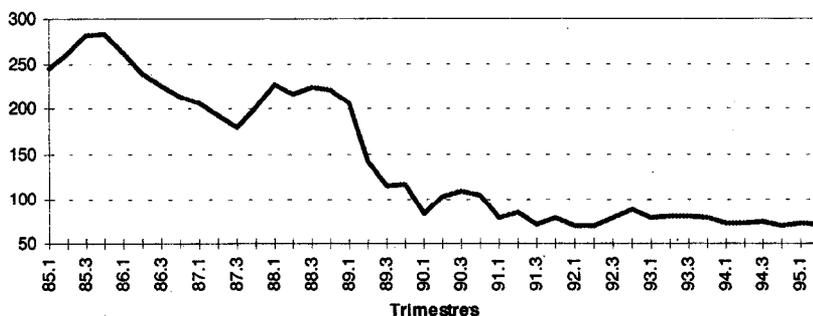
3 Este sistema, iniciado con los acuerdos de Bretton Woods (1945), establecía una equivalencia fija entre el dólar y el oro tuvo vigencia hasta 1971, cuando el Presidente Nixon puso fin a la convertibilidad del dólar.

alta variabilidad en el comportamiento de sus tipos de cambio reales. En el caso del Perú esto no ha sido tan cierto, pues hay una tendencia sistemática hacia la caída (Ver Gráfico 1). En la tercera sección de este documento realizaremos un análisis más detallado respecto a la variable en cuestión, por el momento, basta notar que hay un fuerte nivel de apreciación, que hace que la moneda esté subvaluada con respecto a sus niveles de paridad, aunque últimamente ha experimentado una leve recuperación. Así por ejemplo, si tomamos como período base al año 1990, el tipo de cambio presenta un retraso de alrededor de 29% (al segundo trimestre de 1995).

Hay que enfatizar que estos niveles de retraso consideran una aproximación estática al tipo de cambio real. Existe también la teoría del tipo de cambio real de equilibrio, que considera una relación dinámica de largo plazo entre el tipo de cambio y sus determinantes. Esta arquitectura teórica ha sido desarrollada por Edwards (1989) a través de un modelo de optimización intertemporal mediante el cual se entiende al TCR como un fenómeno real (dependiente de variables reales) y no monetario como se desprende de la teoría de paridad del poder de compra. Este modelo ha sido evaluado empíricamente para el caso de Chile en Repetto (1992) y para nuestro país en Mougillanski (1995). En este último trabajo se realiza la estimación del Tipo de cambio real fundamental utilizando las herramientas de cointegración multivariada propuestas por Johansen y Juselius.

Una lectura de la coyuntura económica peruana nos traslada directamente hacia el agravamiento de la brecha externa. El déficit en la balanza comercial ha ido creciendo en forma vertiginosa, hasta representar actualmente alrededor de 41.5% de las exportaciones (Véase Cuadro 1). Este problema ha sido ocasionado tanto por el "boom" de las importaciones como por el sesgo antiexportador generado por el tipo de cambio retrasado. Sin embargo, el saldo de la balanza de pagos ha sido positivo debido al flujo de capitales externos (capital especulativo atraído por la rentabilidad del mercado) más los ingresos obtenidos por las privatizaciones. Esta entrada de capitales no sólo ha servido para financiar el déficit en cuenta corriente sino también ha permitido una importante acumulación de reservas internacionales. El problema es que nada garantiza que esta afluencia de fondos externos se mantenga, sobre todo si el contexto internacional se caracteriza por una elevación de las tasas de interés internacionales. Dada esta coyuntura y sabiendo que la balanza de pagos representa una restricción presupuestaria

GRAFICO 1
INDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL (1990=100)



CUADRO 1

BALANZA DE PAGOS, 1991-95

(Millones de US\$ dólares)

	1991	1992	1993	1994	1995(*)
I. Balanza en Cuenta Corriente	-814	-1659	-1676	-2187	-1834
Balanza Comercial	-139	-556	-570	-1107	-1099
Exportaciones FOB	3391	3534	3515	4555	2647
Importaciones FOB	3530	4090	4085	-5661	3746
Servicios	-314	-598	-585	-519	-417
Renta de Factores	-807	-987	-1006	-1064	-523
Transferencias	446	482	484	502	205
II. Cuenta Financiera y de capital	846	1349	2325	4166	1814
Cuenta Financiera	899	1379	2403	4183	1784
Sector Público	-154	-404	546	-379	-117
Sector Privado	108	253	639	3205	621
Cap. de Corto Plazo y e.u.o	945	1530	1218	1357	1280
Cuenta de Capital	-52	-30	-79	-17	30
III. Saldo Balanza de Pagos	32	-310	647	1979	-20
Déficit en B.C (% Exportaciones)	4.1	15.7	16.2	24.3	41.5

(*) Acumulado al segundo trimestre de 1995.

Fuente: BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU

intertemporal para el gobierno, la pregunta obligada es ¿son sostenibles estos niveles de déficit en el largo plazo? Al respecto, el gobierno claramente está apostando por un “boom” en el sector exportador de productos primarios, especialmente mineros originado por las fuertes inversiones registradas en estos sectores en los últimos años⁴.

Pero aquí hay un peligro latente: este “boom” del sector minero podría ocasionar lo que técnicamente se conoce como “Enfermedad Holandesa” (Dutch Disease) lo cual finalmente terminaría apreciando más el tipo de cambio y reduciendo la rentabilidad de los demás sectores transables.

Dado el escenario presentado líneas arriba, cuyos hechos estilizados son un tipo de cambio sistemáticamente apreciado y un déficit persistente y creciente de la cuenta corriente, las opciones de política del gobierno respecto a intervenir o no en el mercado cambiario pasan a primer plano. A su vez, la caracterización correcta del proceso estocástico que gobierna la serie de TCR se hace relevante como una herramienta más que permita la selección adecuada de una política óptima.

Si la serie de TCR fuese estacionaria, esto es, fuese un proceso que revierte permanentemente a la media (o a una tendencia determinística), entonces no tendría sentido una intervención por parte del gobierno, salvo que la persistencia de los shocks fuese muy larga⁵. De otra parte, si la serie se comporta como un camino aleatorio, entonces, los shocks son permanentes y una intervención podría atenuar los costos del paso de una situación de equilibrio a otra.

El resto de este documento presenta la teoría estadística relevante para el análisis de este problema e indaga respecto a las propiedades de corto plazo de la serie de TCR.

4 Aunque el principal determinante del valor exportado son los precios internacionales y no tanto el volumen producido.

5 Esto significa que la velocidad de reversión respecto a la media sea muy lenta.

III. TEORIA ESTADISTICA

La Econometría ha experimentado un desarrollo extraordinario en los últimos años, principalmente en el área de análisis de series de tiempo. Esta teoría inicialmente asociada a los trabajos de Box y Jenkins, últimamente se ha revolucionado alrededor de los conceptos de integración y cointegración, que permiten estudiar detalladamente las propiedades inherentes a las fluctuaciones de corto plazo de una serie y su relación con la dinámica del largo plazo⁶.

III.1 Presentación del modelo

A través del teorema de Wold sabemos que toda serie de tiempo (Y_t) puede representarse como un proceso ARIMA(p,d,q); es decir:

$$\Phi(L)(1-L)^d Y_t = \Psi(L)\epsilon_t \quad (1)$$

donde $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Los polinomios en el operador de retardos $\Phi(L)$ y $\Psi(L)$ son finitos de órdenes p y q respectivamente, y cumplen con las condiciones usuales de estacionariedad e invertibilidad⁷. Esta representación es, con mucho, la más usada dentro de los trabajos empíricos con series de tiempo. El parámetro d representa el orden de integración de la serie, es decir, el número de diferenciaciones necesarias para hacerla estacionaria⁸, ya que usualmente, las series económicas son no-estacionarias. Los casos más comunes son $d = 0$ (estacionariedad) y $d = 1$ (raíz unitaria), estos representan dos casos extremos: si la serie es estacionaria los shocks son transitorios y la serie revierte a la media o a la tendencia; inversamente, si la serie se comporta como un paseo aleatorio, los shocks son permanentes y no hay reversión a la media.

6 No es nuestra intención detallar estos conceptos, para una revisión de ellos, nos remitimos al excelente libro de James Hamilton (1994).

7 Esto es que todas las raíces caigan fuera del círculo unidad. Al respecto, ver Hamilton (Op. cit.), capítulo 3.

8 En este trabajo se entiende estacionariedad como "estacionariedad débil" o "estacionariedad en covarianzas". Véase Hamilton (Op. cit.) Capítulo 3.

Sin embargo, lo anterior implica la aceptación de un supuesto que puede resultar simplificador, pero que también podría ser exageradamente restrictivo: que d es un número entero. Un paseo aleatorio se caracteriza por poseer un pico en la frecuencia cero de su espectrograma. Granger y Joyeux (1980) mencionan que muchas series económicas presentan esta característica, pero si se analiza el espectrograma correspondiente a la primera diferencia se pierde toda potencia explicativa en el origen. La conclusión es que este orden de diferenciación es demasiado alto.

Para afrontar este problema surgen los modelos de Integración Fraccional, en los cuales se considera la posibilidad que d sea un número real y menor que uno. Si $d \in [-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}]$ la serie sería estacionaria⁹ y cuanto más cercano esté a uno mayor será la posibilidad de la existencia de una raíz unitaria. Los procesos ARFIMA se caracterizan por tener una “memoria larga”, es decir la persistencia de los shocks es muy alta. Por ejemplo, en Lo (1991) se muestra que en un proceso ARFIMA con parámetro $d = 1/3$ muestra una persistencia de aproximadamente un 10% después de 100 períodos respecto a un shock dado en el primer período, en cambio para un proceso AR(1): $Y_t = \varphi Y_{t-1} + e_t$ con $\varphi = 0.5$ el shock desaparece completamente después de 10 períodos. Es esta característica de persistencia lo que hace importante el análisis de integración fraccional, puesto que esta propiedad se observa empíricamente en muchas variables macroeconómicas.

Uno de los usos más trascendentales del análisis de series temporales es la desagregación de los componentes permanentes y transitorios de una variable. Esta técnica es especialmente útil en la estimación de los ciclos económicos. Una de las metodologías más ampliamente usadas es la propuesta por Beveridge y Nelson (1981) en la cual se asume que el componente permanente es capturado por un proceso de paseo aleatorio con deriva (término constante) y el ciclo (componente transitorio) puede representarse a partir de un proceso ARMA estacionario. Watson (1986) propone un procedimiento similar, con la diferencia de que utiliza un modelo de componentes no-observables (unobserved components); de allí viene el nombre de UC-ARIMA. A su vez, Cochrane (1988) sostiene que este procedimiento tendería a sobredimensionar el componente permanente respecto al transitorio, motivo

9 Véase Lo (1991).

por el cual propone un ratio de varianzas que permite evaluar el grado de permanencia de los shocks en una serie. Más adelante ilustraremos este procedimiento a fin de dar más elementos de análisis respecto al comportamiento de la serie del TCR.

III.2 Metodología para la estimación de un proceso ARFIMA¹⁰

A continuación vamos a describir el procedimiento bietápico propuesto por Geweke y Porter-Hudak que permite estimar el parámetro de integración fraccional a través de las técnicas usuales del análisis espectral.

En el “dominio de las frecuencias”, una serie temporal puede representarse como la suma de un número finito de funciones trascendentes:

$$X(t) = \sum A_j \text{sen}(\omega_j t + \varphi_j) \tag{2}$$

donde A es la amplitud, j es la fase y w es la frecuencia angular. A partir de la identidad: $\text{Sen}(A+B) = \text{sen}(A)\cos(B) + \cos(A)\text{sen}(B)$ puede derivarse:

$$X(t) = \sum [a_j \text{sen}(\omega_j t) + b_j \cos(\omega_j t)] \tag{3}$$

donde $a_j = A_j \cos(\varphi_j)$ y $b_j = \text{sen}(\varphi_j)$. Lo anterior se conoce como “representación cartesiana”, existe, sin embargo una forma más útil, que es la llamada “representación compleja”:

$$X(t) = \sum c_j e^{i \omega_j t} \tag{4}$$

donde $i = \sqrt{-1}$.

Ahora regresemos a nuestro modelo ARFIMA tradicional de la ecuación (1). Haciendo $X_t = (1-L)Y_t$ el problema de estimar d se reducirá a estimar δ es:

$$(1 - L)^\delta X_t = \phi^{-1}(L)\psi(L)e_t = u_t \tag{5}$$

10 Esta sección esta basada fundamentalmente en Koopmans (1974) y Diebold-Rudebusch (1989)

conocido d se obtiene d a partir de la relación: $d = 1 + \delta$. Para ello debemos recordar que sustituyendo c_j por las autocorrelaciones en la ecuación (4) se obtiene el llamado “espectrograma”. Recordando, además, que estamos interesados en el comportamiento del espectrograma en la vecindad de la frecuencia cero, que una frecuencia está definida por $\omega_j = 2\pi j/N$, que se asume que u_t es bien comportado (es ruido blanco) y tomando logaritmos tendremos:

$$\ln[f_X(\omega_j)] = \ln[f_U(0)] - \delta \ln[4 \text{sen}^2(\omega_j / 2)] + \ln[f_U(\omega_j) / f_U(0)] \quad (6)$$

donde $f_X(w)$ es el espectrograma de X_t y $f_U(w)$ es el espectrograma de u_t . Ahora si nos restringimos a las ordenadas de baja frecuencia w_j , tal que $j \leq K \leq N$, obtendremos que en la expresión (6) el último término es despreciable. Restando a ambos lados el periodograma muestral¹¹ y reordenando:

$$\ln[P(\omega_j)] = \ln[f_U(0)] - \delta \ln[4 \text{sen}^2(\omega_j / 2)] + \ln[P(\omega_j) / f_X(\omega_j)] \quad (7)$$

que nos permite obtener un modelo simple de regresión espectral, donde $\ln[f_U(0)]$ representa al intercepto y $\ln[P(\omega_j)/f_X(\omega_j)]$ es un término estocástico bien comportado e idénticamente distribuido. Así, procedemos a plantear un modelo de estimación final:

$$\ln[P(\omega_j)] = \beta_0 + \beta_1 \ln[4 \text{sen}^2(\omega_j / 2)] + \mu_t \quad (8)$$

donde $j = 1, \dots, K$. Esta última restricción implica trabajar con un número limitado y pequeño de frecuencias, donde K es una función del tamaño muestral (N), es decir: $K = h(N)$. A través de los trabajos empíricos se ha determinado que la función adecuada a usar es $K = N^\alpha$, siendo el valor recomendado para α igual a 0.5 (Diebold & Rudebusch, Op, cit.)

Completa la presentación de la técnica de estimación que vamos a

11 Debido a que el periodograma muestral es el único empíricamente calculable en el que las autocorrelaciones teóricas se sustituyen por las muestrales. Véase Hamilton (Op. Cit.) Capítulo 6.

aplicar en la siguiente sección de este documento, nos parece útil presentar otros criterios a fin de situar bien el problema de identificar los comportamientos de corto plazo de la serie de TCR.

III.3. Contratación empírica

La serie que se utilizará en este trabajo es la correspondiente al índice de tipo de cambio real multilateral promedio compra-venta con base en 1990 = 100 publicada por el Banco Central de Reserva del Perú. Se trata de una serie trimestral que se inicia en 1985:1 y culmina en 1995:2. La serie se ha transformado a logaritmos a fin de estabilizar en algo sus varianzas. Poseemos también la serie anual de 1950-1995, sin embargo, para efectos de política de corto plazo no tendría mucha relevancia el análisis de una muestra tan larga. Un anexo a este documento presenta los principales resultados respecto a la serie anual a fin de que se pueda efectuar alguna comparación.

III.3.1 Resultados estadísticos

Revisemos primeramente algunos indicadores descriptivos que permitan conocer las primeras propiedades de la serie de TCR. Un resumen de los resultados se muestra en el siguiente cuadro:

CUADRO 2
PROPIEDADES ESTADISTICAS DE LA SERIE DE TIPO DE CAMBIO REAL
(LOGARITMOS)

Criterio	Estadística
Media	4.8334
Varianza	0.2733
Asimetría	0.2559
Kurtosis	1.3122
Desviación típica	0.5228
Mediana	4.6711
Variabilidad	10.82%
AR(1)	0.9381
Test Bera-Jarque	5.4431
Observaciones	42

Del análisis del cuadro anterior es claro que la serie de TCR no ha evolucionado con gran variabilidad o por lo menos ha mantenido una tendencia clara. Por ejemplo, la varianza que mide la dispersión respecto a la media no presenta un valor muy alto, el tercer momento: la asimetría o sesgo indica que en la distribución, las puntuaciones con valores superiores al promedio han predominado. La Kurtosis (cuarto momento) menor que 3 indica que nos encontramos frente a una distribución de colas anchas, del tipo conocido como "platicúrtico"¹². La mediana muestra el valor asociado al percentil cincuenta, es decir, es la puntuación que divide a la distribución en dos partes iguales. El coeficiente de variabilidad se mide por $CV = S/\bar{X}$ y para este caso se obtiene una variabilidad de 10.82%, que es baja, aunque debemos recordar que hemos tomado logaritmos a la serie TCR. Además, como hemos mostrado (Cf. Gráfico 1) hay una tendencia clara hacia la apreciación en el período de análisis. El valor tan alto del coeficiente de autocorrelación de primer orden, implica una alta dependencia de los valores actuales respecto a sus rezagos. Finalmente, la prueba de Bera- Jarque docima

la hipótesis de normalidad, este test se define como $\frac{N}{6} [A^2 + \frac{1}{4}(K - 3)^2]$,

donde A es la asimetría y K la kurtosis, este estadístico se distribuye como una Chi-cuadrado con 2 grados de libertad. El valor crítico al 5% es 5.991, con lo cual se acepta la hipótesis de normalidad.

Resumiendo, encontramos que el TCR es una serie que no presenta cambios abruptos, se encuentra altamente autocorrelacionada y se desenvuelve con un bajo nivel de volatilidad. También su distribución muestra colas anchas, así como un sesgo positivo que podría estar bien representada por una curva normal. Para descartar la posibilidad de un quiebre estructural, se realizó la regresión del TCR contra una tendencia lineal y se analizó la estabilidad de esta relación, el contraste usual de residuos recursivos (CUSUM de cuadrados) rechazó la posibilidad de un cambio de régimen.

12 El valor notable para la kurtosis es 3, que es la kurtosis correspondiente a la distribución normal. Si $k < 3$ la distribución es del tipo platicúrtico y si $k > 3$ es leptocúrtico.

II.3.2 Resultados econométricos

A fin de caracterizar de forma más certera los movimientos de corto plazo del TCR en esta sección estudiaremos esta variable a través de las técnicas usuales del análisis de variables no estacionarias, esto es buscaremos componentes integrados asociados a raíces unitarias.

Como es sabido, el análisis de la posible no-estacionariedad es la condición necesaria para obtener un resultado econométrico válido y por lo tanto, no espúreo. Tal vez debido a esto es que el desarrollo de pruebas robustas que permitan docimar esta eventualidad es uno de los campos más fecundos de la econometría contemporánea. Antes de presentar nuestros cálculos haremos dos observaciones: primero, el test de Dickey-Fuller aumentado (ADF), que es el de mayor uso, tiene un detalle importante: el orden de la corrección autoregresiva que se usa puede adulterar substancialmente el resultado si no es elegido en forma óptima. Como demuestran Dejong, Nankervis, Savin y Whiteman (1992) la potencia del test decae dramáticamente si se incluyen demasiados rezagos en éste. Es decir, conforme aumenta el número de rezagos, el valor calculado para el test se hace más pequeño lo cual induce a aceptar erróneamente la hipótesis de raíz unitaria. Una implicancia directa de lo anterior es que es necesario reeditar una buena parte de los trabajos empíricos que utilizan este test, puesto que en la mayoría de ellos el orden de rezagos se elige arbitrariamente. Por ejemplo, si se utilizan datos mensuales se colocan doce rezagos y cuatro si los datos son trimestrales.

Por ello, nosotros utilizamos como criterio para la elección del orden de la corrección autoregresiva en la ecuación del ADF, el AIC (Akaike Information Criteria)¹³. Cabe recordar que este criterio penaliza el uso de demasiados regresores dentro del vector de variables explicativas, por ello, su uso es ideal a fin de solucionar el problema planteado.

En segundo lugar, a fin de establecer un nivel de comparación, presentamos también una prueba no-paramétrica: la de Phillips-Perron (PP). Cabe recordar el test PP se obtiene de la misma ecuación de regresión que

13 El AIC se define como $AIC = \log(e'e/N-K) + 2K/N$ donde K es el número de regresores y N es el tamaño muestral.

el ADF, con la modificación pertinente a fin de que el problema de correlación serial no afecte la distribución asintótica del estimador¹⁴. El cuadro 3 resume los resultados obtenidos y cabe destacar que el número de rezagos se determinó utilizando el AIC, el cual permite una selección óptima.

CUADRO 3
PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS

	ADF	Rezago Óptimo	Percentil (*)	Phillips & Perron	Rezago Óptimo	Percentil (*)
<u>Log(TCR)</u>						
Constante	-1.0223	5	-2.93	-0.8671	5	-2.93
Cte. + tendencia	-1.2304	5	-3.50	-2.0942	5	-3.50
<u>(1-L)Log(TCR)</u>						
Constante	-4.1069	1	-2.93	-6.5593	1	-2.93
Cte. + tendencia	-4.1175	1	-3.50	-6.5057	1	-3.50

(*) Percentiles al 5% de significancia, tomados de Hamilton (Op. cit.) Tabla B.6.

Nota: Los estadísticos presentados provienen de la prueba "t" que docima la hipótesis nula $H_0: \varphi = 0$ en la ecuación $Y_t = \delta + \beta t + \varphi Y_{t-1} + \sum_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t$; donde μ_t es un ruido gaussiano estándar.

Los resultados mostrados son claros, para los valores originales de las variables, y en ninguno de los casos puede aceptarse la hipótesis de estacionariedad. En cambio, para las primeras diferencias se rechaza la posibilidad de no-estacionariedad; claramente esta serie sería integrada de orden uno.

Adicionalmente, se considera la posibilidad de que la no-estacionariedad tenga una fuente estacional y que este componente sea estocástico. De ser este el caso, el test de Dickey-Fuller estaría mal especificado, pues éste considera sólo la posibilidad de raíces unitarias en la frecuencia cero y no en las distintas

14 Para más detalles veáse Davidson & Mackinnon (1993) capítulo 20.

frecuencias estacionales. Este problema ha sido estudiado en Hylleberger, Engle, Granger y Yoo (1990) quienes proponen tests que permiten evaluar la presencia de raíces unitarias estacionales, e incluso generalizan hasta presentar un modelo para analizar cointegración en frecuencias distintas a la frecuencia cero tradicional. El cuadro 4 presenta los resultados de este test aplicados a la serie de TCR:

CUADRO 4
PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS ESTACIONALES

	Estadísticos			Percentiles (95%) (*)		
	π_1	π_2	$\pi_3 \cap \pi_4$	π_1	π_2	$\pi_3 \cap \pi_4$
—	-1.8327	-2.8552	20.1110	-1.95	-1.95	3.26
Constante	-1.3935	-2.8494	20.3016	-2.96	-1.95	3.04
Cte. + dummies	-1.3150	-2.8780	18.6580	-3.08	-3.04	6.60
Cte. + tendencia	-1.7829	-2.9512	21.3134	-3.56	-1.91	2.95
Cte+tend+dummies	-1.8600	-3.0442	19.7580	-3.71	-3.08	6.55

(*) Percentiles tomados de Hylleberger, Engle, Granger & Yoo (Op. cit.).

Nota: Los estadísticos presentados corresponden a la siguiente ecuación de regresión:

$\varphi(L)Y_{4t} = \pi_1 Y_{1t-1} + \pi_2 Y_{2t-1} + \pi_3 Y_{3t-2} + \pi_4 Y_{3t-1} + \mu_t$; donde los subíndices denotan que la serie ha sido convenientemente transformada a fin de capturar los efectos correspondientes a cada frecuencia estacional.

El primer estadístico π_1 , docima la hipótesis de raíz unitaria en la frecuencia cero, π_2 corresponde a la frecuencia $\frac{1}{2}$, y $\pi_3 \cap \pi_4$ es un test F para verificar la posibilidad de una raíz unitaria en la frecuencia $\frac{1}{4}$. Como se desprende del análisis del cuadro 4 sólo puede aceptarse la posibilidad de una raíz unitaria en la frecuencia cero o, lo que es lo mismo, se rechaza la existencia de raíces unitarias estacionales. Nótese que aún incluyendo dummies estacionales y tendencia se sigue aceptando la hipótesis de raíz unitaria. Esto rechaza la posibilidad de una variable estacionaria en tendencias, como también descarta la eventualidad de que la no-estacionariedad pueda provenir de un componente estacional determinístico.

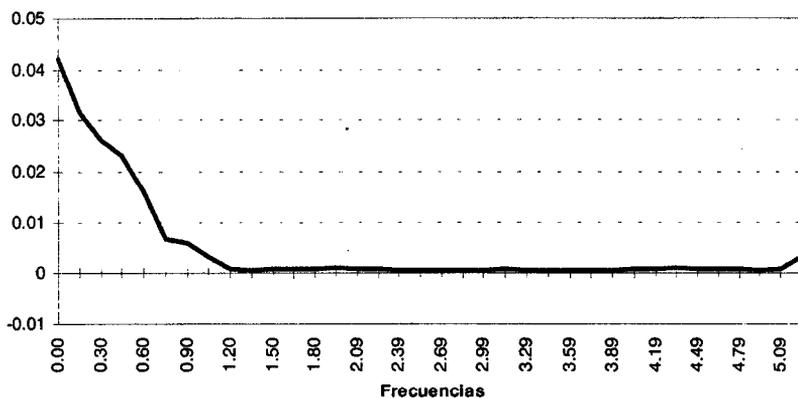
III.3.3 Estimación del modelo ARFIMA

En esta sección procederemos a estimar el modelo estadístico del tipo ARFIMA que presentamos anteriormente. Recordemos que para hacer operativa la ecuación (8) necesitamos alguna aproximación del periodograma muestral, que es lo haremos a continuación.

Con el fin de evitar correlaciones espúreas, la serie TCR (en logaritmos) se ha centralizado, se le ha removido la tendencia y se ha desestacionalizado previamente a la estimación del periodograma. Se efectuaron dos cálculos: el periodograma de la variable en valores originales y en primeras diferencias (este último es el insumo de la ecuación de regresión espectral que permite estimar el parámetro de integración fraccional).

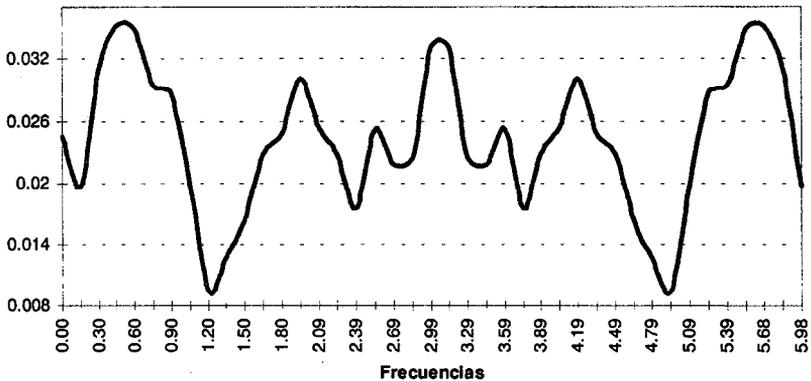
El Gráfico 2 muestra el periodograma asociado a log (TCR). Nótese el pico en la frecuencia cero, que presenta todas las características de una serie no-estacionaria que mencionan Granger y Joyeux (1980) y Hamilton (1994). Como se sabe, uno de los usos más valiosos del periodograma muestral es que permite observar cuáles son las proporciones de la varianza muestral explicadas por los ciclos de frecuencia.

GRAFICO 2
PERIODOGRAMA DEL TIPO DE CAMBIO REAL



El Gráfico 3 presenta el periodograma de la primera diferencia del TCR, de este gráfico pueden concluirse cosas relevantes: primero, que existe un componente cíclico de importante magnitud, puesto que explica un fracción substancial de la varianza de la serie; en segundo lugar, este componente secular se repite aproximadamente cada 12 períodos (tres años)¹⁵.

GRAFICO 3
PERIODOGRAMA DE LA PRIMERA DIFERENCIA DELTCR



Como nuestra intención es utilizar el periodograma como insumo para la estimación del parámetro de integración fraccional, no profundizaremos más en el análisis de las propiedades espectrales de la serie, aunque consideramos que se trata de un estudio casi necesario si se desea estimar los ciclos económicos, no sólo de ésta, sino de cualquier otra variable.

Como queda claro en la sección 3.2, en la estimación de la regresión espectral (8) sólo se utilizan las primeras K ordenadas del periodograma. Sin embargo, con el objeto de efectuar un análisis más robusto, hemos realizado la estimación considerando los valores más comunes de K. El cuadro 5

15 Esto se obtiene de la siguiente ecuación período = $2\pi/\omega^*$. Donde ω^* representa a las frecuencias asociadas a los máximos del periodograma. Véase Hamilton (Op. cit.) para más detalles.

muestra los resultados hallados, donde los errores estándar se han corregido por el factor propuesto por Geweke y Porter-Hudak (Véase el apéndice a Diebold y Rudebusch). Se reportan, además, los P-values correspondientes a la hipótesis de raíz unitaria.

CUADRO 5
ESTIMACION DEL PARAMETRO DE
INTEGRACION FRACCIONAL

	α		
	0.5	0.525	0.55
d	0.5177	0.6251	0.8072
Error estándar	0.2094	0.3398	0.3481
P-Value ($H_0: d=1$)	0.0608	0.3063	0.5948

Nota: los errores estándar han sido corregidos por el factor $\pi^2/6$ propuesto por Geweke y Porter-Hudak. Ver Diebold y Rudebusch (Op. cit.).

La evidencia de la tabla anterior muestra que el TCR estaría replicando un proceso de alta persistencia que bien podría ser modelado como ARFIMA. Los valores estimados para d son bastante superiores a los que permitirían hablar de un proceso estacionario¹⁶, por lo que esta posibilidad se descarta. Nótese que, al 5% de significancia, en todos los casos, se acepta la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, y que los resultados son robustos a la selección del tamaño muestral en la regresión espectral. Estas conclusiones implican la necesidad de poner más énfasis en el estudio de la dinámica de las series económicas a frecuencias bajas y no relativizar el problema al dilema usual de seleccionar entre $d = 0$ ó $d = 1$. Recordemos que un paseo aleatorio es un proceso con características estadísticas muy especiales, que no necesariamente se cumplen si la serie se comporta como fraccionalmente integrada como parece ser el caso del TCR a la luz de la evidencia mostrada.

16 Revítese el acápite 2.1.

La segunda etapa de esta estimación consiste en estimar los parámetros que faltan para completar la caracterización de un ARFIMA(p,d,q) con $d < 1$. Es decir necesitaríamos hallar los componentes autoregresivos y estocásticos asociados a las partes AR y MA, respectivamente. Para ello previamente se realizó la transformación de la serie, aplicándole el factor $(1 - L)^d$. Una ponderación de los valores estimados en el Cuadro 5 nos lleva a utilizar un valor de $d = 0.65$ para realizar esta transformación; es decir, se corrigió la data mediante el filtro $(1 - L)^{0.65}$.

Un examen del correlograma de la serie transformada permite aseverar que, de existir complementos AR o MA, ninguno de estos tendría un orden de desfases superior a 3. Una vez establecido esto, para seleccionar el modelo más conveniente se utilizarán como criterios de selección los conocidos: Akaike (AIC) y Schwarz (SIC):

CUADRO 6
CRITERIOS DE SELECCION DEL MODELO ARFIMA(p,0.65,q)

q	p			
	0	1	2	3
0	-2.9427	-2.8693	-2.7947
	-2.9009	-2.7857	-2.6693
1	-2.9426	-2.9475	-2.7946	-2.7196
	-2.9000	-2.8639	-2.6692	-2.5524
2	-2.8695	-2.8232	-2.7941	-2.7301
	-2.7859	-2.6978	-2.6269	-2.5211
3	-2.7956	-2.7732	-2.7202	-2.6656
	-2.6702	-2.6060	-2.5112	-2.4149

Nota: En primer lugar se presenta el AIC (Véase la nota 14 para una definición de éste), seguido del $SIC = \log(e'e/N-K) + K[\log(N)/N]$. Los valores en *itálica* implican que los parámetros estimados del modelo no satisfacen las condiciones de invertibilidad (trayectorias explosivas). Los valores en **negrita** representan los modelos óptimos según los criterios de Akaike y Schwarz.

Del cuadro 6 se infiere que el AIC nos estaría recomendando un modelo ARFIMA (1,0.65,1) mientras que el SIC nos sugiere un más parsimonioso ARFIMA(1,0.65,0). Dado que no existe una norma que permita discriminar entre el AIC y el SIC, tuvimos que recurrir a la capacidad de cada modelo para replicar la data observada mediante una simulación. En este ejercicio, la predicción realizada en base al modelo ARFIMA(1,0.65,1) mostró una mayor correlación con la información histórica que la representación sugerida por el SIC, por lo que consideramos que es esta representación la que mejor explica el comportamiento de corto plazo de la variable TCR.

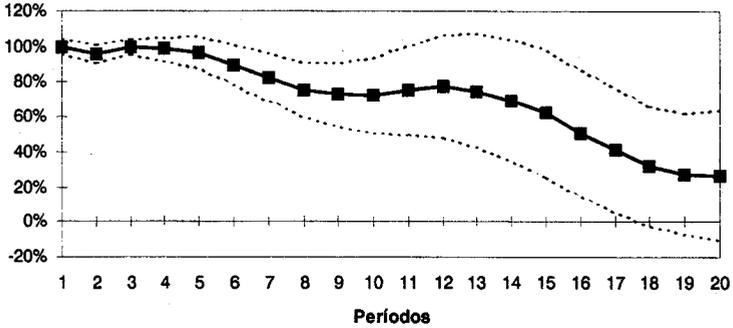
Como decíamos antes, la principal característica de las series fraccionalmente integradas es su alto grado de persistencia. Cochrane (1988) ha propuesto un método para medir este grado, el cual corresponde a un ratio de varianzas que se construye a través de la siguiente ecuación:

$$RVC_K = \frac{K^{-1} \text{Var}(Y_t - Y_{t-k})}{\text{Var}(Y_t - Y_{t-1})} \quad (9)$$

como se estila utilizar, la data en logaritmos del denominador de (9) lo constituye la varianza de las tasas de crecimiento de la variable, en tanto que el numerador nos muestra la varianza específica asociada a un desfase de k períodos. Naturalmente cuando k = 1 el valor para RVC_K será igual a 1, a partir de donde deberá ir decreciendo, cuanto más cercano esté a cero reflejará el hecho de que el shock ha ido desapareciendo. Es decir, si RVC_K se hace cero rápidamente indicará que la serie muestra poca persistencia; análogamente, si después de un largo período de tiempo el valor de RVC_K no se aproxima a cero estaremos frente a una variable con un alto grado de persistencia. El Gráfico 4 nos muestra el criterio RVC_K como una curva. Nótese que transcurridos 20 períodos (5 años) la serie de TCR aun preserva alrededor del 25% del shock dado en el período inicial. Esto reflejaría el alto grado de persistencia de esta variable, y complementa de algún modo el análisis anterior.

Para culminar esta sección compararemos los multiplicadores dinámicos que se obtienen del modelo ARFIMA aquí planteado con los del ARIMA tradicional. El cuadro 7 resume los multiplicadores hallados para los diversos procesos estudiados:

GRAFICO 4
RAZON DE VARIANZAS DE COCHRANE



CUADRO 7
MULTIPLICADORES DE LARGO PLAZO

Modelo	Multiplicador LP
ARFIMA(1,0.65,1)	0.370
ARFIMA(1,0.65,0)	0.389
ARIMA(1,1,1)	1.643
ARIMA(1,1,0)	1.014

Nota: El multiplicador de largo plazo es igual al límite de la suma acumulada de los parámetros estimados a partir de la representación $MA(\infty)$ para cada modelo.

Nótese la diferencia entre los multiplicadores obtenidos a través de las especificaciones ARIMA y ARFIMA. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Diebold y Rudebusch, quienes analizan el caso del PNB de Estados Unidos. Estos multiplicadores implican que una representación ARIMA tiende a exagerar la persistencia de un shock en la serie en cuestión, es decir, si bien existe un alto grado de persistencia, también es cierto que los shocks tienden a desaparecer gradualmente aunque a una tasa baja.

Podemos resumir la evidencia encontrada en dos hechos: primero, el TCR posee un alto grado de persistencia, que no necesariamente está asociado

a un fenómeno de camino aleatorio. Segundo, se descarta la posibilidad de que el TCR se comporte como un proceso estacionario, puesto que los valores hallados para el parámetro de integración fraccional caen fuera del intervalo que permitiría hablar de estacionariedad.

IV. CONCLUSIONES Y ALGUNAS SUGERENCIAS

No hemos pretendido aquí proponer un modelo explicativo del TCR respecto a sus determinantes; antes bien, a partir de una lectura objetiva de los hechos estilizados que han caracterizado el comportamiento del sector externo, hemos buscado explicar las fluctuaciones de corto plazo de la serie TCR.

Hemos mostrado que la dinámica de esta variable podría estar bien representada por un proceso de integración fraccional, antes que por uno de raíz unitaria, como ha sido lo habitual en los trabajos que han estudiado esta serie. Sin embargo, queda para un trabajo posterior un análisis más detallado de las propiedades espectrales de la serie, que también podrían ayudar a modelar mejor su dinámica a frecuencias bajas.

Ahora bien, a la luz de lo planteado. ¿Cuáles son los corolarios que se derivan de las proposiciones que se presentan en este artículo? Un resultado importante es que se descarta la probabilidad de que el tipo de cambio se comporte en forma estacionaria, pero, aún en el caso que lo fuese, la característica de persistencia encontrada hace que para efectos de política se considere como un proceso no-estacionario.

Es esta característica de persistencia la que garantiza que una intervención inteligente en el mercado cambiario tenga un efecto sostenido a fin de lograr una depreciación del TCR que eleve la competitividad del sector productor de transables y revierta la tendencia negativa en la balanza comercial. Se puede argumentar aquí que esto va en contra de los principios cardinales de la doctrina liberal, pero ¿acaso el Banco Central no ha intervenido ya en el mercado cambiario a fin de sostener el tipo de cambio¹⁷?

17 Hace poco, el Gerente General del BCR declaraba: "Si el BCR no comprase dólares en el mercado en estos momentos el dólar valdría menos de dos Soles" (Sólo Negocios, 27).

La diferencia está en que ésta es una medida de intervención totalmente coyuntural, sin una regla clara, y por ello las señales que origina se pierden y no llegan a incorporarse en las expectativas de los agentes.

Cuándo una serie es integrada de orden uno, los shocks son permanentes. En cambio, si la serie es “fraccionalmente integrada” no todo el shock es permanente, una parte de éste desaparece después de un tiempo variable. Esto es importante, pues disminuye los riesgos de una eventual política de manejo del tipo de cambio nominal.

Actualmente existe un amplia gama de herramientas a fin de seleccionar convenientemente una política óptima. Un régimen de bandas cambiarias (al estilo del aplicado en Chile¹⁸) podría ser efectivo, también podría hacerse una devaluación programada al ritmo de un cronograma pre-fijado, como se sugirió en el último CADE. Una propuesta de más difícil adopción es el fondo de estabilización cambiaria como se propuso en México. La forma es lo de menos, lo importante es el fondo: es falso que la teoría liberal no le asigne ningún rol al Estado. Al contrario, el Estado tiene un importantísimo papel, colaborar a que las fuerzas dinámicas del mercado se encuentren. En este caso, por motivos exógenos, el mercado cambiario no está reportando como solución un “precio correcto”, es necesario, pues, un determinado nivel de regulación por parte del gobierno.

Por ello, la discusión no debe centralizarse en pedir un tipo de cambio que recupere los niveles de paridad de determinado año base. Lo que se necesita es un tipo de cambio realista, es decir, uno que garantice niveles de rentabilidad mínima para el sector exportador, que a su vez permita la sostenibilidad del modelo en el largo plazo. Recordemos que todos los países que han conseguido el éxito económico a partir de un paradigma liberal han priorizado sus exportaciones. Sin esta expansión del sector exportador, los logros obtenidos por los programas de estabilización hubieran sido insuficientes para alcanzar el crecimiento económico.

Si bien existen otras alternativas para elevar el TCR –por ejemplo, tarifas o encajes a los capitales de corto plazo– el problema aquí es que estos sí representan inoportunas distorsiones del funcionamiento del mercado; por

18 Este régimen tiene además la ventaja de que otorga mayor autonomía a la política monetaria.

ello se requiere un análisis mucho más detallado acerca de si el beneficio social es mayor que la pérdida. Recordemos que un arancel también podría entenderse como el reflejo de la ineficiencia de un país en producir una determinada mercancía antes que como una medida de política comercial.

Lamentablemente, el gobierno parecería preferir otros mecanismos a fin de potenciar al sector exportador (el PROMPEX, por ejemplo). Sin embargo, con el tipo de cambio retrasado al nivel de hoy, es difícil que alguna medida de promoción vaya a tener efectos substanciales sobre este sector.

Nuestra particular consideración, resultante, entre otros, del ejercicio estadístico que aquí hemos presentado, es que una política de manejo del tipo de cambio dentro de un esquema de rangos podría tener un resultado favorable si el objetivo es elevar el tipo de cambio real. La propiedad de persistencia que presenta esta variable permitiría que las medidas tomadas tengan un efecto sostenido en el tiempo. Además, la característica que integración fraccional reduciría los riesgos de implantar algún esquema de política cambiaria, pues existiría una tendencia en esta variable a retornar a sus niveles históricos. Esto permitiría, a su vez, efectuar los ajustes de corto plazo dentro del esquema de política que se elija, lo cual es de gran utilidad, pues permite ir monitoreando los avances del programa, sean estos positivos o desfavorables.

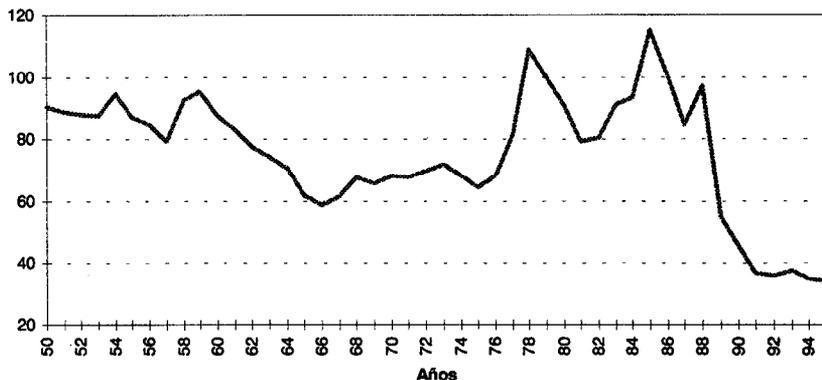
Finalmente, la decisión por una u otra medida corresponde al equipo que tiene a su cargo el manejo de las finanzas del país. Sin embargo, es bueno recordar que de los resultados de esta elección depende mucho el futuro de la economía peruana, y con ella el bienestar de la sociedad en su conjunto.

ANEXO

El presente anexo muestra los principales resultados del análisis anterior con referencia a una serie de periodicidad mayor. Para ello utilizaremos la serie de TCR anual 1950-1995 publicada por el Banco Central del Perú. Cómo sugerimos anteriormente, el análisis de una muestra tan grande puede ser teóricamente interesante, aunque para el efecto de la formulación de políticas de corto plazo no resulte fuertemente relevante.

El Gráfico A1 muestra el comportamiento de esta serie. Nótese que no es claro que la tendencia sea a caer como en el caso de la serie anterior.

GRAFICO A1
INDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL: 1950-95 (1979=100)



CUADRO A1
PROPIEDADES ESTADÍSTICAS DE LA SERIE ANUAL DE
TIPO DE CAMBIO REAL
(LOGARITMOS)

Criterio	Estadística
Media	4.2830
Varianza	0.0957
Asimetría	-1.1177
Kurtosis	3.4903
Desviación típica	0.3094
Mediana	4.3730
Variabilidad	7.22%
AR(1)	0.8360
Test Bera-Jarque	10.038
Observaciones	46

En el cuadro A1 puede verse que la varianza es menor que en el caso de la serie trimestral. La asimetría es negativa, indicando que en este caso la mayoría de observaciones son menores al promedio aritmético. Consistente con lo comentado anteriormente es el hecho que el coeficiente de variabilidad es pequeño y menor que la serie utilizada en el cuerpo de este documento. A su vez, el coeficiente de autocorrelación de primer orden es significativo y el test Bera-Jarque rechaza la probabilidad de una distribución normal. Es claro que esto se debe al hecho que la kurtosis sea mayor que 3 lo que nos habla de una densidad de tipo leptocúrtico.

A continuación presentemos los resultados respecto a las pruebas de raíces unitarias. Recordemos que la discusión metodológica se hizo en la sección 3.2 de este documento.

CUADRO A2
PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS

	ADF	Rezagó Optimo	Percentil (*)	Phillips & Perron	Rezagó Optimo	Percentil (*)
<u>Log(TCR)</u>						
Constante	-0.4682	0	-2.93	-0.6598	1	-2.93
Cte. + tendencia	-1.0542	0	-3.50	-1.2244	1	-3.50
<u>(1-L)Log(TCR)</u>						
Constante	-2.3617	4	-2.93	-5.6411	4	-2.93
Cte. + tendencia	-2.5526	4	-3.50	-5.6920	4	-3.50

(*) Percentiles al 5% de significancia, tomados de Hamilton (Op. cit.) Tabla B.6.

En el cuadro A2 es claro que la serie se comportaría según un I (1) según el test de PP, sin embargo, el ADF no es concluyente puesto que al parecer la variable presentaría una raíz unitaria aún en las tasas de crecimiento, al 5% de significancia. Terminaremos el presente anexo suministrando los resultados de la estimación del parámetro de integración fraccional en el cuadro 5.

CUADRO 5
ESTIMACION DEL PARAMETRO DE INTEGRACION FRACCIONAL

	α		
	0.5	0.525	0.55
d	0.6388	0.7249	0.8307
Error estándar	0.3862	0.3625	0.3452
P-Value ($H_0:d=1$)	0.3857	0.4727	0.6370

Nota: los errores estándar han sido corregidos por el factor $\pi^2/6$ propuesto por Geweke y Porter-Hudak. Ver Diebold y Rudebusch (Op. cit.).

En el cuadro 5 puede notarse que esta vez los valores asociados al parámetro de integración fraccional son mayores que los hallados para el caso anterior, lo cual aumenta la posibilidad de existencia de una raíz unitaria en la serie. Dado que el propósito de este anexo es meramente comparativo, la etapa final de estimación de los componentes AR y MA asociados no la desarrollaremos aquí.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BEVERIDGE, Stephen y Charles NELSON
1981 A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the "business cycle". *Journal of Monetary Economics*. Vol. 7, pp. 151-174.
- CONSORCIO DE INVESTIGACION ECONOMICA
1995 Boletín de opinión. Varios números.
- COCHRANE, Jhon
1988 How big is the random walk in GNP? *Journal of Political Economy*. Vol. 96, pp. 893-920.
- CUBA, Elmer
1995 Sobre política monetaria y cambiaria en el Perú. *Moneda*, 84-85.
- DAVIDSON, Rusell y James MACKINNON
1993 Estimation and inference in econometrics. Oxford University Press. New York.
- DEJONG, David, NANKERVIS, Jhon, SAVIN, N.E. y Charles WHITEMAN
1992 The power problems of unit root tests in time series with autoregressive errors. *Journal of Econometrics*. Vol 53, pp. 323-343.
- DIEBOLD, Francis y Glenn RUDEBUSCH
1989 Long memory and persistence in aggregate output. *Journal of Monetary Economics*. Vol 24, pp. 189-209.

EDWARDS, Sebastián

1989 Real exchange rates, devaluation, and adjustment: exchange policy in developing countries. The MIT Press. Boston.

GRANGER, Clive John

1980 Long memory and the aggregation of dynamic models. *Journal of Econometrics*. Vol 14, pp. 227-238.

GRANGER, Clive John y R. JOYEUX

1980 An introduction to long memory time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis*. Vol. 1, pp. 15-39.

HURTADO, Carlos

1987 Aspectos de tipo de cambio real y de flujos de capital. *El Trimestre Económico*. Vol. 54, pp. 697-725.

HAMILTON, James

1994 Time series analysis. Princeton University Press. 2da. Ed. New Jersey.

HYLLEBERGER, S. ENGLE, R. GRANGER, C. W. y B. YOO

1990 Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*. Vol. 44, pp. 215-238.

KOOPMANS, L.H.

1974 The spectral analysis of time series. Academic Press, New York.

LO, Andrew

1991 Long term memory in stock market prices. *Econometrica*. Vol. 59, pp. 1279-1313.

MOUGUILLANSKI, Graciela

1995 Determinantes del tipo de cambio real de equilibrio en el Perú, 1980-1994. Documento de trabajo N° 45. CEPAL

PAREDES, Carlos

1995 Política cambiaria y sector externo en el mediano plazo. *Moneda*, 84-85.

PHILLIPS, Peter

1987 Time series regression with a unit root. *Econometrica*. Vol 55, pp. 277-301.

REPETTO, Andrea

1992 Determinantes de largo plazo del tipo de cambio real: una aplicación al caso chileno: 1960-90. *Colección de Estudios CIEPLAN*. 36, pp. 67-98.

REBELO, Sergio y Carlos VEIGH

1995 Real effects of exchange rate based stabilization: an analysis of competing theories. National Bureau of Economic Research Working Papers 5197.

SARGENT, Thomas

1979 Macroeconomic theory. Academic Press, New York.

WATSON, Mark

1986 Univariate detrending methods with stochastic trends. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 18, pp. 49-75.

ZAMBRANO, Mario

1995 Determinantes del tipo de cambio real bajo un contexto estabilizador: Perú: 1990-94. *Apuntes* 36, pp. 53-71.