

## ¿EXISTE UNA BRECHA CAMBIARIA EN EL PERÚ?

Graciela Moguillansky

### RESUMEN

Perú, al igual que otros países de América Latina, ha venido experimentando en los últimos años una fuerte entrada de capitales externos que, por un lado, ha permitido acelerar el ritmo de crecimiento económico, pero, por otro, ha obligado a implementar una cuidadosa política monetaria y cambiaria para impedir la desestabilización de la economía. En este contexto, el mantenimiento de un tipo de cambio real alto ha sido difícil y los sectores exportadores, así como algunas ramas de la industria nacional, se sienten perjudicados por su caída.

La pregunta que se intenta responder en el presente trabajo es si, efectivamente, el tipo de cambio real está desequilibrado o si su evolución responde a factores ya sean externos o internos de largo plazo, que lo obligan a permanecer en un nivel más bajo que el alcanzado en la década de 1980. Para ello, se procedió a estimar un vector de cointegración, mediante la metodología de Johansen y Juselius (1990), obteniéndose la brecha entre el valor observado y el de equilibrio. Dicha estimación registra una sobrevaluación importante de la moneda nacional en los últimos cuatro años. Este comportamiento puede explicarse por el fuerte influjo de capitales de corto plazo, cuya magnitud dificultó el mantenimiento de un tipo de cambio real alto.

### ABSTRACT

As in other Latin American economies, in recent years, Peru has been experiencing a strong influx of foreign capital which, on the one hand has speeded up economic growth but, on the other, necessitated cautious monetary and exchange policy to prevent economic instability. In this context, it has been difficult to keep the real exchange rate high and exporters and certain branches of Peruvian industry have been hurt by its fall.

The question the article tries to answer is whether the exchange rate really is lopsided or whether exchange rate shifts occur in response to long-term factors, be they internal or external, that have suppressed the rate to lower levels than those of the 1980s. To do this the author used the methodology of Johansen and Juselius to calculate a co-integration vector, which revealed a lack of parity between the quoted value and that of a balanced rate. The author's calculations show that the local currency has been considerably overvalued for the past four years. The reason for this behavior can be ascribed to the heavy influx of short-term investment, the sheer volume of which has made it difficult to keep the real exchange rate up.

### Introducción

Perú, al igual que otros países de América Latina, ha venido experimentando en los últimos años una fuerte entrada de capitales externos que, por un lado, ha permitido acelerar el ritmo de crecimiento económico, pero, por otro lado, ha obligado a implementar una cuidadosa política monetaria y cambiaria

para impedir la desestabilización de la economía. Aún cuando la magnitud de los capitales percibidos fue muy inferior a la de México, Argentina o Brasil, ha sido lo suficientemente importante como para dificultar el mantenimiento de un tipo de cambio real alto, existiendo sectores exportadores, así como algunas ramas de la industria nacional, que se han sentido perjudicados por su caída.

\* Agradezco los comentarios a una versión anterior de este trabajo, realizados durante seminarios con un grupo de funcionarios de la Gerencia de Estudios del Banco Central de Reserva del Perú, con académicos del Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico y del Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE). También los comentarios de Ricardo Martner economista de ILPES-CEPAL.

La pregunta que nos hacemos es si, efectivamente, el tipo de cambio real está desequilibrado o si su evolución responde a factores ya sea externos o internos de largo plazo, que obligan a mantener un tipo de cambio real a un nivel más bajo que el alcanzado en la década de los ochenta. En otras palabras, intentamos encontrar algún referente sobre un tipo de cambio real de equilibrio en Perú, que nos entregue un elemento de justificación sobre la discutida sobrevaluación de la moneda nacional. Si esta hipótesis (tipo de cambio real de equilibrio mayor que el observado) es válida, tanto los esfuerzos de estabilización como el potencial de crecimiento futuro de la economía, correrían peligro. Esto es así porque un sostenido alejamiento del tipo de cambio real de su trayectoria de equilibrio, llevaría a una brecha insostenible en el sector externo, que obligaría a aplicar abruptas medidas de devaluación y/o fuerte contracción del gasto interno, del tal forma de volver al equilibrio.

No existe consenso en la teoría económica sobre cuáles son estos determinantes. Los diversos enfoques en la literatura consultada enfatizan, por un lado, la validez de la teoría de poder de compra de paridad y, por otra, se fundamenta analítica y empíricamente que el tipo de cambio de equilibrio puede variar en el tiempo en función de cambios en la productividad, términos de intercambio, flujos de capital u otras variables de carácter estructural. La revisión de la teoría y las condiciones económicas y políticas prevalecientes en el Perú, en la década de los años ochenta, ha llevado a escoger como marco teórico el modelo de equilibrio general intertemporal desarrollado en Edwards (1988) y extendido a una economía con sector público y apertura de la cuenta de capitales por Repetto (1992), el que se inscribe en esta última corriente de pensamiento. Bajo este enfoque, el tipo de cambio real de equilibrio se entiende como aquél que es consistente con un equilibrio externo e interno sustentable de la economía, el que además puede ser afectado por los *shocks* exógenos, o variables reales o estructurales recién descritas.

Este modelo es contrastado empíricamente utilizando la metodología desarrollada por Johansen y Juselius (1990 y 1992) y Juselius (1994), la que permite determinar, al igual que en otros métodos de análisis de cointegración, si las series tienen una tendencia común en el largo plazo. Es decir, encontrar un vector estacionario, a partir de la combinación lineal de series (determinantes de largo plazo) no estacionarias. El método multivariado de regresión de vectores autorregresivos es más eficiente, además, que el uniecuacional, al utilizar la información de la interacción de largo plazo de todas las variables endógenas; es decir, no definiendo *a priori* ninguna variable como exógena.

En la primera sección del estudio se describe el marco teórico, y el modelo de equilibrio general intertemporal; seguidamente se hace un análisis descriptivo de la política cambiaria en el Perú entre 1980 y 1994, lo que permite ubicar el estudio en su contexto histórico; en la tercera sección se presentan los resultados del ejercicio; y en la cuarta, las conclusiones.

Las conclusiones muestran en primer lugar que, en el caso del Perú, existe un tipo de cambio real de equilibrio que cointegra con las series identificadas por el enfoque teórico adoptado, como determinantes de largo plazo o fundamentos reales y/o de carácter estructural. En segundo lugar, que el influjo de capitales externos ha afectado la evolución del tipo de cambio real, siendo su elasticidad relativamente alta (mayor que uno), al igual que el impacto de la relación de precios de intercambio. Una menor elasticidad es estimada para la apertura externa y la brecha de capacidad. En tercer lugar, el desequilibrio registrado, durante el primer quinquenio de los noventa, puede ser explicado por la afluencia de capitales de corto plazo que presionó a la baja el tipo de cambio real, dificultando la tarea del Banco Central que, a través del régimen de flotación sucia, intentó evitar una caída más pronunciada. Dadas las perspectivas de la evolución de los determinantes externos, el actual desequilibrio no

parece sustentable en el mediano plazo, por lo que la economía peruana podrá verse expuesta a un proceso de ajuste.

## 1. Marco teórico

La teoría de paridad del poder de compra (PPP), punto obligado de partida para el análisis, establece (en su versión absoluta o relativa) que si se cumplen los supuestos clásicos de competencia perfecta -plena movilidad en los mercados de bienes y de capitales, perfecta homogeneidad entre los bienes domésticos y externos- el valor de equilibrio del tipo de cambio nominal entre las monedas de dos países debería igualar la relación de sus respectivos niveles de precios, o bien variar con éstos. En ambos casos, de cumplirse esta teoría, el tipo de cambio real de equilibrio debería mantenerse constante y un alejamiento de éste, se entendería como una sobre o subvaluación de la moneda.

La constatación de la falta de validez empírica de la teoría del poder de compra en los países desarrollados, ha llevado a la evolución de nuevos enfoques. Entre los que han venido tomando una fuerte presencia, en la actualidad, están aquéllos que interpretan el tipo de cambio de "equilibrio", o "deseado" o "natural" o "fundamental", como aquél consistente con la simultaneidad del balance macroeconómico interno y externo<sup>1</sup>. Bajo este enfoque, no existe un único equilibrio del tipo de cambio real, sino un sendero en el tiempo. Por lo tanto, variaciones en el tipo de cambio real no sólo pueden ser interpretadas como desequilibrios, sino que pudieran representar un nuevo equilibrio generado por cambios permanentes en los determinantes fundamentales: productividad, términos de intercambio, cambios en la posición de activos financieros y flujos de capitales. Si la política económica en el corto plazo no es consistente con estos cambios, el tipo de cambio real observado podría desviarse de su sendero de equilibrio y existir desalineamientos coyunturales.

El desarrollo analítico de Edwards (1988 y 1989) es una aplicación de esta conceptualización en economías de menor grado de desarrollo, en el que, a través de un modelo de equilibrio general intertemporal (ver Cuadro No. 1), se identifican los mecanismos de transmisión de impactos tales como *shocks* externos de precios o cambios en la política comercial (aumento o reducción de aranceles). Este mismo modelo fue retomado por Repetto (1992), y extendido al análisis de impactos de política fiscal y de apertura del mercado de capitales. La ventaja de este tipo de modelos es que no sólo permite determinar los efectos ingreso y sustitución (entre consumo privado y público) de impactos transitorios o permanentes sobre las demandas y ofertas en el presente, sino también los impactos de sustitución intertemporales (entre consumo presente y futuro), los que pueden hacer cambiar la dirección del sendero de equilibrio del tipo de cambio real. Incluso, estos modelos pueden ser extendidos a los casos en que los precios de los factores no son perfectamente flexibles, o que existen imperfecciones como controles cambiarios u otros, comunes en los países en desarrollo.

### 1.1 Mecanismos de transmisión de impactos en el modelo reseñado

#### 1.1.1 El impacto del aumento de los aranceles

El impacto sobre el tipo de cambio real de equilibrio, frente a cambios en los aranceles, se obtiene diferenciando las ecuaciones (7), (8) y (9). La solución para el caso de un aumento transitorio de aranceles es desarrollada en Edwards (1988) y extendida por Repetto (1992), a los casos de alza permanente. Siguiendo la evolución de la política cambiaria en el Perú, en los últimos años, analizaremos el efecto de la apertura comercial (caída permanente en la tasa de aranceles,  $dt < 0$  y  $dT < 0$ ) de acuerdo con el modelo. Los mecanismos de transmisión se dan a partir de los efectos ingreso y sustitución inter e intratemporales.

## Cuadro No. 1

## EL MODELO DE TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO

En la economía se producen y consumen sólo tres bienes: importables (M), exportables (X) y no transables (N) y existen sólo dos períodos: presente (1) y futuro (2). Se admite el endeudamiento externo a una tasa dada exógenamente en el mercado mundial:  $r$ . El país enfrenta una restricción externa, que establece que el valor actualizado de los saldos en el tiempo debe ser cero. Existe perfecta competencia en los mercados, y los consumidores maximizan su utilidad sujetos a la restricción intertemporal, y las firmas maximizan sus beneficios sujetos a la tecnología disponible y a la disponibilidad de factores de producción. Se supone que la función de utilidad es separable en el tiempo con cada función de sub-utilidad homotética e idéntica. Los consumidores maximizan su función de utilidad:

$$\max \Omega [ u ( c_n, c_m, c_x ); U ( C_N, C_M, C_X ) ], \quad (1)$$

sujeto a:

$$c_x + pc_m + qc_n + \delta^* ( C_X + PC_M + QC_N ) \leq W$$

donde: las minúsculas representan el período presente y las mayúsculas el futuro. El precio de los exportables se toma como numerario;  $c_x, c_m, c_n$  y  $C_x, C_m, C_n$  representan el consumo presente y futuro de exportables, importables y no transables;  $p$  y  $P$  son los precios de importables respecto de exportables en el presente y futuro; el precio internacional de los exportables se hace igual a 1;  $q$  y  $Q$  son los precios de no transables respecto de exportables en presente y futuro;  $\delta^*$  es la tasa de descuento internacional igual a  $(1+r)^{-1}$ . Se supone que las importaciones están sujetas a tarifas, de donde:

$$p = p^* + t; \quad P = P^* + T \quad (2)$$

La riqueza,  $W$ , es el valor actualizado de los ingresos de los consumidores en ambos períodos.

La solución al problema de optimización de los consumidores se resume en la siguiente expresión:

$$E = E [ \pi ( 1, p, q ), \delta^* \Pi ( 1, P, Q ), \Omega ] \quad (3)$$

donde:  $E$  es el mínimo costo de obtener un cierto bienestar y  $\pi, \Pi$  corresponden a los índices de precios para los períodos presente y futuro.

Dados los supuestos de funciones de utilidad separables en el tiempo, el gasto de ambos períodos son sustitutos y los impactos intertemporales de las demandas cruzadas son positivos. Se supone, además, que las firmas usan una tecnología convencional para producir los tres bienes, donde los vectores "v" y "V" corresponden a los factores de producción en ambos períodos y "w" y "W" sus retribuciones. Asimismo, se supone que los precios de los factores son flexibles. El problema de maximización de la firma se define:

$$\text{período 1} \quad \max \text{beneficios} = (ps_m + qs_n + s_x) - wv \quad (4)$$

$$\text{período 2} \quad \max \text{beneficios} = (PS_M + QS_N + S_X) - WV \quad (5)$$

donde:  $s_i$  corresponde a la producción de los distintos bienes. El resultado del problema de maximización se sintetiza en:

$$r = ( 1, p, q; v ); \quad R = R ( 1, P, Q; V ) \quad (6)$$

El equilibrio se obtiene a partir de la solución simultánea para productores y consumidores y de los requerimientos que el mercado de no transables se aclare en cada período y prevalezca el pleno empleo. La solución determina el sendero de equilibrio de no transables, el tipo de cambio real de equilibrio, las cantidades consumidas y producidas, la cuenta corriente y la remuneración de los factores en ambos períodos. El sendero de equilibrio es capturado por tres ecuaciones:

$$r ( 1, p, q; v ) + \delta^* R ( 1, P, Q; V ) + t ( E_p - r_p ) + \delta^* T ( E_p - R_p ) = E [ \pi ( 1, p, q ), \delta^* \Pi ( 1, P, Q ); \Omega ] \quad (7)$$

donde:  $t(E_p - r_p)$  y  $T(E_p - R_p)$  son los ingresos de los impuestos en ambos períodos. El modelo se completa con las ecuaciones de equilibrio en el mercado de no transables y la cuenta corriente en el período presente:

$$E_q = r_q \quad (8)$$

$$E_Q = R_Q \quad (9)$$

$$ca = r ( 1, p, q; v ) + t ( E_p - r_p ) - \Pi E_\pi \quad (10)$$

La ecuación 10 impone que si en el período 1 existe déficit en cuenta corriente, en el período siguiente deberá existir superávit suficiente para cubrir la deuda. Dado que en el modelo no existe inversión, la ecuación 10 corresponde al ahorro del período 1. El tipo de cambio real expresado como la razón entre exportables y no transables, equivale al inverso de  $q$  en el presente, o de  $Q$  en el futuro.

1. **Efecto ingreso:** la caída de aranceles tiene un efecto ingreso positivo, haciendo aumentar la riqueza y, por ende, la demanda en todos los mercados tanto en el presente como en el futuro. La presión sobre los precios de no transables hará que el tipo de cambio real disminuya (apreciación del tipo de cambio real de largo plazo).

2. **Efecto sustitución intratemporal:** está relacionado con el cambio en los precios relativos en el mismo período. Dado que en el modelo existen tres bienes, cualquiera puede ser complementario en el consumo y, por lo tanto, el efecto es ambiguo, dependiendo del grado de sustitución o complementariedad entre importables y no transables. Si los bienes son sustitutos, una caída en los aranceles desplazará la demanda hacia importables, cayendo los precios de no transables y aumentando el tipo de cambio real. Si los bienes son complementarios, aumentará la demanda en importables y no transables, por lo que el tipo de cambio tenderá a caer y, en este caso, el efecto total tendrá la misma dirección que el efecto ingreso.

3. **El efecto de sustitución intertemporal** no es unidireccional, y dependerá de la tasa de interés real de consumo y de la participación de importables en el gasto total en el presente y el futuro (Repetto 1992). La caída de aranceles en el presente estimulará un mayor consumo hoy (en general, esto ha sucedido en América Latina con las aperturas abruptas). Dependiendo de la proporción de importables en el gasto presente, el tipo de cambio se apreciará; mientras que en el futuro, el traslado de una mayor demanda hacia importables y la consecuente disminución de precios en el mercado de no transables, conducirá a un aumento del tipo de cambio real.

De acuerdo con el modelo, la apertura comercial (caída de aranceles) elevará el tipo de cambio real (devaluación) sólo cuando, en promedio, los bienes importables y no transables sean sustitutos y, además, la suma de este impacto con el intertemporal (si éste asume el comportamiento descrito) domine sobre el efecto ingreso.

### 1.1.2 El impacto de los términos de intercambio

El análisis de una caída en los términos de intercambio sigue la misma línea del caso anterior, y se consigue al diferenciar las ecuaciones (7), (8) y (9) presentadas en el Cuadro No. 1, respecto de "p", haciendo  $dp > 0$ . Un alza transitorio o permanente en el precio mundial de los bienes importables, produce un efecto ingreso negativo, lo que lleva a un menor consumo por todos los bienes y una tendencia al aumento del tipo de cambio real. Cuando este efecto domina, el *shock* de precios internacional mejora la competitividad de los bienes domésticos transables, mientras que el *shock* negativo los deteriora.

Por sustitución intertemporal, el alza en el costo de la canasta de consumo hoy incentiva a trasladar el consumo al futuro, ocasionando una depreciación en el tipo de cambio en el primer período y a una apreciación posterior. El efecto intratemporal depende de si los bienes importables y no transables son sustitutos.

Aunque los tres efectos descritos no van en la misma dirección, los estudios empíricos tienden a mostrar que, en el caso de los términos de intercambio, predomina el efecto ingreso sobre el efecto sustitución. Es decir, frente a un deterioro en la relación de precios entre bienes exportables e importables, el tipo de cambio de largo plazo tiende a aumentar.

### 1.1.3 El impacto del flujo de capitales

Para evaluar el impacto del flujo de capitales, el modelo se simplifica suponiendo

que los términos de intercambio son constantes, de modo de tratar a los bienes importables y exportables como un solo bien transable. Llamando al precio relativo de los no transables "F", y H a las transferencias internacionales que el país puede hacer o recibir, medidas en términos de transables, (7), (8) y (9) se transforman en:

$$r(l, f; v) + \delta^* R(l, F; V) + (\delta^* - \delta)(R - \Pi E_x) + \quad (11)$$

$$+ H = E[\pi(l, f), \delta^* \Pi(l, F); \Omega]$$

$$E_f = r_f \quad (12)$$

$$E_F = R_F \quad (13)$$

Esta extensión del modelo permite considerar el caso de la liberalización de la cuenta de capitales. Teóricamente, ésta genera un flujo de capitales externos que presiona a la baja la tasa de interés interna, acercándola a la internacional. En este caso, actúan dos mecanismos de transmisión: por un lado, la caída en la tasa de interés real genera un aumento del consumo presente, aumentando la demanda por todos los bienes, haciendo subir el precio relativo de los no transables y apreciando el tipo de cambio real. Dado que la demanda futura disminuye, los precios caen y el equilibrio en el mercado interno se logra con un aumento del tipo de cambio real. Sin embargo, por otro lado, la eliminación de la distorsión en el mercado de capitales tiene un efecto ingreso positivo en ambos períodos, llevando a una apreciación cambiaria.

En el caso en que se produce un aumento exógeno del flujo de capitales, como el ocurrido durante los últimos años en América Latina,  $H > 0$  y el país puede elevar el nivel del consumo. Si los bienes domésticos tienen una elasticidad ingreso positiva, el equilibrio en el mercado de no transables lleva a una apreciación en el presente y si estos recursos se trasladan al futuro, también se producirá una apreciación del tipo de cambio de equilibrio en el futuro.

La situación de restricción de capitales, e incluso de transferencias netas negativas, o fuga de capitales, puede analizarse haciendo  $H \leq 0$ . En este caso, el impacto es el aumento en el tipo de cambio real por caída en el ingreso.

#### 1.1.4 El impacto del gasto público

El modelo con inclusión del sector público está desarrollado en Edwards (1988) y su impacto sobre el tipo de cambio real de equilibrio, derivado en Repetto (1992).

$$r(l, f; v) + \delta^* R(l, F; V) - t - \delta^* T = \quad (14)$$

$$E[\pi(l, f), \delta^* \Pi(l, F); \Omega]$$

$$E_f = r_f + g_n \quad (15)$$

$$E_F = R_F + G_N \quad (16)$$

$$g_t + f g_n + \delta^* (G^T + f G_N) = T + \delta^* T \quad (17)$$

El impacto del gasto público puede analizarse a través de dos canales. Con relación al primero, la mayor presión sobre la demanda de bienes en el mercado interno lleva a un alza de los precios de los bienes no transables y a una apreciación cambiaria de equilibrio. El segundo canal se deriva del impacto del tipo de financiamiento. Si éste se hace vía impuestos, disminuye la riqueza del sector privado, por lo que habrá un efecto de apreciación si la propensión marginal al gasto de los no transables es mayor en el sector público que en el sector privado. Si las propensiones marginales son iguales, no se producirán cambios en el tipo de cambio real por esta vía y si la propensión marginal al consumo en no transables es mayor en el sector privado, habrá una depreciación.

En el caso que el financiamiento se realiza a través de colocación de bonos, el mayor gasto tendrá un impacto en la tasa interna de interés, con los efectos señalados en el caso de flujo de capitales vía diferencia de brechas en la tasa de interés interna y externa.

Si el financiamiento es con endeudamiento externo, el resultado será una apreciación cambiaria, ya que no habrá sustitución de consumo privado en el presente. En el futuro, la mayor tributación que deberá aplicarse para pagar la deuda, hará que el consumo privado baje y, por lo tanto, la presión será a una devaluación.

### 1.1.5 El impacto de la inversión

El modelo reseñado es extendido para evaluar el impacto de la acumulación de capital. Para ello se introduce, en la función de producción, el capital como un insumo separado del vector "V" y se agregan los supuestos, por una parte, de que la inversión no se realiza en el presente y, por otra, que las decisiones de inversión dependen de la tasa de rentabilidad  $(1+r)$ . Utilizando la simplificación del modelo, con flujo de capitales y sin gobierno, las ecuaciones serían:

$$r(I, f; v) + \delta^* R(I, F; V) + (\delta^* - \delta)(R - \Pi E_x) + \quad (18)$$

$$+ H = E[\pi(I, f), \delta^* \Pi(I, F); \Omega]$$

$$\delta R_k = I \quad (19)$$

$$E_f = r_f \quad (20)$$

$$E_f = R_f \quad (21)$$

El impacto de la inversión sobre el tipo de cambio real de equilibrio, depende del sector en que ésta se realiza; es decir, si aumenta la capacidad productiva del sector transable o no transable. Supongamos que la inversión se realiza en el sector de no transables. Dado que disminuye el gasto en consumo en dicho sector, durante el primer período, habrá una presión por la disminución de los precios de los no transables y una devaluación cambiaria. En el segundo

período, cuando la inversión aumenta la oferta de los no transables, dado que existirá un exceso de oferta, volverán a caer los precios de los no transables y aumentará el tipo de cambio real de equilibrio. Por lo tanto, la inversión en el sector de no transables conduce a una devaluación.

Si la inversión se realiza en el sector transable, no importando la forma en que ésta se financie, durante el primer período no habrá ningún efecto sobre los precios del sector no transable y, por lo tanto, no variará el tipo de cambio real. En el segundo período, el aumento de la oferta de transables generará un mayor ingreso, el que podrá presionar sobre el mercado de los no transables, en cuyo caso también podría apreciarse el tipo de cambio real.

## 1.2 La aplicación empírica

No existen muchos estudios empíricos en América Latina con el enfoque escogido, tendientes a realizar un *test* del comportamiento del tipo de cambio real de largo plazo<sup>2</sup>. Edwards (1989), combinando datos transversales y series de tiempo para varios países en desarrollo, estimó una ecuación para los determinantes de largo plazo del tipo de cambio real -tarifas, términos de intercambio, flujo de capitales y consumo público/Producto Bruto Interno (PBI)- mediante un modelo uniecuacional, de ajuste con rezagos, aumentado por factores de desequilibrio. Elbadawi (1994) estimó, a su vez, para Chile, Gana e India, un tipo de cambio real de equilibrio *ex-ante*, usando la metodología de vectores de cointegración para encontrar la relación de equilibrio. Y, un modelo de corrección de errores para estimar el proceso de ajuste, después de obtener los componentes permanentes o sustentables de las variables "fundamentos" analizadas en la sección anterior.

Cuadro No. 2

**ESTIMACIONES DEL TIPO DE CAMBIO DE EQUILIBRIO  
EN PAÍSES EN DESARROLLO**

	Edwards (1989) <sup>a/</sup>	Elbadawi (1994) <sup>b/</sup>		
		Chile	India	Gana
Términos de intercambio	-0.06 (-2.2)	-0.29 (-2.3)	-1.93 (-12.0)	-0.30 (-4.1)
Aranceles	-0.39 (n.s)	0.41 (1.8)	0.79 (11.8)	1.52 (18.5)
Flujo de capitales	-0.16 (-1.3)	-1.87 (-2.6)	-3.32 (3.2)	-2.53 (2.8)
Consumo gobierno/PIB	0.02 (1.0)	-0.85 (-4.0)	-0.54 (-4.2)	....

a/ Se consideraron 12 países en desarrollo, se efectuaron varias regresiones y se consideró el valor de los parámetros más frecuente en las regresiones con mayor R<sup>2</sup>.

b/ Se considera el tipo de cambio real como la relación entre transables y no transables, en lugar del inverso considerado por el autor, por lo que los signos de los coeficientes se invirtieron en esta presentación.

Los resultados del Cuadro No. 2, posteriormente, se tendrán en cuenta como referencia, al analizar las cifras obtenidas con la metodología de Johansen y Juselius (1990) escogida para nuestro estudio. Ésta, a diferencia del sistema uniecuacional utilizado por los autores, tiene la ventaja de considerar toda la información del proceso generador de datos de las observaciones del modelo. Es decir, la interacción entre los valores presentes y rezagados de todas las variables (al no suponer *a priori* ninguna como exógena) y, por lo tanto, aumentar la eficiencia de la estimación.

Siguiendo la metodología desarrollada por Johansen y Juselius (1990), en la descripción del proceso generador de datos, se considera el VAR con errores Gaussianos:

$$x_t = \Pi_{1x_{t-1}} + \dots + \Pi_{kx_{t-k}} + \mu + \psi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (22)$$

Donde:  $x_t$  es un vector  $p \times 1$  de variables estocásticas,  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$  son  $Niid_p(0, \Sigma)$ , y  $D_t$  son variables ficticias estacionales centradas. Si la especificación estocástica es consistente con los

datos, el modelo (22) puede considerarse como una primera aproximación para el proceso generador de datos, representando un modelo estadístico básico dentro del cual las hipótesis económicas pueden ser formuladas y verificadas.

Cuando  $x_t$  es  $I(1)$ ,  $\Delta x_t$  es  $I(0)$  y la especificación del sistema está balanceada sólo si  $\Pi x_{t-k}$  también es  $I(0)$ . Claramente, la matriz  $\Pi$  no puede ser de rango pleno, puesto que es contradictorio con el supuesto que las variables  $x_t$  son  $I(1)$ .

Si las variables  $x_t$  son estacionarias en diferencias o  $I(1)$ , el modelo (22) contiene una mezcla de componentes estacionarios y no estacionarios. Para resolver este problema se necesita introducir la hipótesis de rango reducido de la matriz  $\Pi$ . El objetivo principal del método es investigar si los coeficientes de la matriz  $\Pi$  contienen información sobre las relaciones, de largo plazo, entre las variables en el vector de datos. Si el rango  $r$  de  $\Pi$  es inferior a  $p$ , esta matriz puede descomponerse de la siguiente forma:



$$H_0 : \Pi = \alpha \beta'$$

siendo  $\alpha$  y  $\beta$  matrices  $p \times r$ . El estadístico de razón de verosimilitud, *Likelihood ratio test*, para la determinación del rango  $r$  se discute en Johansen (1992). El test de la hipótesis  $r \leq q$  se define de la siguiente manera:

$$Q_r = -T \sum_{i=q+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (23)$$

Donde:  $T$  es el número de observaciones,  $\lambda_i$  son las raíces características estimadas. La otra estadística utilizada es la del mayor valor propio, *Maximal Eigenvalue Statistics*, ( $\lambda_{\text{Max}}$ ), dada por:

$$\lambda_{\text{Max}} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) \quad (24)$$

La distribución de estos estadísticos ha sido tabulada, por simulación, para el caso asintótico en Johansen y Juselius (1990) y en Osterwald-Lenum (1992).

Dado el rango  $r$ , el proceso  $\Delta x_t$  es estacionario,  $x_t$  es no estacionario y  $\beta' x_t$  es estacionario. Esta última propiedad es la razón por la cual se puede interpretar las relaciones  $\beta' x_t$  como potenciales relaciones económicas de largo plazo. Con este método sólo se determina el espacio de cointegración, pero no los vectores individuales. Siguiendo a Johansen y Juselius (1990 y 1992), una vez detectado el rango de cointegración  $r$ , es posible imponer restricciones a la matriz  $\Pi$ , con el fin de "testear" hipótesis económicas sobre el espacio de cointegración.

En particular, para nuestro ejercicio, nos interesa "testear" hipótesis sobre relaciones entre los coeficientes de los vectores de cointegración, ésto es en la matriz  $\beta$ . La hipótesis a verificar, una vez determinado el rango  $r$ , es:

$$H_b : \beta_2 = H_2 \phi_2$$

donde:  $H_2$  es la matriz de restricciones sobre los coeficientes, y  $\phi_2$  corresponde a la matriz de coeficientes libres (no restringidos). El *Likelihood ratio test* para  $H_b$  es igual a:

$$T \sum_{i=1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_{i+1}) - \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (25)$$

el que se distribuye como  $\text{CHI}^2$  de rango  $(r(p-s))$ , donde  $r$  es el rango de cointegración,  $p$  el número de variables endógenas y  $s$  el número de raíces características distintas de cero y  $(p-s)$  el número de restricciones.

## 2. Antecedentes sobre la política cambiaria del Perú entre 1980 y 1994

La política cambiaria en el Perú, en los últimos 15 años, no ha seguido un régimen estable sino que ha estado sujeta a dos objetivos, los que en ciertas ocasiones -dado el conjunto de políticas aplicadas- resultaron antagónicos: el antiinflacionario y el logro del equilibrio externo, primando indistintamente uno u otro según la coyuntura política interna y las condiciones externas que atravesaba el país.

A fines de la década del setenta y comienzos de los años ochenta, la necesidad de fortalecer el proceso de estabilización llevado a cabo en el período 1976-78, y en un contexto internacional de importantes flujos de capitales hacia América Latina, se implementó una apertura comercial. La reforma comercial, llevada a cabo entre 1978 y 1980, se concentró en la eliminación de barreras no arancelarias a las importaciones y una importante reducción de tarifas (la tasa máxima se redujo de 355% a 155% y la tarifa promedio disminuyó de 66% a 39%). En setiembre de 1980, con el gobierno de Belaúnde, comienza una nueva fase de reforma comercial: la tarifa máxima se redujo a 60% y la media a 34%. Esta apertura fue acompañada, a

partir de 1978, por un sistema de tipo de cambio reptante, *crawling-peg*. En el transcurso de 1980, el ritmo de devaluación del tipo de cambio presenta grandes atrasos, dado el fuerte ingreso de divisas desde el exterior y el rápido incremento del gasto fiscal, que aceleró el proceso inflacionario. En respuesta, se distancia la brecha entre el tipo de cambio establecido a través del mercado único de cambios (MUC), para las operaciones de comercio exterior, y los certificados bancarios en moneda extranjera (CBME), los que regían las operaciones financieras.

La crisis de la deuda externa en 1982, y la necesidad de generar recursos para enfrentar el servicio de la deuda, llevó a importantes devaluaciones, observándose hasta 1984 una ganancia de paridad significativa. El incremento en el ritmo de devaluación permitió, en un primer momento, proteger las reservas internacionales y enfrentar en mejores condiciones la restricción externa. Sin embargo, la misma devaluación contribuyó, en un contexto de desequilibrio fiscal pronunciado, a acelerar la tasa de inflación, lo que a su vez deterioró el tipo de cambio real y amplió la brecha entre el MUC y el CBME.

Con la crisis de la deuda, también, se comenzó a revertir el proceso de liberalización: se implementó un aumento adicional de 15% en el arancel, el que se redujo en 5% en 1983 para volver a aumentar en 1984; y, a su vez, se incrementó la dispersión de tarifas al crearse además sobretasas arancelarias. Durante ese año también se introdujeron nuevas barreras no arancelarias, incluidas las prohibiciones a 172 *items*. En los tres últimos años del gobierno de Belaúnde, el proteccionismo terminó siendo mayor que en el comienzo del proceso de liberalización.

En agosto de 1985, y con la nueva gestión económica presidida por el gobierno aprista, luego de devaluar la moneda en 12%, se fijó el tipo de cambio nominal con el fin de frenar las expectativas inflacionarias, en el contexto de una política de estabilización de

carácter heterodoxa, al mismo tiempo que se mantenía una política comercial proteccionista.

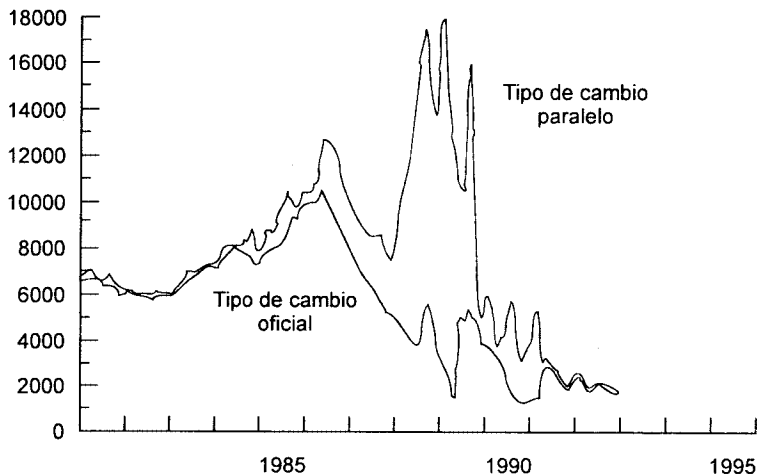
Como parte del programa de gobierno, se decidió reducir unilateralmente el servicio de la deuda externa a un monto equivalente al 10% de las exportaciones, a la vez que se inmovilizaron los depósitos bancarios en moneda extranjera, se restringieron las remesas de utilidades de empresas, así como el pago de préstamos y servicios en divisas, lo que indujo un quiebre en las expectativas de los agentes, incubando el proceso de aceleración inflacionaria posterior.

A fines de 1986, como medio de reactivar la economía, se decidió variar el esquema escogido para la política cambiaria, implementándose un sistema múltiple de cambios. En virtud de éste, se permitió liquidar parte de las divisas provenientes de las exportaciones (en un porcentaje variable según el tipo de transacción) a un tipo de cambio más alto que el vigente en el mercado único de cambios. Los exportadores recibían certificados que luego cambiaban en el mercado financiero en forma diferenciada, según categoría de productos, lo que produjo un esquema complejo de tipos de cambios múltiples.

Durante 1987, se aplicaron devaluaciones mensuales que permitieran recuperar el tipo de cambio real y se reestructuró el esquema de tipos de cambios múltiples, al mismo tiempo que se establecía la prohibición de cambio fuera del sistema legal. Esta última política indujo un alza del tipo de cambio real en el mercado paralelo. Hacia mediados de 1987 se anunció la estatización del sistema financiero, lo que contribuyó a desestabilizar aún más las expectativas de los agentes, provocando una corrida bancaria y la sustitución de depósitos por divisas, con lo que el dólar en el mercado paralelo subió en 30%.

En 1988, el gobierno intentó frenar el proceso inflacionario rezagando el tipo de cambio, política que fue desbordada por las presiones en el mercado paralelo, situación que se ilustra en el Gráfico No. 1.

Gráfico No. 1  
TIPO DE CAMBIO OFICIAL Y PARALELO



Respecto de las prohibiciones a las importaciones, se extendió la lista a 539 *items*, mientras que la tasa de arancel máxima se incrementó a 120% y la media a 70%. Además de aumentar la dispersión tarifaria mediante tasas adicionales a *items* específicos. Por otra parte, se multiplicaron las exenciones tarifarias a empresas públicas y empresas específicas del sector privado. Hacia fines de 1989 existía una gran dispersión en la protección efectiva de diferentes ramas industriales, un fuerte sesgo antiexportador y contra las actividades agrícolas, y un fuerte desequilibrio del sector interno y externo, que llevó al desencadenamiento del proceso hiperinflacionario.

El gobierno de Fujimori logró eliminar la hiperinflación en un corto lapso de tiempo y estabilizar la economía a lo largo de los cuatro últimos años. Para ello implementó un programa de estabilización de carácter ortodoxo, que implicó disminuir drásticamente el déficit fiscal, restringir la emisión monetaria y aplicar una política cambiaria funcional a las metas de inflación. Al mismo tiempo, se llevaron a cabo una serie de re-

formas tendientes a lograr la apertura financiera y la liberalización del comercio exterior.

En función del programa se anularon los tipos de cambio diferenciales, instaurándose un sistema de flotación con intervención del Banco Central, subordinado a las metas de control monetario. El considerable aumento en el flujo de capitales durante 1991 no fue consistente con la meta de expansión de la emisión primaria, con lo cual en el mercado hubo un fuerte excedente en la oferta de divisas que provocó una caída considerable del tipo de cambio real.

Frente a la intensa revaluación observada en el primer trimestre de 1992, el Banco Central modificó la política cambiaria: fijó en forma anticipada el precio de compra del dólar y definió una banda cambiaria, a partir de la cual el Banco Central intervendría comprando dólares cuando el tipo de cambio llegara al piso o vendiéndolos en caso que éste superara el valor máximo. La incertidumbre política, generada por el quiebre institucional en el segundo trimestre de 1992, desató una corrida bancaria contra los depósitos en moneda ex-

tranjera y la inusual demanda por divisas presionó al alza el tipo de cambio real. La situación se normalizó hacia fines de año y, a partir de 1993, el objetivo central de la política monetario-cambiaria volvió a ser el logro de la desaceleración inflacionaria. El Banco Central, nuevamente, mantuvo una política de intervención activa durante el segundo semestre de 1993, prolongándose en 1994 para evitar una fuerte caída del tipo de cambio real, derivada del influjo de capitales externos.

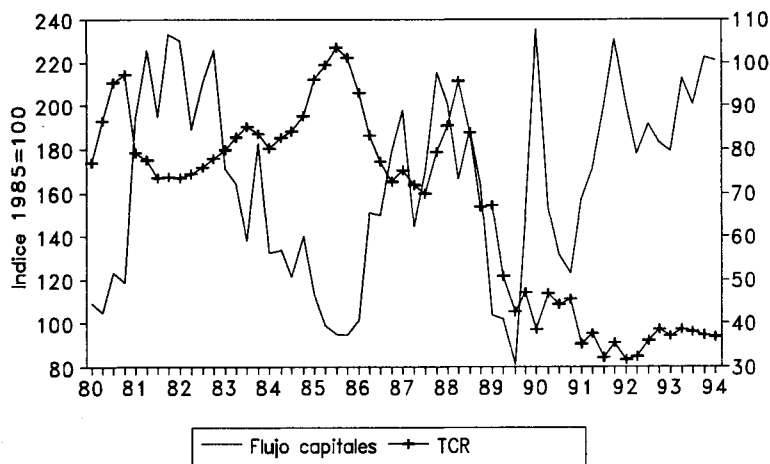
En materia de política comercial, fueron eliminados los subsidios a las exportaciones, las restricciones no arancelarias, y se redujo tanto la dispersión arancelaria como su nivel medio. En efecto, el promedio simple era de 66% con 56 tasas diferentes y se redujo a 23% con tres tasas: 15% aplicada básicamente a los insumos, 25% sobre bienes de capital y 50% sobre bienes de consumo. Por tanto, recién a partir de la implementación de estas reformas con el gobierno de Fujimori, rige una política comercial

y financiera radicalmente diferente a la prevaleciente durante la década del ochenta. Con anterioridad, estos procesos de reforma fueron rápidamente frustrados por la inestabilidad en la política implementada, medidas e instrumentos aplicados que se contraponían a la estrategia adoptada y, finalmente, que generaban poca credibilidad en los agentes económicos.

Con relación a los factores exógenos, que teóricamente intervienen en la determinación del tipo de cambio real en el largo plazo, el Gráfico No. 2 permite mostrar la evolución del ingreso de capitales en los últimos 15 años. La serie que se analiza en el estudio es el saldo en la cuenta corriente, incluido el servicio de la deuda externa aún en el período en que éste no fue pagado, en consideración a que esta deuda en el largo plazo debe ser cancelada. No se incluyó como flujo de capitales de largo plazo, el correspondiente a la variación de reservas porque forma parte de los movimientos de corto plazo.

Gráfico No. 2

FLUJO DE CAPITALES EXTERNOS (ÍNDICE US\$)  
Y TIPO DE CAMBIO REAL



Es posible observar, a partir del gráfico señalado, que existen tres períodos en que el flujo crece rápidamente: a comienzos y fines de los ochenta y durante los noventa, con fuertes caídas entre ellos. Estas últimas, relacionadas con la restricción de capitales enfrentada por Perú (debido a la crisis de la deuda) y con la inestabilidad política y económica que atravesó el país.

El Gráfico No. 3, por otra parte, muestra la evolución de los términos de intercambio en el período de análisis, con una caída tendencial y alguna recuperación entre los años 1982-83, 1986-89 y en 1994.

### 3. Análisis de los resultados empíricos

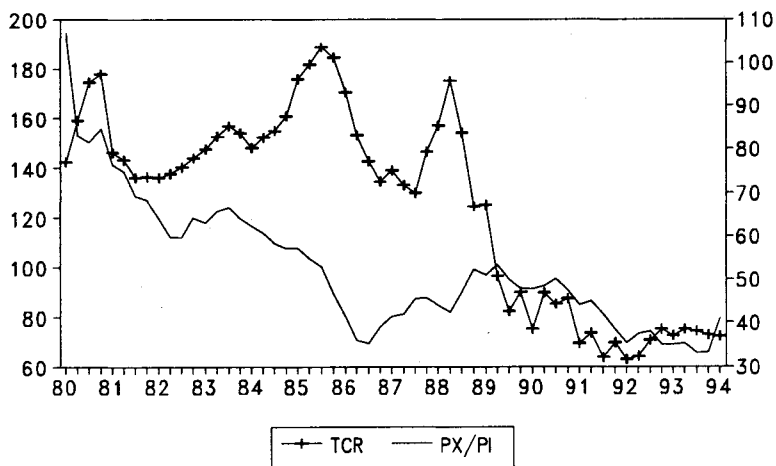
El ejercicio se aplicó a series de datos trimestrales que abarcan el período 1980-1994. Éstas se obtuvieron del banco de datos de la CEPAL, basadas en cifras oficiales para el caso del tipo de cambio nominal y del

Índice de Precios al Consumidor (IPC). Dado que entre 1985 y 1990 las transacciones de comercio exterior se efectuaron al tipo de cambio comercial (promedio ponderado del tipo de cambio de exportaciones e importaciones)<sup>3</sup>, que en algunos períodos difirió sustancialmente del oficial, el modelo también se estimó con esta variable, sin entregar resultados sustantivamente diferentes.

Como flujo de capitales externos de largo plazo se consideró el saldo en la cuenta corriente de la balanza de pagos. Esta variable se escogió pensando en las necesidades de financiamiento históricas de la economía peruana, al margen de la disponibilidad coyuntural ligada al flujo de capitales de corto plazo. A ese saldo se sumaron los intereses devengados de la deuda externa, en el período en que Perú dejó de pagar dichos intereses. Esto se hizo para ser consistente con los requerimientos permanentes de recursos externos.

Gráfico No. 3

#### RELACIÓN DE PRECIOS DE INTERCAMBIO Y TIPO DE CAMBIO REAL



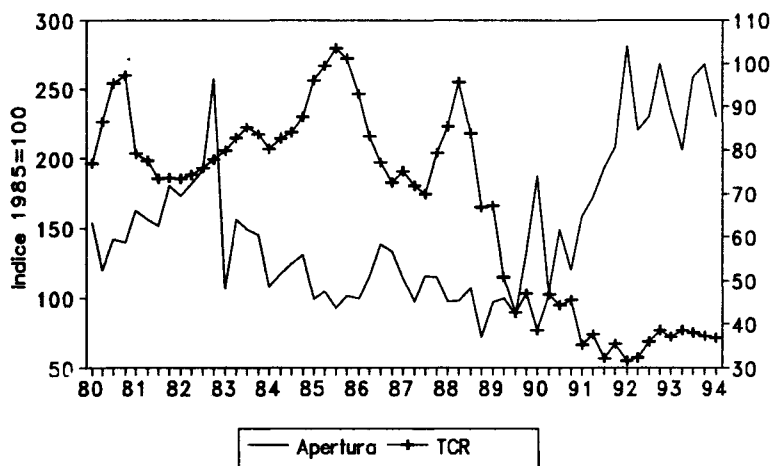
El índice de precios externos considerado, para medir la relación entre bienes transables y no transables, se obtuvo a partir de un promedio ponderado de precios de exportación de los principales socios comerciales del Perú. La relación de precios de intercambio es la calculada por la CEPAL. Como indicador del índice de apertura, se estimó la suma del *quantum* de exportaciones más importaciones sobre el PBI, que se relaciona inversamente con las variaciones en las tasas de aranceles a la importación y es utilizado también como *proxy* en los estudios reseñados. En el Gráfico No. 4 puede observarse que la serie es consistente con la evolución de la política comercial: a mayor nivel de tarifas y restricciones a la importación se visualiza un menor grado de apertura y viceversa.

A través de la brecha de capacidad, medida por la diferencia entre el producto po-

tencial y el producto bruto interno, se intenta capturar el impacto conjunto de la expansión de la capacidad productiva, por una parte, y del exceso de gasto, por otra. Se analizan tres casos relevantes para su aplicación al caso peruano: a) un exceso de gasto (expansión fiscal) sin aumento en la inversión, caso en que disminuye la brecha de capacidad, fenómeno que podría identificarse con el período 1985-1989; b) un aumento de la brecha de capacidad por la caída en el nivel de absorción, producto del ajuste fiscal, que podría identificarse en el período 1990-1992; c) finalmente, cuando el gasto público superó el esfuerzo de inversión, la brecha de capacidad se redujo, éste sería el caso de los períodos 1980-1982 y 1992 en adelante. Cada uno de estos casos puede ser asimilado al desarrollo analítico del modelo, para los impactos de aumento o reducción del gasto público e inversión.

Gráfico No. 4

### ÍNDICE DE APERTURA COMERCIAL Y TIPO DE CAMBIO REAL



La brecha se obtuvo estimando el producto potencial, a partir de la serie de producto bruto interno trimestral que calcula el Banco Central de Reserva del Perú. Con este propósito se dividió la serie en tres subperíodos, bien marcados por los diferentes ritmos de crecimiento, y se aplicó la metodología de regresión respecto de los puntos máximos de las submuestras. La brecha de capacidad ( $Y^p - Y$ ), así calculada, mejoró los resultados de las estimaciones<sup>4</sup>.

### 3.1 Análisis del orden de integración

El análisis del orden de integración de las variables tiene dos objetivos: en primer lugar, "testear" la raíz unitaria en las series de tiempo sobre las que se estimará el vector de cointegración, ya que es conocido que si todas las series son estacionarias, dicho vector no existe y, por lo tanto, no tiene sentido continuar con el ejercicio. En segundo lugar, porque el *test* de integración, en este caso, tiene una interpretación económica debido a que si la serie de tipo de cambio real es estacionaria, entonces, se cumple la teoría de paridad del poder de compra (PPP) y, en el

largo plazo, éste tendería a un valor determinado y no se comportaría como un *random walk*. Es decir, el tipo de cambio real estaría determinado únicamente por la relación de precios entre transables y no transables, mientras que los *shocks* de variables reales no influirían en el largo plazo.

Con el fin de efectuar los contrastes del orden de integración sobre series de periodicidad trimestral, se aplicaron un conjunto de *test*, presentándose los resultados de los más robustos<sup>5</sup>. Además, se realizó el *test* de la existencia de un grado de integración de orden 2, aplicando la extensión del *test* HEGY, desarrollada por Aroca y Ribeiro (1994). Finalmente, dado que durante el periodo de análisis el país fue afectado por diversos *shocks* de carácter económico y político, se "testeo" el efecto que éstos pudieran haber causado sobre la tendencia de las series, usando un *test* sobre el *Innovational Outlier Model*. Este último, desarrollado por Perron y Vogelstat (1994), permite considerar el quiebre de la función tendencial en forma lenta en el tiempo (no considera un impacto único, instantáneo y brusco).

### CONTRASTES DE ORDEN DE INTEGRACIÓN

Test aplicados:	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	Test estadístico
ADF	I(1,0)	I(0,0)	t
HEGY (p)	I(1,.)	I(.,1)	t ( $\pi_1=0$ )
		I(.,0)	t ( $\pi_2=0$ w=1/2) o $\pi_3=0$ w=1/4,3/4
HEGY2 (p)	I(2,.)	I(1,.)	t ( $\pi_2 \neq 0$ y $\pi_3 \neq 0$ )
PERRON	I(1,0)	I(0,0)	t ( $\pi_1 < 0$ )
			t

ADF: Dickey and Fuller (1979); HEGY: Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990); HEGY2: Aroca y Ribeiro (1993); PERRON: Perron y Vogelstat(1994).

Los resultados de los *test* de integración (Cuadros Nos. 3 y 4) indican que las variables son integradas de orden 1, con la excepción del *test* desarrollado por Perron *et al.*, para los casos de flujo de capitales externos y apertura comercial, lo que indicaría estacionariedad.

Con relación al tipo de cambio real, todos los *test* aplicados comprueban que, en el caso del Perú, la variable se comporta como una serie no estacionaria. Ésto es:

$$LTCO = -LRP + v$$

en donde  $v$  es el error aleatorio, lo que significa que el tipo de cambio de largo plazo es afectado por la relación de precios más movimientos aleatorios que no conducen a un equilibrio. Por lo tanto, cabría investigar si se obtiene un vector estacionario agregando otras variables, como las señaladas por el modelo teórico definido en este estudio.

Cuadro No. 3

## RESULTADOS DE LOS TEST DE INTEGRACIÓN

p=4	ADF	HEGY			HEGY2	PERRON <i>et al.</i>
		$\pi_1$	$\pi_2$	$\pi_3$	$PI_1$	$\alpha$
LTCO	-1.93	-1.81	-0.39	-0.02	1.06	-1.53
LRP	-0.24	-1.99	-0.42	-0.05	0.15	-1.16
LICC	-1.82	-3.05	0.03	-0.56	0.51	-2.09
APER	-1.04	-2.33	-0.76	-1.37	0.63	-2.18
LCAPS	-2.15	-2.75	-1.17	0.20	0.51	-1.52
LPXPI	-2.09	-2.77	-0.42	-0.10	1.20	--
LTCR	-1.71	-1.62	-0.03	-0.75	0.35	-1.22
v.c <sup>a)</sup>	-2.89	-3.39	-3.37	-3.92	-3.39	-1.55

LTCO: Índice de tipo de cambio nominal, (1985=100).

LICC: Índice de flujo de capitales, 1985=100.

LCAPS: Índice de subutilización de la capacidad, 1985=100.

APER: Índice de apertura ((*quantum* de exportaciones + *quantum* importaciones en US\$ 1985)/PBI en dólares 1985), 1985=100.

LRP: Índice de la relación entre precios externos y el IPC (1985=100).

LPXPI: Índice relación precios de intercambio, 1985=100, (p=6).

LTCR: Índice de tipo de cambio real efectivo, CEPAL, 1985=100 (LTCO+LRP).

a) Los valores críticos de los *test* se obtuvieron de las tablas desarrolladas por: ADF: Dickey and Fuller (1979); HEGY: Hyllberg, Engle, Granger y Yoo (1990); HEGY2: Aroca y Ribeiro (1993); PERRON: Perron y Vogelstat(1994) y fueron estimados incorporando la constante, tendencia y *dummys* estacionales.



Cuadro No. 4

## INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS

	LTCO	LRP	LICC	APER	LCAPS	LPXPI	LTCR
ADF							
H0: I(1,0)	X	X	X	X	X	X	X
H1: I(0,0)							
HEGHY							
H0: I(1,.)	X	X	X	X	X	X	X
H1: I(.,0)							
o I(.,1)	X	X	X	X	X	X	X
o I(0,.)							
HEGY2							
H0: I(2,.)							
H1: I(1,.)	X	X	X	X	X	X	X
PERRON <i>et al.</i>							
H0: I(1,.)	X	X			X	--	X
H1: I(0,.)			X	X			

### 3.2 Determinación del vector de cointegración

La metodología adoptada en la estimación del espacio de cointegración es la desarrollada por Johansen-Juselius (1990), empleando el método multivariado estimado en forma recursiva, con el procedimiento de máxima verosimilitud con información completa. El VAR (ecuación (22) expuesta en la primera sección) se estimó para un vector compuesto por las siguientes variables: (LTCO, LRP, CAPS, LPXPI, LICC y APER). El *test* de rango de la matriz  $\Pi$  se presenta en el Cuadro No. 5.

El cuadro muestra el resultado de los *test Maximal Eigenvalue Statistics* (columna 2) y el *Likelihood ratio test* (columna 3). Los asteriscos señalan las estadísticas que están por sobre los valores críticos de dichos *test* y rechazan la hipótesis nula, con un nivel de significación de 95%. Los valores de la primera fila indican que se rechaza la hipótesis de rango nulo de la matriz de  $\pi$  y, en la segunda fila, se acepta la existencia de dos vectores de cointegración.

La primera fila de la matriz  $\beta$  (ver Cuadro No. 6) corresponde al vector de cointegración buscado, que contiene los coeficientes que relacionan, en el largo plazo, las series que cointegran con el tipo de cambio nominal. A partir de este vector, equivalente al de corrección de errores en los modelos uniecuacionales, es posible deducir el tipo de cambio de equilibrio como aquél construido a partir de las elasticidades de largo plazo estimadas:

$$\text{LTCO} = -0.98 \text{LRP} - 0.47 \text{LCAPS} - 1.35 \text{LICC} - 1.97 \text{LPXPI} + 0.70 \text{APER}$$

Como era de esperar, el coeficiente que acompaña la relación de precios entre bienes transables y no transables es cercano a uno, lo que permite interpretar la relación obtenida como el vector de cointegración del tipo de cambio real. Para verificar esta afirmación se efectuó la estimación del vector de cointegración, restringiendo a uno el coeficiente relacionado con la relación de precios. El *LR-test*,  $\text{rank}=1$ :  $\text{Chi}^2(1) = 0.032039$  [0.8579] acepta la hipótesis de restricción, siendo el tipo de cambio real de equilibrio:

Cuadro No. 5

TEST DE RANGO DE LA MATRIZ  $\Pi$ 

Ho: rank = p	-Tlog(1- $\mu$ ) using T-nm (1)	95% (2)	-T $\Sigma$ lg(1- $\mu$ ) using T-nm (3)	95% (4)
p == 0	72.35**	42.5	154.50**	104.9
p <= 1	39.63*	36.4	82.12*	77.7
p <= 2	26.52	30.3	42.50	54.6
p <= 3	12.25	23.8	15.98	34.6
p <= 4	3.63	16.9	3.72	18.2
p <= 5	0.09	3.7	0.09	3.7

Cuadro No. 6

COEFICIENTES ESTANDARIZADOS DE LA MATRIZ  $\beta'$ 

LTCO	LRP	LCAPS	LICC	LPXPI	APER
1.00	0.98	0.47	1.35	1.97	-0.70
1.08	1.00	0.49	0.77	-0.75	0.17
4.06	2.59	1.00	4.44	-5.27	-4.09
2.14	1.80	2.50	1.00	-0.36	-0.40
-0.75	-0.69	-0.75	-0.53	1.00	0.42
14.45	13.12	-6.95	1.55	-0.78	1.00

$$\text{LTCR} = -0.47 \text{LCAPS} - 1.35 \text{LICC} - 1.97 \text{LPXPI} + 0.70 \text{APER}$$

La velocidad de ajuste hacia el equilibrio, obtenida mediante el coeficiente  $\alpha$  del modelo restringido, correspondiente a la ecuación del tipo de cambio real del VAR, da un valor de -0.11; es decir, de un lento proceso de ajuste.

El ejercicio mostró, además, resultados congruentes con normalidad, homocedasticidad, ausencia de autocorrelación de los residuos y constancia paramétrica en la estimación del VAR, como se desprende de los *test* y gráficos que se presentan en el Anexo No. 1.

La primera columna de la matriz  $\alpha$  (ver Cuadro No. 7), puede ser interpretada

como las ponderaciones con que el tipo de cambio real se incluye en el resto de las ecuaciones del modelo y, de acuerdo con Johansen y Juselius (1990), se les da la interpretación económica de velocidad de ajuste promedio hacia el estado de equilibrio estimado. Los *test* sobre estos coeficientes permiten determinar la pertinencia de la estimación simultánea del modelo.

Con el fin de "testear" si los coeficientes de  $\beta$  relacionados con los distintos determinantes de largo plazo del tipo de cambio real son diferentes de cero, se procedió a estimar nuevamente el vector de cointegración, restringiendo a cero cada uno de los coeficientes. Asimismo, se impuso la restricción a cero en los valores de  $\alpha$ . Los resultados se presentan en el Cuadro No. 8.

Cuadro No. 7

COEFICIENTES ESTANDARIZADOS DE LA MATRIZ  $\alpha$ 

ltco	1.14	0.20	-0.05	-0.15	-0.11	-0.00
lrp	-1.24	-0.80	0.01	0.03	0.31	0.00
lcaps	0.15	-0.28	0.08	-0.04	-0.21	0.00
LICC	-0.24	-0.09	-0.05	-0.26	0.04	-0.01
LPXPI	0.06	0.68	-0.04	-0.02	-0.04	0.00
APER	0.17	0.05	0.40	-0.37	0.01	0.00

Cuadro No. 8

## TEST SOBRE LOS COEFICIENTES

Se "testea" la hipótesis  $H_0: \beta' = 0$ , para:

APER: LR-test, rank=1:  $\text{Chi}^2(=2) = 25.728 [0.0000]$  \*\*

LPXPI: LR-test, rank=1:  $\text{Chi}^2(=2) = 62.357 [0.0000]$  \*\*

LICC: LR-test, rank=1:  $\text{Chi}^2(=2) = 52.569 [0.0000]$  \*\*

LCAPS: LR-test, rank=1:  $\text{Chi}^2(=2) = 6.236 [0.0442]$  \*

Se "testea" la hipótesis  $H_0: \alpha = 0$

$\alpha_2=0$ ; LCAPS

LR-test, rank=1:  $\text{Chi}^2(=1) = 18.436 [0.0000]$  \*\*

$\alpha_3=0$ ; LICC

LR-test, rank=1:  $\text{Chi}^2(=1) = 11.748 [0.0006]$  \*\*

$\alpha_4=0$ ; LPXPI

LR-test, rank=1:  $\text{Chi}^2(=1) = 2.938 [0.0865]$

$\alpha_5=0$ ; APER

LR-test, rank=1:  $\text{Chi}^2(=1) = 4.4692 [0.0345]$

$\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=\alpha_5=0$ ;

LR-test, rank=1:  $\text{Chi}^2(=5) = 111.74 [0.0000]$  \*\*

Los asteriscos indican el rechazo a la hipótesis nula.

Los resultados de los *test* de razón de verosimilitud indican que las elasticidades de largo plazo de las variables escogidas, como determinantes del tipo de cambio real, son significativamente distintas de cero. Los *test* específicos, para cada uno de los coeficientes  $\alpha$ , indican que los pesos con que impactan las variables términos de intercambio y apertura sobre el resto de ecuaciones del modelo es nulo

y, por lo tanto, estas variables pueden ser consideradas exógenas. Finalmente, el *test* efectuado sobre el conjunto de coeficientes de la matriz  $\alpha$ , rechaza la hipótesis nula, indicando la pertinencia de la simultaneidad de la estimación a través del VAR.

El análisis de los coeficientes muestra el fuerte impacto del flujo de capitales y los términos de intercambio en el período anali-

zudo. Respecto del primero, el coeficiente muestra el signo esperado en el desarrollo analítico del modelo. El aumento en el flujo de capitales externos produce una caída en el tipo de cambio real de equilibrio con una elasticidad estimada mayor que la unidad, aunque no tan alta como los coeficientes estimados por Elbadawi (1994) (ver Cuadro No. 3). Con relación a los términos de intercambio, la caída sostenida que presenta esta variable, en el período de análisis, es consistente con el predominio de un efecto ingreso permanente de signo negativo, conducente a una devaluación del tipo de cambio de equilibrio. El valor del coeficiente es cercano a 2, al igual que el estimado para India en el estudio recién mencionado.

Debido a que, a lo largo del período de análisis, en el Perú no hubo una política de apertura consistente y perdurable en el tiempo, sino hasta comienzos de la década de los noventa, es coherente que el impacto de la apertura sobre el tipo de cambio real de equilibrio sea significativo, pero bajo (0.70). De acuerdo con el modelo analítico, el signo positivo deriva del predominio del efecto de sustitución intertemporal sobre el efecto ingreso. En efecto, la caída de los aranceles hace que se incremente el consumo de bienes importables hoy respecto del de mañana (sobre todo en una economía en donde las políticas no han sido estables), haciendo caer el consumo de los bienes no transables y por lo tanto sus precios, lo que lleva al aumento del tipo de cambio real de equilibrio. Este impacto sería mayor que el efecto ingreso positivo, derivado de la caída en los aranceles y de la presión sobre la demanda en todos los mercados. Con relación al efecto intratemporal, la devaluación es consistente con el predominio, en el mercado, de bienes importables sustitutos de los no transables. Coeficientes positivos fueron también estimados para Chile, India y Gana (ver Cuadro No. 3).

El coeficiente relacionado con la brecha de capacidad es negativo y bajo (0.47). Pueden existir diversas interpretaciones, pero quizás una consistente con la evolución de la

economía peruana en la década de los ochenta es que, por un lado, hubo una tendencia a la desinversión (disminución de la brecha por menor expansión de  $Y^p$ ), sobre todo en bienes no transables, lo que pudo haber generado un exceso de demanda y presiones en los precios, tendiendo a caer el tipo de cambio real de equilibrio. La disminución de la brecha también se pudo haber producido por exceso de gasto público, con impacto ambigüo sobre el tipo de cambio real. En el período posterior a 1990, la política de ajuste fiscal y estabilización llevó seguramente a una caída en la absorción y un aumento en la brecha de capacidad, disminuyendo la demanda de no transables y sus precios, y un incremento en el tipo de cambio real de equilibrio.

El Gráfico No. 5 muestra la evolución del vector de cointegración; es decir, la brecha de largo plazo entre el tipo de cambio real observado y el de equilibrio. Puede deducirse, claramente, el sesgo hacia la subvaluación o sobrevaluación cambiaría en cada período, a través de los valores positivos o negativos de dicho vector. Es posible ver cómo, a partir de 1991, la brecha entre el tipo de cambio observado y el de equilibrio ha ido disminuyendo, pero en forma muy lenta. Al primer trimestre de 1994, último período de estimación, el desequilibrio era cercano a un 30%. Aún cuando las cifras hay que tomarlas con cuidado porque no sólo existe margen de error en la estimación, sino también en las estadísticas, tampoco hay que dejarlo pasar por alto.

En efecto, el año 1994 terminó con un fuerte desequilibrio en la balanza en cuenta corriente, que alcanzó los 2,700 millones de dólares (corrientes), cercano a un 6% del PBI y dos puntos por encima del alcanzado en 1990; con exportaciones creciendo a una tasa acumulada anual de 7% en dicho período y las importaciones, exactamente, al doble. Obviamente, el fuerte influjo de capitales ha permitido no sólo mantener este desbalance externo, sino, además, aumentar fuertemente las reservas a un nivel de 6,000 millones de dólares a fines de 1994, tasa no igualada

históricamente. Asimismo, ha financiado parte importante del crecimiento económico de los últimos años (a tasas de 7% en 1993, 13% en 1994 y cerca de 10% al primer semestre de 1995). A pesar de ello, el gobierno ha podido mantener sus cuentas fiscales equilibradas y reducir, persistente y aceleradamente, la tasa de inflación de un 7,000% en 1990 a 15% en 1994. La estabilidad del tipo de cambio nominal no es ajena a este resultado.

El punto central de la discusión es cuán sustentable es el desbalance externo y el desequilibrio cambiario con relación al determinado por los fundamentos de largo plazo. De la evolución de las variables exógenas, por una parte, tenemos un movimiento a la apreciación del tipo de cambio de equilibrio, derivado del mejoramiento de los términos de intercambio a lo largo de 1994. La leve tendencia a la baja, en el primer trimestre de 1995, aunque con precios de los productos tradicionales de exportación por encima de

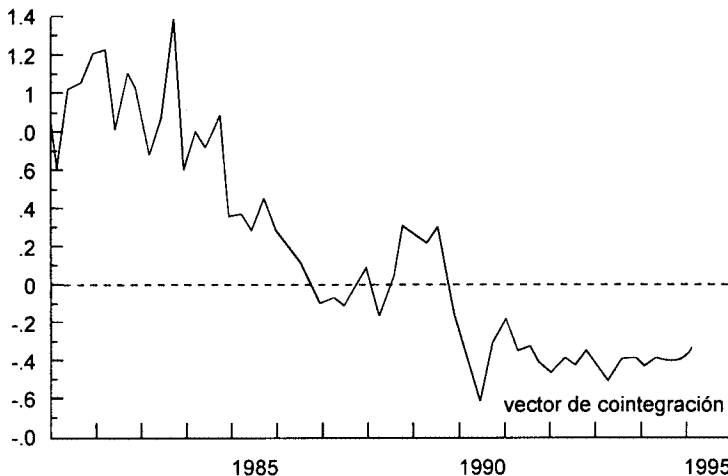
años anteriores, nos vuelve a recordar su grado de inestabilidad.

Por otra parte, a pesar de la crisis de fines de 1994 en México y su repercusión sobre el mercado financiero internacional, Perú ha seguido recibiendo recursos externos, como consecuencia del proceso de privatización de empresas públicas y del financiamiento de inversiones comprometidas. Obviamente, muy por debajo del ritmo de lo acontecido el año anterior, pero sí en el rango de 1991 y 1992.

La estabilidad política y económica es una variable que afecta, positivamente, este comportamiento. De seguir dicho ritmo el flujo de capitales de largo plazo, del orden de los 700 millones de dólares al año, el desbalance de la cuenta comercial deberá ser reducido a la mitad, ya sea por un incremento de las exportaciones (lo que dependerá de la evolución de las inversiones en este sector y de los precios externos) o por un ajuste en el gasto que conduzca a disminuir las importaciones.

Gráfico No. 5

**DIFERENCIA PORCENTUAL ENTRE EL TIPO DE CAMBIO OBSERVADO  
Y EL TIPO DE CAMBIO DE EQUILIBRIO**



Por el lado de la economía interna, una variable fundamental a analizar es el destino de la inversión. Como hemos visto en el análisis teórico, si la inversión se realiza en transables, habrá una tendencia a la apreciación del tipo de cambio de equilibrio y, por lo tanto, al cierre en la brecha actual, de mantenerse el tipo de cambio real observado. Existen muchas inversiones comprometidas para los próximos años en el sector minero (transables) y energético (no transables). En los últimos años también aumentó el proceso de acumulación de capital en la pesca, por lo que podría seguir incrementándose la exportación en este sector. Sin embargo, no existen aún estadísticas claras de la proporción de la formación de capital que va a uno u otro sector. Es conocido que, tanto por parte del sector público como del privado, se ha dinamizado la inversión en no transables por lo que es difícil pronosticar cuál primará en el futuro. La contraparte de la asignación de recursos externos hacia no transables es una deuda que no tendrá con qué servirse en el futuro, a menos que se reduzca el nivel de absorción. Deberá recurrirse, entonces, ya sea a una devaluación real del tipo de cambio, o a una reducción del gasto público o consumo privado, lo que pudiera provocar una recesión en una economía cuya recuperación aún no llega al nivel del producto bruto interno de 1987.

Existen alternativas al ajuste brusco de un desbalance externo, sobre todo cuando es generado por un desequilibrio en el tipo de cambio, derivado de una fuerte entrada de divisas. Los controles directos sobre ciertos tipos de capitales externos, si bien tienen costos, como es señalado en Ffrench-Davis y Griffith-Jones (1995)<sup>6</sup>, éstos históricamente han resultado inferiores a aquéllos generados al tener que devaluar bruscamente la moneda (con riesgos sobre el proceso de estabilización inflacionaria) o al ajuste interno con caída del producto, empleo, salarios e inversión.

#### 4. Conclusiones

El ejercicio efectuado permitió verificar la hipótesis sobre la existencia de determinantes reales y/o estructurales en el tipo de cambio real de largo plazo, mediante el estudio de la dinámica de las series de tiempo teóricamente involucradas.

La estimación del orden de integración del tipo de cambio real permitió, en primer lugar, concluir que en el caso de Perú no se cumple la ley de un precio, al mostrar que la serie de tipo de cambio real no es estacionaria. Es decir, su movimiento no converge a un valor único en el tiempo, ni se mueve en forma estable en torno a la relación de precios entre transables y no transables.

El ejercicio de cointegración, en segundo lugar, proporcionó una respuesta a la interrogante sobre la existencia de un referente del tipo de cambio de largo plazo en el Perú, al encontrar una relación estacionaria entre el tipo de cambio real, la brecha de capacidad, la relación de precios de intercambio, la apertura y el flujo de capitales externos de largo plazo. La pertinencia de considerar como *proxy* del flujo de capitales de largo plazo a los requerimientos históricos de financiamiento, medidos por el saldo en cuenta corriente corregido por los intereses devengados por la deuda externa, está relacionado con la necesidad de medición de una variable de carácter estructural y no coyuntural, y de un nivel de endeudamiento sustentable.

El vector de cointegración (brecha entre el valor observado y el de equilibrio) registra una sobrevaluación importante de la moneda nacional en los últimos cuatro años, que no pudo ser corregida a pesar de la implementación del régimen cambiario de flotación sucia al interior de una banda. El desequilibrio de este período puede ser explicado por el flujo de capitales de corto plazo, cuya magnitud dificultó los intentos del gobierno de estabilizar el tipo de cambio real.

La evolución probable de los determinantes externos del tipo de cambio real de equilibrio, hace pensar en que será difícil que la brecha existente (estimada en un 30% aproximadamente, a comienzos de 1994) se cierre vía mejoramiento sostenido en los términos de intercambio en los siguientes años o vía el mantenimiento del flujo de capitales externos en los niveles últimamente alcanzados, pues lo más probable es que éstos caigan a niveles de 1992-1993. Si bien este solo hecho evitará que el tipo de cambio real de corto plazo sea presionado a la baja (por disminución en el crecimiento de la

oferta de divisas), es la asignación de las inversiones ya efectuadas entre los sectores transables o no transables, lo que en definitiva hará que sea preciso implementar una brusca política de ajuste, la cual en ningún caso tendrá la magnitud de la mexicana o argentina.

Finalmente, el artículo entrega una metodología para evaluar el desequilibrio del tipo de cambio real respecto de sus determinantes estructurales, lo que es conceptualmente distinto al rezago o sobrevaluación cambiaria con relación a un índice de precios interno.

## NOTAS

1. Ver la introducción del libro editado por Williamson (1994) para una extensa justificación del enfoque, y los trabajos de Bayumi *et al.* (1994), Edwards (1989), Elbadawi (1994) y Stein (1994) publicados en dicho libro, y el mismo Williamson (Capítulo 6) en que se discuten y elaboran los marcos analíticos y aplicaciones empíricas de dicha conceptualización.
2. Martner, Titelman y Uthoff (1995), para el caso de Chile y Zambrano (1995) para el caso del Perú, estiman el tipo de cambio real bajo el enfoque de la teoría ampliada del poder de compra de paridad (al impacto de la relación de precios externos e internos se agrega la diferencia entre la tasa de interés interna y externa).

3. Al respecto, ver Banco Central de Reserva del Perú (1993).
4. Pudiera pensarse que la variable brecha de capacidad tiene una alta correlación con el flujo de capitales externos. Sin embargo, en el caso peruano, la variación de la brecha por expansión en la inversión, en la absorción o en ambas ha tenido que ver más con un financiamiento inflacionario o con el proceso de desinversión, que con financiamiento externo. De hecho, la correlación estadística entre estas dos variables es muy baja.
5. Al respecto, ver Aroca, P. y Ribeiro, E. (1994) y Perron y Vogelstat (1994).
6. Al respecto, ver *Repunte de las corrientes de capital y el desarrollo: implicancias para las políticas económicas*, capítulo 7, sección III; y CEPAL, *Entradas de capital: sus efectos internos y lineamientos de política macroeconómica*, capítulo XI, 1995.

## REFERENCIAS

Banco Central de Reserva del Perú, *Perú: compendio estadístico del sector externo 1970-1992*, Lima: Gerencia de Estudios Económicos, mayo 1993.

Bayumi, T., P. Clark, S. Symansky y M. Taylor, "The Robustness of Equilibrium Exchange Rates Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies" en Williamson, J. (Ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washing-

ton D.C.: Institute for International Economics, setiembre 1994.

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), *Políticas para mejorar la inserción en la economía mundial*, (LC/G.1800/Rev.1-P), Santiago de Chile: abril 1995.

Devlin, R., R. Ffrench-Davis y S. Griffith-Jones, "Repunte de las corrientes de capital y el desarrollo: implicaciones para las políticas económicas", en Ffrench-Davis, R. y S. Griffith-Jones (comp.),

*Las nuevas corrientes financieras hacia la América Latina: fuentes, efectos y políticas*, Santiago: CEPAL-El Trimestre Económico, Lecturas No. 81, 1995.

- Dickey, D.A. y W.A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, Chicago: University of Chicago Press, July 1981, pp. 1057-1072.
- Dickey, D.A., D.P. Hasza y W.A. Fuller, "Testing for Unit Root in Seasonal Time Series", en *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 79, No. 386, Washington D.C.: Lancaster Press Inc., 1984, pp. 355-367.
- Dornbusch, R. y S. Fischer, "Exchange Rates and the Current Account", en *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 5, Nashville: diciembre 1980, pp. 960-971.
- Doornik, J.A y D.F. Hendry, *PcFIML 8.0: Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems*, Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, International Thompson Publishing, 1994.
- Edwards, S., "Determinantes reales y monetarios del comportamiento del tipo de cambio real: teoría y pruebas de los países en desarrollo", en *El Trimestre Económico*, Vol. 56, Número especial, México: F.C.E., julio 1989, pp. 75-110.
- Edwards, S., *Temporary Terms of Trade Disturbances, the Real Exchange Rate in the Current Account*, Cambridge: NBER, Reimpresión No. 1383, 1988.
- Elbadawi, I., "Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates", en Williamson, J. (Ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington D.C.: Institute for International Economics, setiembre 1994.
- Engle, R.F y C.W. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", en *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, Chicago: University of Chicago Press, march 1987, pp. 251-276.
- French-Davis, R. y S. Griffith-Jones (comp.), *Las nuevas corrientes financieras hacia la América Latina: fuentes, efectos y políticas*, Santiago: CEPAL-El Trimestre Económico, Lecturas No. 81, 1995.
- Hasza, D. y W. Fuller, "Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models", en *The Annals of Statistics*, Vol. 10, No. 4, 1982.
- Hendry, D.F. y J.A. Doornik, *Modelling Linear Dynamic Econometric Systems*, mimeo, Oxford: Nuffield College, 1993.
- Hylleberg, S., R. Engle, C. Granger y B. Yoo, *Seasonal Integration and Cointegration*, Discussion Paper, San Diego: Department of Economics, University of California, 1988.
- Johansen, S., "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend", en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, Oxford: Oxford University Press, 1992, pp. 383-397.
- Johansen, S. y K. Juselius, "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", en *Journal of Econometrics*, Vol. 53, 1992, pp. 211-244.
- Johansen, S. y K. Juselius, "Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -with Applications to the Demand for Money", en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2, Oxford: Oxford University Press, 1990, pp. 169-210.
- Juselius, K., *Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Parity Hold in the Long-run? -An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time-Series Model*, mimeo, 1994.
- Martner, R., D. Titelman y A. Uthoff, *Componentes internos y externos de la inflación en Chile: un enfoque de cointegración*, Serie Documento de Trabajo (inédito), Santiago de Chile: CEPAL, 1995.
- Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the



- Maximun Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, Oxford: Oxford University Press, 1992, pp. 461-471.
- Perron, P. y T. Vogelsang, *Additional Tests for a Unit Root allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time*, mimeo, julio 1994.
- Repetto, A., "Determinantes del tipo de cambio real: aplicación al caso chileno (1960-1990)", en *Colección Estudios CIEPLAN* No. 36, Santiago: CIEPLAN, diciembre 1992.
- Stein, J., "The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows", en Williamson, J. (Ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington D.C.: Institute for International Economics, setiembre 1994.
- Tello, M.D. y J. Andujar, *Paridad cambiaria, tipo de cambio real y régimen económico en el Perú, 1950-1993: falacias y evidencias*", mimeo, marzo 1994.
- Williamson, J. (Ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington D.C.: Institute for International Economics, setiembre 1994.
- Zambrano, M., "Determinantes del tipo de cambio real bajo un contexto estabilizador: Perú 1990-1994", en *Apuntes* No. 36, Revista de Ciencias Sociales, Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico, 1995, pp. 53-71.

## Anexo No. 1

## 1. Resultados del VAR:

Desviaciones *standard* de los residuos no restringidos:

LTCO	LRP	LCAPS	LICC	LPXPI	APER
0.06681	0.1033	0.04989	0.1263	0.03811	0.1026

$\log\text{lik} = 1053.6851$   $\log|\Omega| = -43.0076$   $|\Omega| = 2.09921e-019$   $T = 49$

$\log|Y'Y/T| = -21.5235$

$R^2(\text{LR}) = 1$   $R^2(\text{LM}) = 0.903533$

ltco:	<i>Portmanteau</i>	6	lags	=	17.841	
lrp:	<i>Portmanteau</i>	6	lags	=	10.605	
lcaps:	<i>Portmanteau</i>	6	lags	=	12.151	
LICC85:	<i>Portmanteau</i>	6	lags	=	11.531	
LPXPI:	<i>Portmanteau</i>	6	lags	=	11.395	
APER:	<i>Portmanteau</i>	6	lags	=	13.039	
ltco:	AR 1- 1F(1, 11)			=	1.3268	[0.2738]
lrp:	AR 1- 1F(1, 11)			=	2.3698	[0.1520]
lcaps:	AR 1- 1F(1, 11)			=	0.80369	[0.3892]
LICC85:	AR 1- 1F(1, 11)			=	1.0712	[0.3229]
LPXPI:	AR 1- 1F(1, 11)			=	0.042304	[0.8408]
APER:	AR 1- 1F(1, 11)			=	4.6973	[0.0530]
ltco:	<i>Normality</i> Chi <sup>2</sup> (2)			=	1.0636	[0.5876]
lrp:	<i>Normality</i> Chi <sup>2</sup> (2)			=	3.1792	[0.2040]
lcaps:	<i>Normality</i> Chi <sup>2</sup> (2)			=	2.5672	[0.2770]
LICC85:	<i>Normality</i> Chi <sup>2</sup> (2)			=	7.0574	[0.0293] *
LPXPI:	<i>Normality</i> Chi <sup>2</sup> (2)			=	0.56633	[0.7534]
APER:	<i>Normality</i> Chi <sup>2</sup> (2)			=	3.6659	[0.1599]
ltco:	ARCH 1 F(1, 10)			=	0.31612	[0.5863]
lrp:	ARCH 1 F(1, 10)			=	0.38436	[0.5491]
lcaps:	ARCH 1 F(1, 10)			=	0.073308	[0.7921]
LICC85:	ARCH 1 F(1, 10)			=	0.13553	[0.7204]
LPXPI:	ARCH 1 F(1, 10)			=	0.017291	[0.8980]
APER:	ARCH 1 F(1, 10)			=	0.000084478	[0.9928]
Vector	<i>Portmanteau</i> 6 lags			=	323.4	
Vector	AR 1-1 F(36, 7)			=	2.3993	[0.1145]
Vector	<i>normality</i> Chi <sup>2</sup> (12)			=	12.639	[0.3958]

Dado que pudiera haber existido autocorrelación de mayor orden, se calculó el *test* de autocorrelación para los rezagos hasta el orden 5:

*Testing for vector error autocorrelation from lags 3 to 3*

F - Form(36, 7) = 1.2456 [0.4096]

*Testing for vector error autocorrelation from lags 2 to 2*

F - Form(36, 7) = 0.99941 [0.5531]

*Testing for vector error autocorrelation from lags 4 to 4*

F - Form(36, 7) = 0.56844 [0.8737]

*Testing for vector error autocorrelation from lags 5 to 5*

F - Form(36, 7) = 1.0792 [0.5021]

No encontrándose autocorrelación de mayor orden.

Gráfico No. 1

1-STEP RESIDUALS

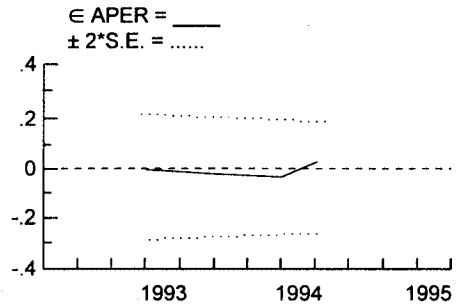
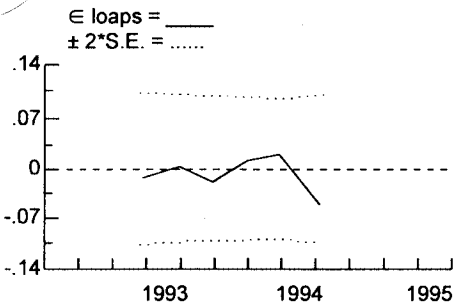
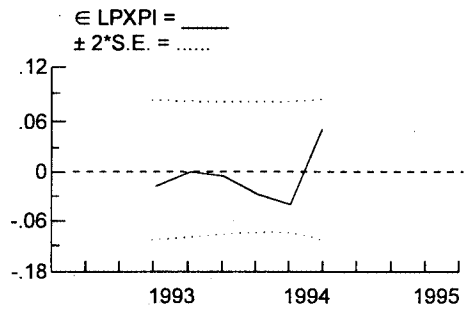
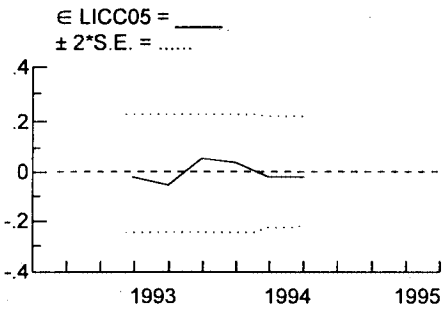
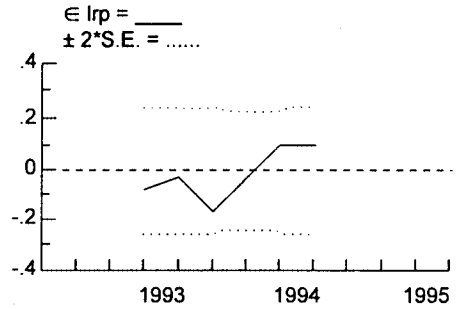
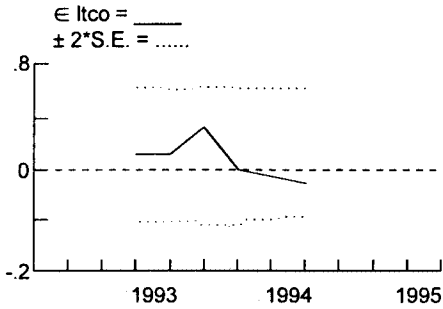
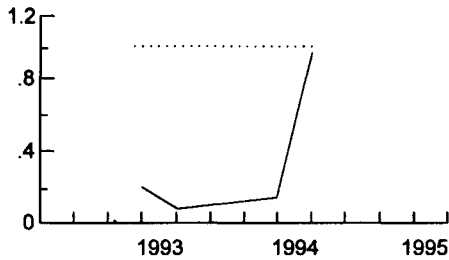


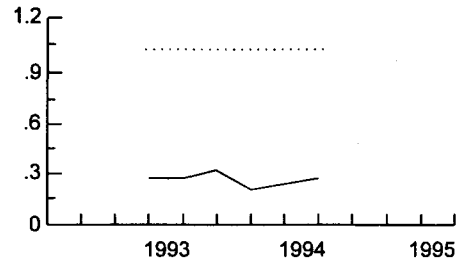
Gráfico No. 2

## N DESCENDENTE CHOW TEST

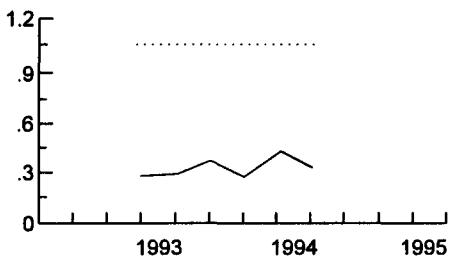
1 ↑ CHOWs = \_\_\_\_ 5% orit = .....



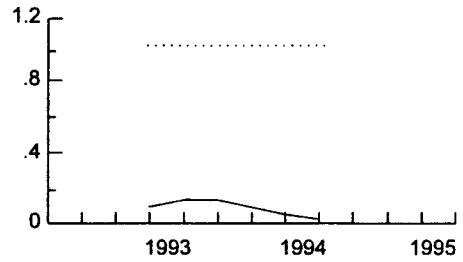
N ↓ ltoo = \_\_\_\_ 5% orit = .....



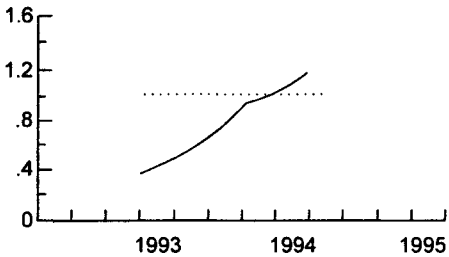
N ↓ lrp = \_\_\_\_ 5% orit = .....



N ↓ LICC8 = \_\_\_\_ 5% orit = .....



N ↓ LPXP1 = \_\_\_\_ 5% orit = .....



N ↓ loaps = \_\_\_\_ 5% orit = .....

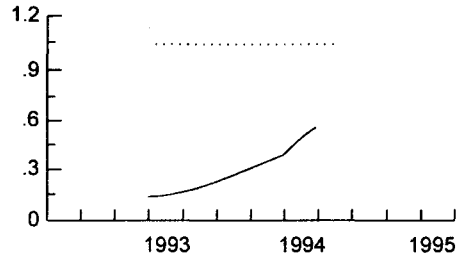
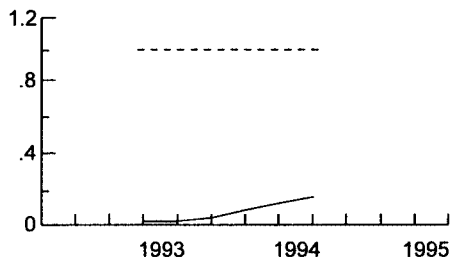


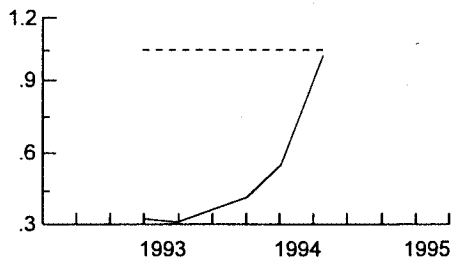
Gráfico No. 3

N ASCENDENTE CHOW TEST

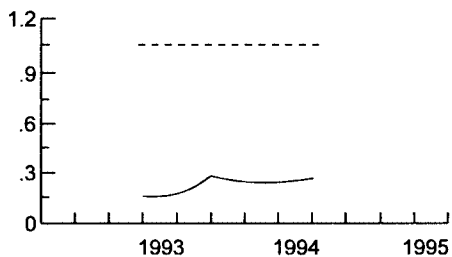
N ↓ APER = \_\_\_\_ 5% orit = .....



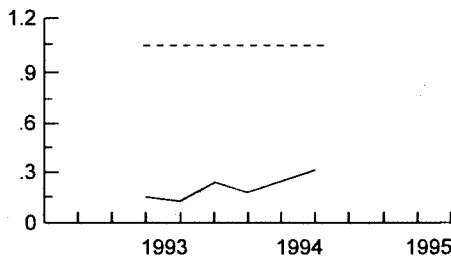
N ↓ CHOW = \_\_\_\_ 5% orit = .....



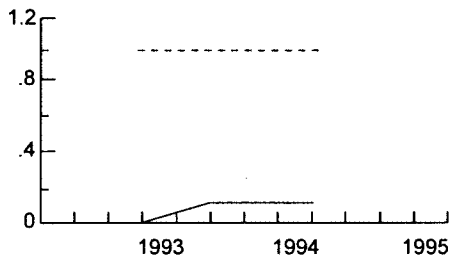
N ↑ ltoo = \_\_\_\_ 5% orit = .....



N ↑ lrp = \_\_\_\_ 5% orit = .....



N ↑ LICC8 = \_\_\_\_ 5% orit = .....



N ↑ LPXPI = \_\_\_\_ 5% orit = .....

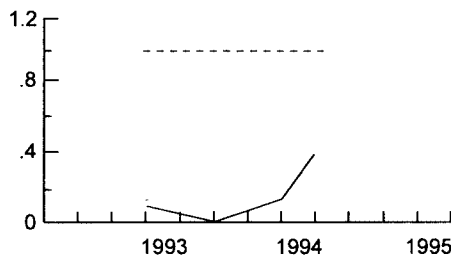


Gráfico No. 4  
N DESCENDENTE CHOW TEST

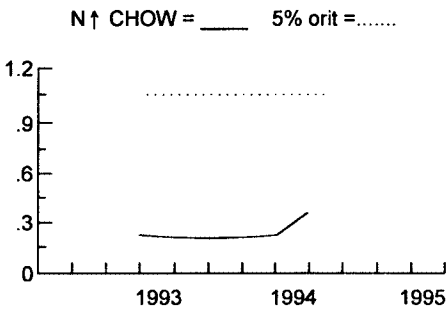
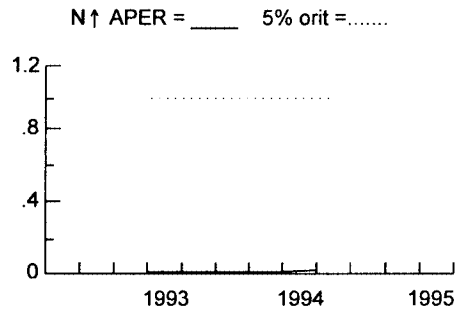
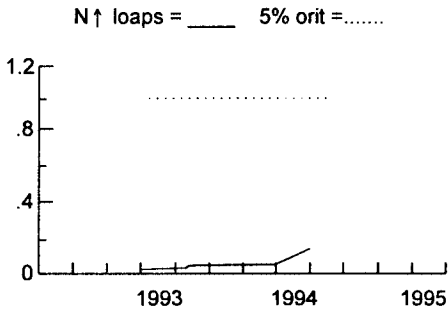


Gráfico No. 5

TEST DE ESTABILIDAD DE LOS VECTORES DE COINTEGRACIÓN

