

VI UN  
:C 2  
-41-

# COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE – CEPAL



## DOCUMENTOS DE TRABAJO

**DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO  
EN PERÚ: 1980 - 1994**

Graciela Moguillansky  
División de Desarrollo Económico  
CEPAL

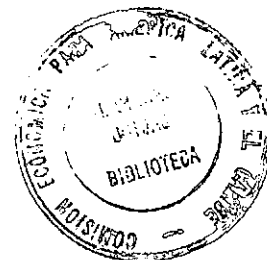
Documento de Trabajo No. 41  
Agosto de 1995



**NACIONES UNIDAS**

12

COMISIÓN ECONOMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE



DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO  
EN PERÚ: 1980 - 1994

Graciela Mognillansky\*  
División de Desarrollo Económico  
CEPAL

Documento de Trabajo No. 41\*\*  
Agosto de 1995

\* Funcionaria de la División de Desarrollo Económico. La autora agradece 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 (CIUP) y del Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE). También agradece a Ricardo Martner, funcionario del ILPES, por sus valiosas sugerencias y a Emanuela Di Gropello, de la División de Desarrollo Económico, por su colaboración con el desarrollo del Anexo 2.

\*\* Los trabajos incluidos en esta serie tienen por finalidad dar a conocer los resultados de las investigaciones en la CEPAL en forma preliminar a fin de estipular sus análisis y sugerencias para su revisión. Esta publicación no es un documento oficial, por lo tanto no ha sido sometida a revisión editorial, pero fue corregido en cuanto a terminología y referencias. Se puede solicitar directamente a la División de Desarrollo Económico de la CEPAL.



\*386400067\*  
Documento de Trabajo - CEPAL,  
N° 41 Agosto 1995 C. 1

21 SEP 1995



## INDICE

	Página
RESUMEN .....	v
INTRODUCCIÓN .....	1
I. MARCO TEÓRICO .....	3
1. Mecanismos de transmisión de impactos en el modelo reseñado .....	5
2. La aplicación empírica .....	8
II. ANTECEDENTES SOBRE LA POLÍTICA CAMBIARIA DEL PERÚ ENTRE 1980 Y 1994 .....	11
III. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS EMPÍRICOS .....	16
1. Análisis del orden de integración .....	18
2. Determinación del vector de cointegración .....	20
IV. CONCLUSIONES .....	27
BIBLIOGRAFÍA .....	29
ANEXO 1 .....	33
ANEXO 2 .....	39



## 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, la mantención 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 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 1980.

Para el análisis se adopta el modelo de equilibrio general intertemporal desarrollado por Edwards (1988) y extendido por Repetto (1992) al incorporar el impacto del flujo de capitales externos. La metodología empírica utilizada es la desarrollada por Johansen y Juselius (1990), que emplea el método de cointegración multivariada en la estimación del equilibrio de largo plazo.

El ejercicio sugiere la existencia de un desequilibrio respecto del tipo de cambio real de largo plazo, que es determinado por la brecha de capacidad, la relación de precios de intercambio, el flujo de capitales externos de largo plazo y la apertura comercial. Este desequilibrio es conceptualmente distinto al rezago o sobrevaluación cambiaria en relación a un índice de precios interno.

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, la que no pudo corregirse a pesar de la implementación del régimen cambiario de flotación sucia. Este comportamiento puede explicarse por el fuerte influjo de capitales de corto plazo, cuya magnitud dificultó la sustentación de un tipo de cambio real alto. Dada la perspectiva 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.





## INTRODUCCION

Perú, al igual que otros países de América Latina, ha venido experimentando en los últimos años una fuerte entrada de capitales externos, lo 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. Aun 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 la mantención de un tipo de cambio real alto, existiendo sectores exportadores, así como algunas ramas de la industria nacional, que se sienten perjudicados por su caída.

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 1980. 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 paridad de poder adquisitivo (PPA) 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 Perú en la década de 1980, nos han 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, se entiende por tipo de cambio real de equilibrio aquel 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 como las 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 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 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 flujo 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. Se estima una menor elasticidad para la apertura externa y la brecha de capacidad. Finalmente, el desequilibrio registrado durante el primer quinquenio de los años noventa puede explicarse por la afluencia de capitales de corto plazo, que presionaron a la baja del 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.

## I. MARCO TEÓRICO

La teoría de paridad de poder adquisitivo (PPA), 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 y perfecta homogeneidad entre los bienes domésticos y externos, entonces 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 de poder adquisitivo 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 aquellos que interpretan el tipo de cambio de equilibrio --"deseado", "natural" o "fundamental"-- como aquel 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, las variaciones en el tipo de cambio real no solo pueden interpretarse 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 producir desalineamientos coyunturales.

El desarrollo analítico de Edwards (1988 y 1989) es una aplicación de esta conceptualización en economías de menor grado de desarrollo, en que a través de un modelo de equilibrio general intertemporal (ver recuadro 1) se identifican los mecanismos de transmisión de impactos tales como shocks externos de precios o cambios en la política comercial (aumento o reducciones 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 solo 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 extenderse a los casos en que los precios de los factores no son perfectamente flexibles o existen imperfecciones como controles cambiarios u otros, comunes en los países en desarrollo.

---

<sup>1</sup>Véase 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.

## Recuadro 1

## EL MODELO DE TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO (Edwards 1988)

En la economía se producen y consumen sólo tres bienes: importables (M), exportables (X) y no transables (N) y existen solo 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 sujetas 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:

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

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, se supone además que los precios de los factores son flexibles. El problema de maximización de la firma se define como:

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

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

donde  $s_j$  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 de que el mercado de no transables se aclare en cada período y prevealeza 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:

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

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

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

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. Mecanismos de transmisión de impactos en el modelo reseñado

### A. 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 se desarrolla en Edwards (1988) y se extiende en Repetto (1992) a los casos de alza permanente. Siguiendo la evolución de la política cambiaria en 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.

- 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).

- 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, según el 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.

- 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 (ver Repetto 1992). La caída de aranceles en el presente estimulará un mayor consumo hoy (en general esto ha pasado 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 entonces 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 este asume el comportamiento descrito) domine sobre el efecto ingreso.

### B. 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) respecto de "p", haciendo  $dp^*$

$> 0$ . Un alza transitoria o permanente en el precio mundial de importables produce un efecto ingreso negativo, lo que lleva a un menor consumo por todos los bienes y a 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, lo que lleva a una depreciación en el primer período y a una apreciación posterior. El efecto **intratemporal** depende de si 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 exportables e importables, el tipo de cambio de largo plazo tiende a aumentar (ver recuadro 2).

### C. 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 importables y exportables como un solo bien transable. Llamando el 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:

$$r(1, f; v) + \delta^* R(1, F; V) + (\delta^* - \delta)(R - \Pi E_n) + \quad (11)$$

$$+ H = E[\pi(1, f), \delta^* \Pi(1, F); \Omega]$$

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

$$E_H = R_f \quad (13)$$

Esta extensión del modelo permite considerar el caso de la liberalización de la cuenta de capitales. Teóricamente, esta genera un influjo 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 de todos los bienes, haciendo subir el precio relativo de los no transables, 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 una depreciación cambiaria. 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 hacia 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 habrá 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 a una devaluación por caída en el ingreso.

#### D. 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).

$$r(1, f; v) + \delta \cdot R(1, F; V) - t - \delta \cdot T = \quad (14)$$

$$E[\pi(1, f), \delta \cdot \Pi(1, F); \Omega]$$

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

$$E_f = R_f + G_N \quad (16)$$

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

El impacto del gasto público puede analizarse a través de dos canales: en relación al primero, la mayor presión sobre la demanda de bienes en el mercado interno lleva a un alza de los precios de no transables y a una apreciación cambiaria de equilibrio. El segundo canal se deriva del impacto del tipo de financiamiento. Si este 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 no transables es mayor en el sector público que en el sector privado. Si las propensiones marginales son iguales, no habrá 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 en que el financiamiento se da 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.

#### E. Impacto de la inversión

El modelo reseñado se extiende para evaluar el impacto de la acumulación de capital. Para ello se introduce, en la función de producción, el capital como un insumo separado de los vectores  $v$  y  $V$  y se agregan los siguientes supuestos: - la inversión no se realiza en el presente y - que las decisiones de inversión dependen de la tasa de rentabilidad  $\delta$  - En un caso el financiamiento se efectúa con disminución del consumo (ahorro interno) y en un segundo caso solo con capitales externos (H). Utilizando la simplificación del modelo con flujo de capitales y sin gobierno, las ecuaciones quedan:

$$r(1, f; v, k) + \delta R(1, F; V, K+I) + (\delta^* - \delta)(R - \Pi E_x) + \quad (18)$$

$$+ H - I(\delta) = E[\pi(1, f), \delta \Pi(1, F); \Omega]$$

$$\delta R_x = 1 \quad (19)$$

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

$$E_F = R_F \quad (21)$$

El impacto de la inversión sobre el tipo de cambio real de equilibrio dependerá del sector en que ésta se realiza, es decir, si aumenta la capacidad productiva del sector transable o no transable. El caso en que la inversión se realiza en el sector de no transables se deriva en el Anexo 2. Cuando el financiamiento proviene de ahorro interno, dado que disminuye el gasto en consumo, durante el primer período habrá una presión hacia la caída de precios de no transables y una devaluación cambiaria. En el segundo período, cuando la inversión aumenta la oferta de no transables, dado que existirá un exceso de oferta, volverán a caer los precios de no transables y aumentará el tipo de cambio real de equilibrio. Por lo tanto, la inversión en no transables conduce a una devaluación.

Si la inversión en no transables se financia con ahorro externo, en el anexo 2 se muestra que el impacto en el tipo de cambio real es ambiguo. Por un lado en el primer período habrá una reasignación intertemporal del consumo hacia el segundo período, por efecto precio de no transables, pero por otra parte el flujo de capitales genera un efecto ingreso que impacta en forma opuesta. En el segundo período el aumento de no transables derivado de la inversión inducirá un aumento del tipo de cambio real, pero persistirá el impacto positivo en el ingreso, generado por el flujo de capitales, con lo que el signo final será ambiguo.

En el caso en que la inversión se realice en transables, el efecto sobre el tipo de cambio real es ambiguo y dependerá que tipo de oferta aumenta: exportables o sustitutos de importables y que efecto predomina, si el ingreso o el de sustitución.

## 2. La aplicación empírica

No existen muchos estudios empíricos en América Latina tendientes a testear el comportamiento del tipo de cambio real de largo plazo. Edwards (1989), combinando datos transversales y series cronológicas 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/PIB- mediante un modelo uniecuacional, de ajuste con rezagos, aumentado por factores de desequilibrio. Elbadawi (1994) estimó a su vez para tres países -Chile, Ghana 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<sup>2</sup>. Los resultados de esas estimaciones se presentan en el recuadro 2 y podrán tenerse en cuenta posteriormente como referencia, al analizar las cifras obtenidas con la metodología de Johansen y Juselius (1990) escogida para nuestro estudio, la que 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.

Recuadro 2

ESTIMACIONES DEL TIPO DE CAMBIO DE EQUILIBRIO  
EN PAÍSES EN DESARROLLO

	Edwards (1989) <sup>a/</sup>	Elbadawi (1994) <sup>b/</sup>		
		Chile	India	Ghana
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)	....

<sup>a/</sup> 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>.

<sup>b/</sup> Se consideró 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.

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

<sup>2</sup> Véanse los resultados estimados bajo el enfoque de la teoría ampliada de la paridad de poder adquisitivo (PPA) (al impacto de la relación de precios externos e internos se agrega la diferencial entre la tasa de interés interna y externa) en Martner, Titelman y Uthoff (1995) para el caso de Chile y Zambrano (1995) para el caso del Perú.

$$x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k} + \mu + \psi D_t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (22)$$

Donde  $x_t$  es un vector  $p \times 1$  de variables estocásticas,  $\epsilon_1, \dots, \epsilon_T$  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 ello es contradictorio con el supuesto de 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:

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

en que  $\alpha$  y  $\beta$  son 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 que se utiliza es la del mayor valor propio, "Maximal Eigenvalue Statistics" ( $\lambda_{Max}$ ), dada por:

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

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 pueden interpretar las relaciones  $\beta' x_t$  como potenciales relaciones económicas de largo plazo. Con este método solo 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, esto 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) siendo el "likelihood ratio test" para  $H_b$  igual a:

$$T \sum_{i=1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_{2i}) - \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (25)$$

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.

## II. ANTECEDENTES SOBRE LA POLÍTICA CAMBIARIA DEL PERÚ ENTRE 1980 Y 1994

La política cambiaria del 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 anti-inflacionario 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 de 1970 y comienzos de los años ochenta, la necesidad de fortalecer el proceso de estabilización llevado a cabo en el período 1976-1978, 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 septiembre de 1980, con el gobierno de Belaúnde, comienza una nueva fase de reforma comercial, donde la tarifa máxima se redujo a 60% y la media a 34%. Esta apertura fue acompañada a partir de 1978 por un sistema de paridad móvil, "crawling-peg".

La crisis de la deuda externa en 1982 y la necesidad de generar recursos para enfrentar el servicio de la deuda llevaron 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 mercado único de cambios (MUC) y el certificado bancario de moneda extranjera (CBME).

En agosto de 1985, 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 heterodoxo, 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 y se restringieron las remesas de utilidades de empresas, así como el pago de préstamos y servicios en divisas, lo que indujo a un quiebre en las expectativas de los agentes, incubando el proceso de aceleración inflacionaria posterior.

A fines de 1986, para 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 percibían certificados que luego cambiaban en el mercado financiero en forma diferenciada según la 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 tipo 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 30%.

Durante 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 2. Respecto de las prohibiciones a las importaciones, se extendió la lista a 539 ítems, 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 ítems 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 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 tiempo que se llevaron a cabo una serie de reformas tendientes a lograr la apertura financiera y la liberalización del comercio exterior.

En función del programa se anularon los tipos de cambio diferenciales, inaugurando 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 que en el mercado hubo un fuerte excedente en la oferta de divisas, lo 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, fijando en forma anticipada el precio de compra del dólar y definiendo una banda cambiaria a partir de la cual el Banco Central intervendría comprando cuando el tipo de cambio llegara al piso, o vendiendo dólares en caso de 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 extranjera y la inusual demanda de 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 volvió a mantener 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 de la entrada de capitales externos.

En materia de política comercial, fueron eliminados los subsidios a las exportaciones y 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. Es por tanto recién a partir de la implementación de estas reformas con el gobierno de Fujimori que rige una política comercial y financiera radicalmente diferente a la prevaleciente durante la década de 1980. Con anterioridad, estos procesos de reforma fueron rápidamente frustrados por la inestabilidad de la política implementada, medidas e instrumentos aplicados que se contraponían a la estrategia adoptada y finalmente que generaban poca credibilidad en los agentes económicos.

Gráfico 1

Indice de apertura comercial  
y tipo de cambio real

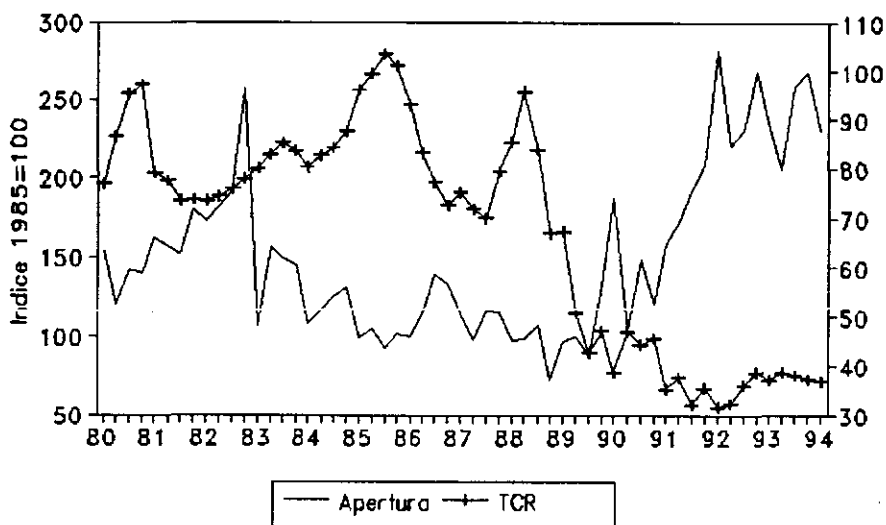


Gráfico 2

TIPO DE CAMBIO OFICIAL Y PARALELO

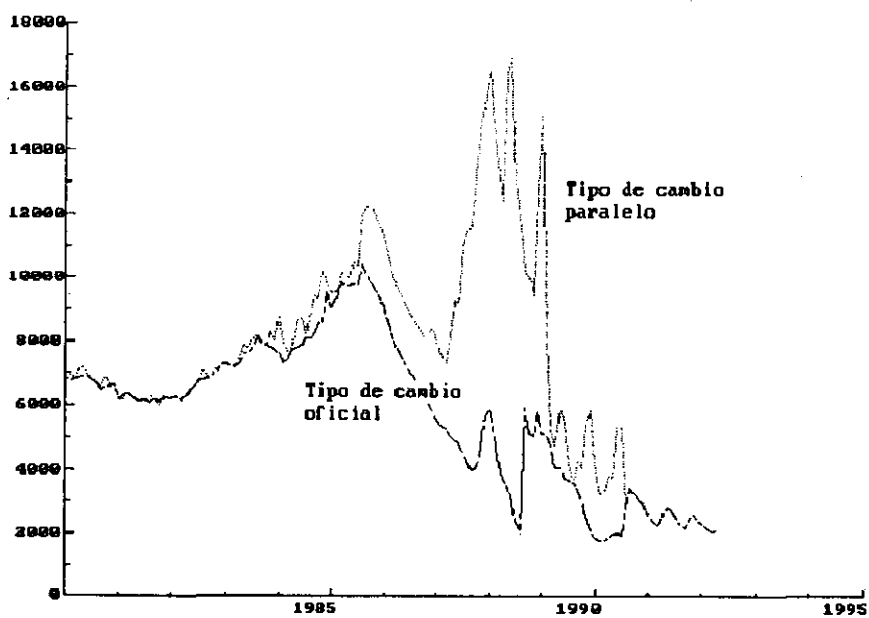
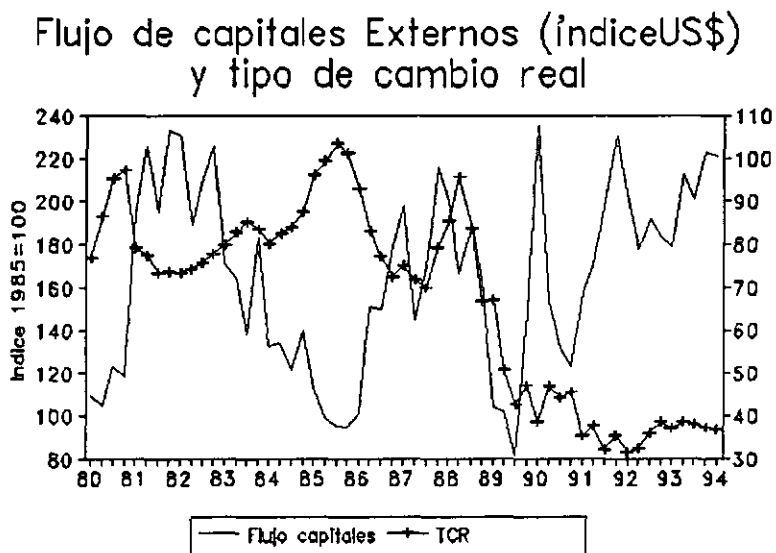


Gráfico 3



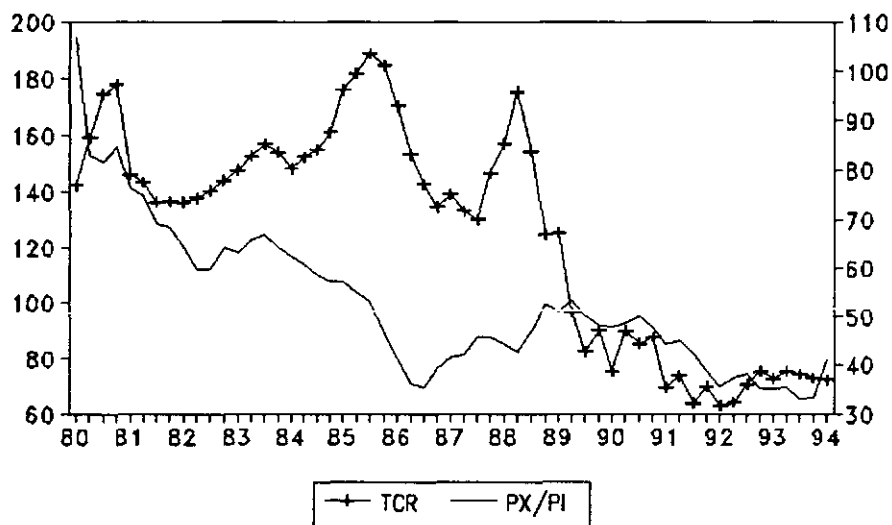
En relación a factores exógenos que teóricamente intervienen en la determinación del tipo de cambio real en el largo plazo, el gráfico 3 permite mostrar la evolución del ingreso de capitales en los últimos 15 años. La serie considerada en el estudio corresponde al saldo en la cuenta corriente, incluido el servicio de la deuda externa aun en el período en que éste no fue pagado, en consideración a que esta deuda en el largo plazo debe ser cancelada. No se entendió como flujo de capitales la variación de reservas por considerarse éste un concepto de corto plazo.

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

El gráfico 4, 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 1982-1983, 1986-1989 y en 1994.

Gráfico 4

### Relación de precios de intercambio y tipo de cambio real



### III. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS EMPÍRICOS

El ejercicio se aplicó a series de datos trimestrales que abarcan el período 1980-1994. Estas 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>, el 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

<sup>3</sup> Al respecto, véase Banco Central de la Reserva del Perú (1993).



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.

El índice de precios externos considerado para medir la relación entre 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 calculó la suma del cuántum de exportaciones más importaciones sobre el PIB, el que se relaciona inversamente con las variaciones en las tasas de aranceles a la importación y se utiliza también como variable sustituida en los estudios reseñados. En el gráfico 1 puede verse 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 potencial y el producto interno bruto, 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 caída en el nivel de absorción, producto del ajuste fiscal, en el que podría identificarse el período 1990-1992, y c) finalmente, cuando el gasto público superó el esfuerzo de inversión, la brecha de capacidad se redujo, caso que correspondería a los períodos 1980-1982 y 1992 en adelante. Cada uno de estos casos puede asimilarse al desarrollo analítico del modelo, para los impactos de aumento o reducción del gasto público e inversión.

La brecha se obtuvo estimando el producto potencial, a partir de la serie de producto interno bruto trimestral que calcula el Banco Central de la 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>.

---

<sup>4</sup> 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.

## 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 cronológicas sobre las que se estimará el vector de cointegración, ya que es sabido 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 interpretación económica, ya que si la serie de tipo de cambio real es estacionaria, entonces se cumple la teoría de paridad del poder adquisitivo (PPA) en el largo plazo este tendería a un valor determinado y no se comportaría como un recorrido aleatorio, 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.

Recuadro 3

### CONTRASTES DE ORDEN DE INTEGRACIÓN

Test aplicados:	$H_0$	$H_1$	Test estadístico
ADF	$I(1,0)$	$I(0,0)$	t
HEGY (p)	$I(1,.)$	$I(.,1)$	t ( $\pi_1=0$ ) t ( $\pi_2=0$ w=1/2) o $\pi_3=0$ w=1/4, 3/4
HEGY2 (p)	$I(2,.)$	$I(.,0)$	t ( $\pi_2 \neq 0$ y $\pi_3 \neq 0$ ) t ( $\pi_1 < 0$ )
PERRON	$I(1,0)$	$I(0,0)$	t

ADF: Dickey y Fuller (1984); HEGY: Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1988)  
HEGY2: Aroca y Ribeiro (1993); PERRON: Perron y Vogelstat (1994)

Con el fin de efectuar los contrastes del orden de integración sobre series de periodicidad trimestral (recuadro 3), se aplicaron un conjunto de tests, presentándose los resultados de los más robustos<sup>5</sup>. Se testeó además 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 período de análisis el país fue afectado por diversos shocks de carácter económico y político, se testeó el efecto que estos pudieran haber causado sobre la tendencia de las series, usando un test sobre el "Innovational Outlier Model" desarrollado por Perron y Vogelstat (1994), el que permite considerar el quiebre de la función tendencial en forma lenta en el tiempo (no considera un impacto único, instantáneo y brusco).

<sup>5</sup> Al respecto, véase Aroca, P y Ribeiro, E (1994) y Perron y Vogelstat, (1994).

Recuadro 4

## RESULTADOS DE LOS TESTS DE INTEGRACIÓN

p=4	ADF	HEGY			HEGY2	PERRON et al
		$\pi_1$	$\pi_2$	$\pi_3$	PI <sub>1</sub>	$\alpha$
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 ((cuántum de exportaciones + cuántum de importaciones en dólares de 1985)/ PIB en dólares de 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 tests se obtuvieron de las tablas desarrolladas por ADF:Dickey and Fuller (1979); HEGY: Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990) HEGY2: Aroca y Ribeiro (1993); PERRON: Perron y Vogelstat (1994) y fueron estimados incorporando la constante, tendencia y variables ficticias estacionales.

Recuadro 5

## INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS

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

Los resultados de los tests de integración (recuadros 4 y 5) indican que las variables son integradas de orden 1, con la excepción del test desarrollado por Perron *et al* (1994), para los casos de flujo de capitales externos y apertura comercial, que indicarían estacionalidad.

En relación al tipo de cambio real, todos los tests aplicados comprueban que, en el caso del Perú, la variable se comporta como una serie no estacionaria, esto es:

$$LTCO = - LRP + v$$

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.

## 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 sección 2) se estimó para un vector compuesto por las variables: LTCO, LRP, LCAPS, LPXPI, LICC y APER (véase Recuadro 7):

Recuadro 6  
TEST DE RANGO DE LA MATRIZ  $\Pi$

	$H_0: \text{rank} = p$	$-T \log(1-\mu)$ using $T-rm$ (1)	95% (2)	$-T \Sigma \log(1-\mu)$ using $T-rm$ (3)	95% (4)
$p = 0$		72.35**	42.5	154.5**	104.9
$p \leq 1$		39.63*	36.4	82.12*	77.7
$p \leq 2$		26.52	30.3	42.5	54.6
$p \leq 3$		12.25	23.8	15.98	34.6
$p \leq 4$		3.63	16.9	3.72	18.2
$p \leq 5$		0.09	3.7	0.09	3.7

El recuadro 6 muestra el resultado de los tests "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 tests, 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.

Recuadro 7

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

La primera fila de la matriz  $\beta$  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, que equivale al de corrección de errores en los modelos uniecuacionales, es posible deducir el tipo de cambio de equilibrio, como aquel construido a partir de las elasticidades de largo plazo estimadas:

$$LTCO = -0.98 LRP - 0.47 LCAPS - 1.35 LICC - 1.97 LPXPI + 0.70 APER$$

Como era de esperar, el coeficiente que acompaña la relación de precios entre 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, rank=1:  $\text{Chi}^2(1) = 0.032039 [0.8579]$  acepta la hipótesis de restricción, siendo el tipo de cambio real de equilibrio:

$$LTCR = -0.47 LCAPS - 1.35 LICC - 1.97 LPXPI + 0.70 APER$$

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

El ejercicio entregó 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 tests y gráficos que se presentan en el Anexo 1.

## Recuadro 8

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

La primera columna de la matriz  $\alpha$  puede interpretarse como las ponderaciones con que el tipo de cambio real entra 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 tests 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. También se impuso la restricción a cero en los valores de  $\alpha$ . Los resultados se presentan a continuación:

## Recuadro 9

## TEST SOBRE LOS COEFICIENTES

Se testea la hipótesis $H_0: \beta^i = 0$ , 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 $H_0: \alpha = 0$ , para	
$\alpha_2=0$ ; 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 tests 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 tests 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 las ecuaciones del modelo son nulos, 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 analizado. 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). En 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.

Dado que a lo largo del período de análisis en Perú no hubo una política de apertura consistente y perdurable en el tiempo, sino hasta comienzos de la década de los 1990, es coherente que el impacto de la apertura sobre el tipo de cambio real de equilibrio sea bajo (0.70). De acuerdo con el modelo analítico, el signo positivo deriva del predominio del efecto de sustitución intertemporal sobre el efecto ingreso. De hecho, la caída de aranceles hace que se incremente el consumo de importables hoy respecto del de mañana (sobre todo en una economía en que las políticas no han sido estables), haciendo caer el consumo de 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 aranceles y de la presión sobre la demanda en todos los mercados. En relación al efecto intratemporal, la devaluación es consistente con el predominio en el mercado de bienes importables sustitutos de no transables. También se estiman coeficientes positivos para Chile, India y Ghana (Eebadawi 1994).

El coeficiente relacionado con la brecha de capacidad es negativo y bajo (0.47). Pueden existir diversas interpretaciones, pero quizá una consistente con la evolución de la economía peruana en la década de 1980 es que, por un lado, hubo una tendencia a la desinversión (disminución de la brecha por menor expansión de  $Y^p$ ), sobre todo en no transables, lo que pudo haber generado un exceso de demanda y presiones en los precios, con lo que el tipo de cambio real de equilibrio tiende a caer. La disminución de la brecha también se pudo haber producido por exceso de gasto público, con impacto ambiguo 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 aumento en la brecha de capacidad, con caída en la demanda de no transables y en sus precios, y un aumento en el tipo de cambio real de equilibrio.

El gráfico 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 cambiaria 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%. Aun cuando hay que tomar las cifras con cuidado por que no solo existe margen de error en la estimación sino también en las estadísticas, tampoco hay que pasarlo por alto.

Gráfico 5



En efecto, el año 1994 terminó con un fuerte desequilibrio en la balanza en cuenta corriente, que alcanzó los 2700 millones de dólares, esto es en dólares corrientes, cercano a un 6% del PIB, 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, la fuerte entrada de capitales ha permitido no solo mantener este desbalance externo, sino además aumentar fuertemente las reservas a un nivel de 6000 millones de dólares a fines de 1994, tasa no igualada históricamente. Además 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 7000% 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 en 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, esto es 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, por una parte ligado al proceso de privatización de empresas públicas y, por otra, al 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 a este comportamiento. De seguir dicho ritmo de flujo de capitales, del orden de los 700 millones de dólares al año, el desbalance de la cuenta comercial deberá reducirse a la mitad, ya sea por aumento de 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.

Por el lado de la economía interna, una variable fundamental para 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. Pero no existen aún estadísticas claras de la proporción de la formación de capital que va a uno u otro sector. Es sabido 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 interno bruto 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 un fuerte flujo 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>, estos históricamente han resultado inferiores

---

<sup>6</sup> Al respecto ver el capítulo 7, "Repunte de las corrientes de capital y el desarrollo: implicancias para las políticas económicas", sección III. También ver CEPAL (1995), Cap.XI, "Entradas de capital: sus efectos internos y lineamientos de política macroeconómica"

a aquellos generados al tener que devaluar bruscamente la moneda (con riesgos sobre el proceso de estabilización inflacionaria) o el ajuste interno con caída del producto, empleo, salarios e inversión.

#### IV. 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 ni 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, entregó una respuesta a la interrogante sobre la existencia de un referente del tipo de cambio de largo plazo en 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 variable sustitutiva 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 relacionada 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, la que no pudo corregirse a pesar de la implementación del régimen cambiario de flotación sucia al interior de una banda; el desequilibrio de este período puede explicarse 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 que será difícil que la brecha existente (estimada en cerca de un 30% a comienzos de 1994) se cierre vía mejoramiento sostenido en los términos de intercambio en los siguientes años, o vía mantención del flujo de capitales externos en los niveles últimamente alcanzados, pues lo más probable es que estos caigan a niveles de 1991-1992. 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 efectuada hacia los sectores transables o no transables lo que en definitiva hará que sea preciso implementar una brusca política de ajuste, la que 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 en relación a un índice de precios interno.



## BIBLIOGRAFÍA

- Aroca-González, Patricio y Eduardo P. Ribeiro (1993), Testing for Seasonal Unit Roots: A Survey with Extensions, University of Illinois, agosto.
- Banco Central de Reserva del Perú (1993), Perú: Compendio estadístico del sector externo, 1970-1992, Lima, Banco Central de Reserva.
- Bayumi, T., P. Clark, S. Symansky y M. Taylor (1994), "The robustness of equilibrium exchange rates calculations to alternative assumptions and methodologies", Estimating Equilibrium Exchange Rates, J. Williamson (ed.), Washington D.C., Institute for International Economics, septiembre.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe)(1995), **Políticas para mejorar la inserción en la economía mundial (LC/G.1800/Rev.1-P)**, Santiago de Chile, abril. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.95.II.G.6.
- Devlin, R., R. Ffrench-Davis y S. Griffith-Jones (1995), "Repunte de las corrientes de capital y el desarrollo: implicaciones para las políticas económicas" Las nuevas corrientes financieras hacia la América Latina: fuentes, efectos y políticas, R. Ffrench-Davis y S. Griffith-Jones (comps.), serie Lecturas, N° 81, México D.F., CEPAL/Fondo de Cultura Económica.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for forecasting time series with a unit root", Journal of the American Statistical Association, 84, 427-431.
- Dickey, D.A., D.P. Hasza y W.A. Fuller (1984), "Testing for unit root in seasonal time series", Journal of the American Association, vol. 79, N° 386.
- &Dornbusch, R. y S. Fischer (1980), "Exchange rates and the current account", American Economic Review, Menasha, diciembre.
- Doomik, J.A y D.F. Hendry (1994), PcFIML 8.0: Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems, Oxford, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.
- Edwards, S. (1989), "Determinantes reales y monetarios del comportamiento del tipo de cambio real: teoría y pruebas de los países en desarrollo", El trimestre económico, vol. 56, número especial, México D.F., Fondo de Cultura Económica, julio.
- \_\_\_\_\_ (1988), "Temporary terms of trade disturbances, the real exchange rate in the current account", National Bureau of Economic Research, NBER, Reimpresión N° 1383, Cambridge, Mass.

- Elbadawi, I. (1994), "Estimating long-run equilibrium real exchange rates", Estimating Equilibrium Exchange Rates, J. Williamson (ed.), Washington D.C., Institute for International Economics, septiembre.
- Engle, R.F y C.W. Granger (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", Econometría, vol. 55, Evanston.
- Ffrench-Davis R. y S. Griffith-Jones (comps.) (1995), Las nuevas corrientes financieras hacia la América Latina: fuentes, efectos y políticas, serie Lecturas N° 81, El trimestre económico, México D.F., CEPAL/Fondo de Cultura Económica.
- Hendry, D.F. y J.A. Doornik (1993), "Modelling linear dynamic econometric systems", Oxford, Nuffield College, inédito.
- Hyllebergg, S., R. Enge, C. Granger y B. Yoo (1988), "Seasonal integration and cointegration", Discussion Paper, San Diego, Department of Economics, University of California.
- Johansen, S. (1992), "Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 54, N°3, Oxford, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.
- Johansen, S. y K. Juselius (1992), "Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", Journal of Econometrics, vol. 53, Amsterdam.
- \_\_\_\_\_ (1990), "Maximun likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol 52, N° 2, Oxford, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.
- Juselius, K. (1994), "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", inédito.
- Martner, R., D. Titelman y A. Uthoff (1995), "Componentes internos y externos de la inflación en Chile: un enfoque de cointegración", serie Documento de trabajo, N°40, Santiago de Chile, CEPAL.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximun likelihood cointegration rank test statistics", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 54, N°3, Oxford, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.
- Perron, P. y T. Vogelsang (1994), "Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time", julio, inédito.

- Stein, J. (1994), "The natural real exchange rate of the US dollar and determinants of capital flows", Estimating Equilibrium Exchange Rates, J. Williamson (ed.), Wahington, D.C., Institute for International Economics, septiembre.
- Tello, M.D. y J. Andujar (1994), "Paridad cambiaria, tipo de cambio real y regimen económico en el Perú, 1950-1993: falacias y evidencias", marzo, inédito.
- Williamson J. (ed.) (1994), Estimating Equilibrium Exchange Rates, Washington D.C., Institute for International Economics, septiembre.
- Zambrano, M. (1995), "Determinantes del tipo de cambio real bajo un contexto estabilizador: Perú 1990-1994" Apuntes, N° 36, Revista de Ciencias Sociales, Lima, Centro de Investigación Universidad del Pacífico.





## ANEXO 1

## 1. Resultados del VAR :

Desviaciones estándar de los residuos no restringidos

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

loglik = 1053.6851 log| $\Omega$ | = -43.0076 | $\Omega$ | = 2.09921e-019 T = 49

log|Y'Y/T| = -21.5235

R<sup>2</sup>(LR) = 1 R<sup>2</sup>(LM) = 0.903533

ltco	: Portmanteau 6 lags=	17.841
lrp	: Portmanteau 6 lags=	10.605
lcaps	: Portmanteau 6 lags=	12.151
LICC85	: Portmanteau 6 lags=	11.531
LPXPI	: Portmanteau 6 lags=	11.395
APER	: Portmanteau 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	: Normality Chi <sup>2</sup> (2)=	1.0636 [0.5876]
lrp	: Normality Chi <sup>2</sup> (2)=	3.1792 [0.2040]
lcaps	: Normality Chi <sup>2</sup> (2)=	2.5672 [0.2770]
LICC85	: Normality Chi <sup>2</sup> (2)=	7.0574 [0.0293] *
LPXPI	: Normality Chi <sup>2</sup> (2)=	0.56633 [0.7534]
APER	: Normality 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 portmanteau 6 lags=		323.4
Vector AR 1-1 F(36, 7) =		2.3993 [0.1145]
Vector normality 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 se encontró autocorrelación de mayor orden.

Gráfico 6

1-Step Residuals

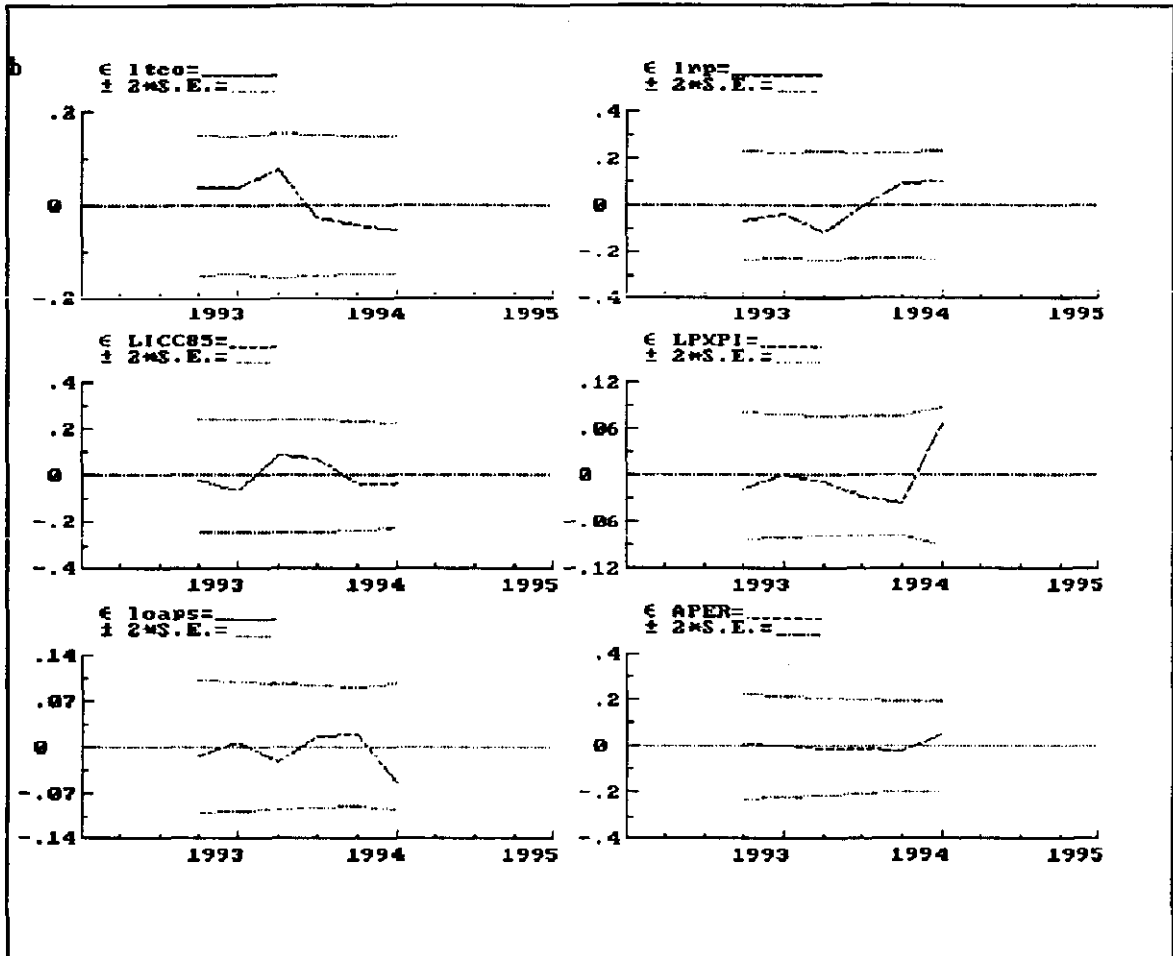
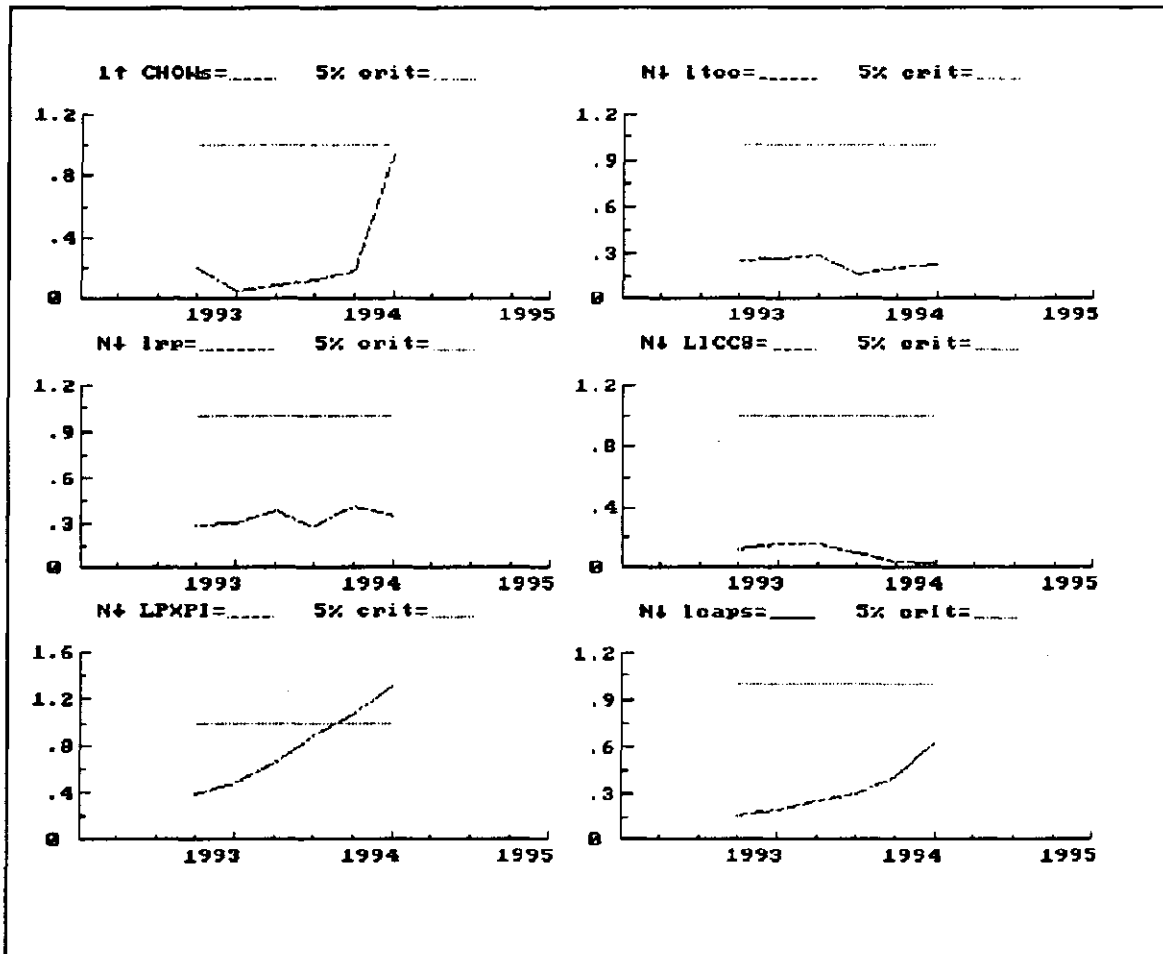


Gráfico 7

N descendente CHOW Test



## Gráfico 8

## N ascendente Chow-Test

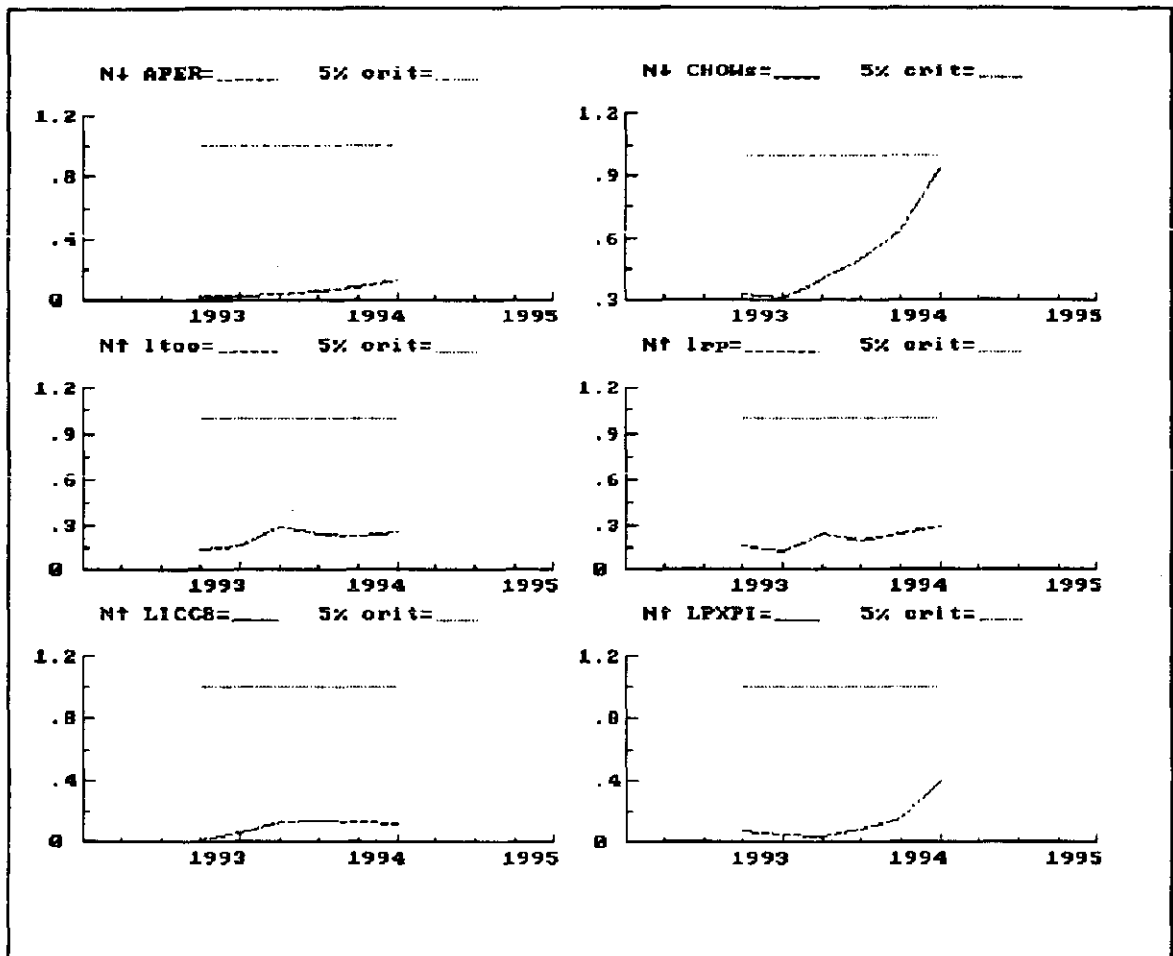


Gráfico 9

N ascendente Chow-Test

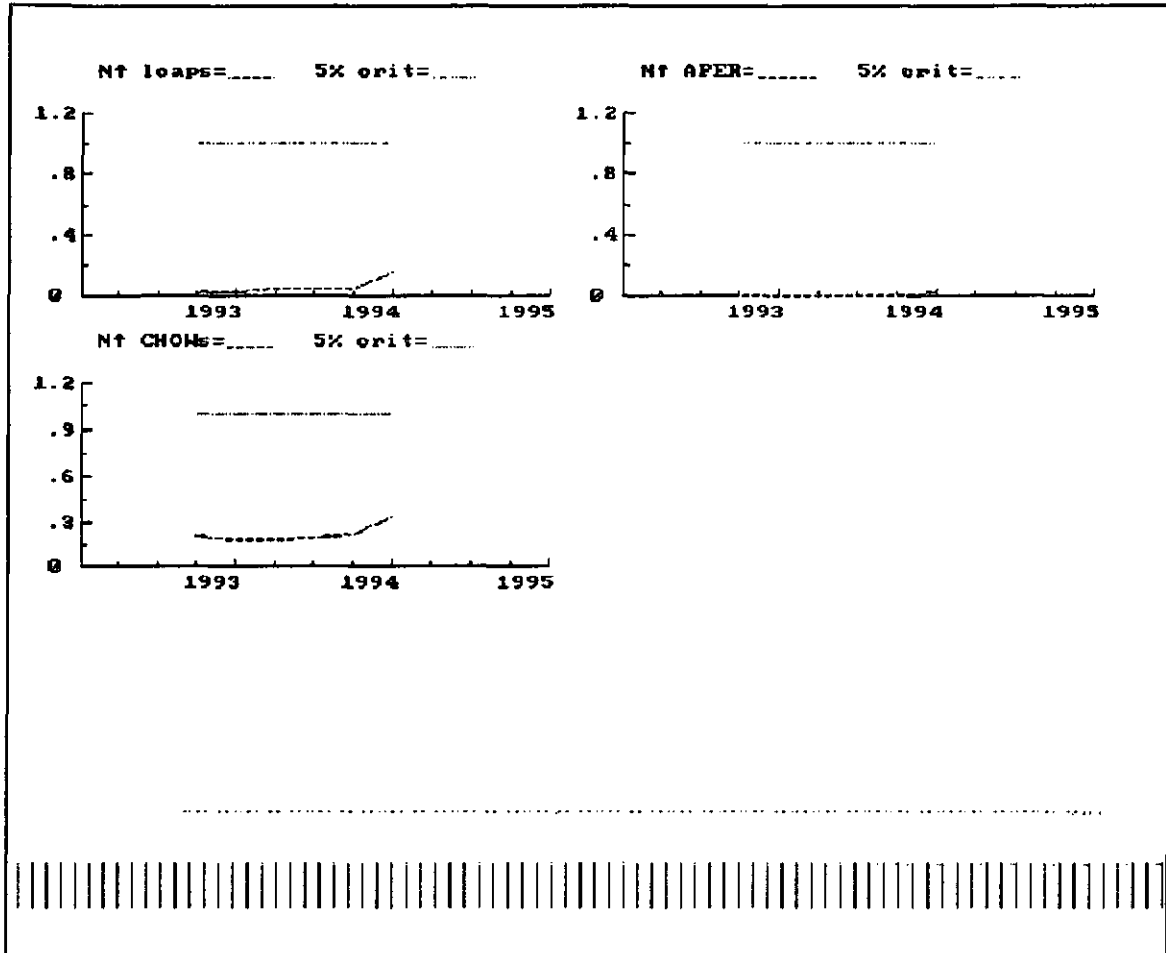
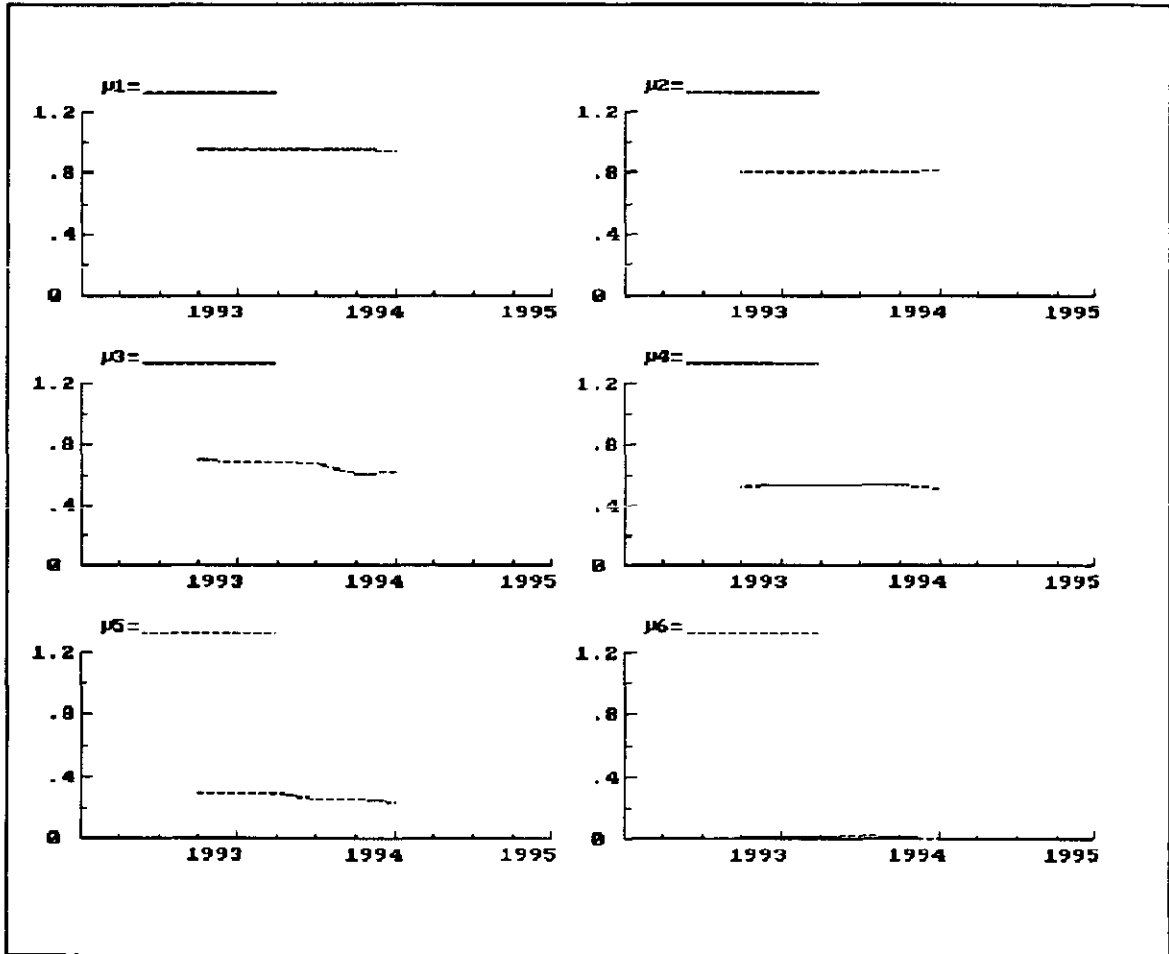


Gráfico 10

Test de estabilidad de los vectores de cointegración



**ANEXO 2<sup>7</sup>**  
**DERIVACIÓN DEL IMPACTO DE LA INVERSIÓN EN NO TRANSABLES**  
**SOBRE EL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO**

Con el fin de simplificar la solución del modelo, se supone que la tasa de interés interna se iguala con la internacional ( $\delta = \delta^*$ ), con lo que el sistema de ecuaciones del modelo intertemporal se reduce a:

$$r(1, f; v, k) + \delta R(1, F; V, K+I) + H - I(\delta^*)$$

$$= E[\pi(1, f), \delta \Pi(1, F); \Omega]$$

$$\delta R_K = 1$$

$$E_f = r_f$$

$$E_F = R_F$$

Existen dos casos de interés: la expansión de la inversión financiada con disminución del consumo interno, y la expansión con financiamiento externo

**A. FINANCIAMIENTO CON DISMINUCION DE CONSUMO INTERNO:**

La solución se obtiene a partir del siguiente sistema:

$$\begin{array}{ccc|c|cc|c|c} (1) & (2) & (3) & & (4) & (5) & & \\ \hline 0 & 0 & -E\Omega & df & 0 & -1 & dI & \\ E_{ff} - \Omega_{ff} & E_{fF} & E_{f\Omega} & dF & 0 & 0 & dH & \\ E_{Ff} & E_{FF} - R_{FF} & E_{F\Omega} & d\Omega & R_{F(K+I)} & 0 & & \end{array}$$

Para estudiar el impacto de  $I$  sobre  $f$ , es decir, el precio de no transables en el primer período, reemplazamos la columna N4 en la N1 de la matriz A (primera matriz de la izquierda) y calculamos el determinante de la matriz así obtenida:

$$\begin{vmatrix} 0 & 0 & -E\Omega \\ 0 & E_{fF} & E_{f\Omega} \\ R_{F(K+I)} & E_{FF} - R_{FF} & E_{F\Omega} \end{vmatrix} = -E\Omega (-E_{fF} \cdot R_{F(K+I)}) > 0$$

(+)(+)(+)

<sup>7</sup> Este anexo fue desarrollado gracias a la colaboración de Emmanuela Di Gropello, economista de la División de Desarrollo Económico de CEPAL.

con lo que:  $df/dI = \{E_{\Omega} (E_{FF} \cdot R_{F(K+D)})\} / \det A < 0$

En Repetto (1992) se demuestra que el determinante de A es negativo, con lo que se cumplen los requisitos de estabilidad del sistema.

Para estudiar el impacto de I sobre F, es decir el precio de no transables en el segundo período, reemplazamos la columna N4 en la N2, obteniendo:

$$\begin{vmatrix} 0 & 0 & -E_{\Omega} \\ E_{ff} - \Omega_{ff} & 0 & E_{f\Omega} \\ E_{Ff} & R_{F(K+D)} & E_{F\Omega} \end{vmatrix} = -E_{\Omega} (E_{ff} - \Omega_{ff}) (R_{F(K+D)}) > 0$$

(-)                      (+)

obteniéndose:  $dF/dI = \{E_{\Omega} (E_{FF} \cdot R_{F(K+D)})\} / \det A < 0$

Por lo tanto, en el primer y segundo períodos, se obtiene una devaluación (el tipo de cambio real equivale a 1/f), en un caso por reducción del consumo y disminución de precios de no transables y en el segundo por aumento en la oferta.

## B. FINANCIAMIENTO CON CAPITALS EXTERNOS

La ecuación a derivar es la siguiente:

$$r(1, f; v, k) + \delta R(1, F; V, K+I) + I - I(\delta^*)$$

$$= E[\pi(1, f), \delta \Pi(1, F); \Omega]$$

Se obtiene el siguiente sistema:

$$\begin{vmatrix} 0 & 0 & -E_{\Omega} \\ E_{ff} - \Omega_{ff} & E_{ff} & E_{f\Omega} \\ E_{Ff} & E_{FF} - R_{FF} & E_{F\Omega} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} df \\ dF \\ d\Omega \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} -1 \\ 0 \\ R_{F(K+D)} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} dI \end{vmatrix}$$

de donde:

$$df/dI = - \{ [E_{ff} E_{FF\Omega} - E_{F\Omega} (E_{FF} - R_{FF})] - E_{\Omega} [-E_{ff}(R_{F(K+D)})] \} / \det A$$

mientras que :

$$dF/dI = \{ (E_{ff} - \Omega_{ff}) E_{F\Omega} - E_{F\Omega} E_{Ff} \} - E_{\Omega} - (E_{ff} - \Omega_{ff}) R_{F(K+D)} \} / \det A$$

En ambos casos el signo del impacto es ambiguo dependiendo de si prima el efecto ingreso derivado del flujo de capitales o el efecto de la caída en el precio de no transables por aumento de su oferta.



## SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO DE LA CEPAL\*\*\*\*\*

N°	Título
1	Trayectoria de especialización tecnológica: una visión global del intercambio mundial, 1965-1987 (División de Desarrollo Económico). Autor: M. Barbera
2	Nuevos enfoques en la teoría del crecimiento económico: una evaluación (División de Desarrollo Económico). Autor: P. Mujica
3	Canje de deuda por naturaleza: la necesidad de una nueva agenda (División de Desarrollo Económico). Autor: R. Devlin
4	The role of capital in Latin America: a comparative perspective of six countries for 1950-1989 (División de Desarrollo Económico). Autor: A.A. Hofman
5	Política comercial y equidad (División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento). Autores: J.M. Benavente, A. Schwidrowski, P.J. West
6	An overview of debt moratoria in Latin America (División de Desarrollo Económico). Autores: O. Altimir, R. Devlin
7	New form of investment (NFI) in the Latin American-United States trade relations (División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento). Autor: M. Kuwayama
8	La demanda de dinero en Chile: una comparación de métodos alternativos de estimación de vectores de cointegración (División de Desarrollo Económico). Autores: R. Martner, D. Titelman
9	Tributación y equidad en América Latina: un ejercicio de evaluación cuantitativa (División de Desarrollo Económico). Autores: O. Altimir, M. Barbera
10	Políticas para la gestión ambientalmente adecuada de los residuos: el caso de los residuos sólidos urbanos e industriales en Chile a la luz de la experiencia internacional (División de Medio Ambiente y Asentamientos Humanos). Autor: H. Durán

---

\*\*\*\*\* El lector interesado en recibir un Documento de Trabajo puede dirigirse directamente a la CEPAL, Casilla 179-D, Santiago de Chile, mencionando la División autora del documento.

- 11 Economía política de la pobreza, la equidad y el crecimiento: Colombia y Perú, 1950-1985. Un análisis comparativo (Oficina de CEPAL en Bogotá). Autor: A.J. Urdinola
- 12 Equidad y transformación productiva como estrategia de desarrollo: la visión de la CEPAL (Secretaría Ejecutiva) (También se encuentra en inglés). Autor: C. Massad
- 13 Inflación, déficit público y política cambiaria: un análisis econométrico para Argentina, Chile y México (División de Desarrollo Económico). Autores: G. Moguillansky, D. Titelman
- 14 Economic relations between Latin America and Asian/Pacific: recent trends and future challenges (División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento). Autor: J.C. Mattos
- 15 Income distribution and poverty through crisis and adjustment (División de Desarrollo Económico). Autor: O. Altimir
- 16 Evaluación y perspectivas de las relaciones comerciales entre la ALADI y los Estados Unidos (División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento). Autor: M. Izam
- 17 Análisis empírico del comportamiento de las exportaciones no cobre en Chile: 1963-1990 (División de Desarrollo Económico). Autores: G. Moguillansky, D. Titelman
- 18 Dynamic gains from intra-regional trade in Latin America (División de Desarrollo Productivo y Empresarial). Autor: R. Buitelaar
- 19 Nuevas tecnologías en pequeñas empresas chilenas: difusión e impacto (División de Desarrollo Productivo y Empresarial). Autores: M. Dini, M. Guerguil
- 20 Regionalización abierta de América Latina para su adecuada inserción internacional (División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento). Autor: M. Kuwayama
- 21 Hacia una perspectiva crítica de la modernidad: las dimensiones culturales de la transformación productiva con equidad (Secretaría Ejecutiva y División de Desarrollo Social). Autores: E. Ottone, M. Hopenhayn y F. Calderón

- 22 Determinantes de las exportaciones industriales brasileras en la década de 1980 (División de Desarrollo Económico). Autor: G. Mognillansky
- 23 CEPAL: Un planteamiento renovado frente a los nuevos desafíos del desarrollo (Secretaría Ejecutiva). Autor: E. Ottone
- 24 Los desafíos de la modernidad y la transformación educativa (Secretaría Ejecutiva). Autor: E. Ottone
- 25 Indicators and determinants of savings for Latin America and the Caribbean (División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento). Autores: G. Held y A. Uthoff (En prensa)
- 26 An examination of the Chile-Mexico agreement: a viable form of integration? (División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento). Autor: P. Gray Rich
- 27 Exporting and the saga for competitiveness of the Brazilian industry, 1992 (División de Estadística y Proyecciones Económicas). Autor: R. Baumann
- 28 El impacto de la política cambiaria y comercial en el desempeño exportador en los años ochenta: una revisión de estudios econométricos (División de Desarrollo Económico). Autor: G. Mognillansky
- 29 International competitiveness and the macroeconomics of capital account opening (Secretaría Ejecutiva). Autores: R. French-Davis, D. Titelman y A. Uthoff
- 30 Futures markets as a risk management tool for Latin American commodity exports: some pending issues (División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento). Autor: M. Kuwayama
- 31 Exportaciones argentinas de bienes: evolución de 1970 a 1993 (División de Estadística y Proyecciones Económicas). Autor: A.F. Calcagno
- 32 Las exportaciones y el proceso de crecimiento (Secretaría Ejecutiva). Autor: Gonzalo Rivas
- 33 As empresas brasileiras: internacionalização e ajuste à globalização dos mercados (Oficina de la CEPAL en Brasilia). Autor: V. Ventura Dias
- 34 Regionalismo abierto e inversión extranjera en América Latina (División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento). Autor: A. Di Filippo

- 35 Políticas para el control de los movimientos de capitales financieros (División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento). Autor: L.F.Jimenez
- 36 La internacionalización de TV globo: cambios organizacionales y nuevas estrategias (Oficina de la CEPAL en Brasilia). Autor: Mauro Fernando Maria Arruda
- 37 Los flujos de capital extranjero en la economía chilena: renovado acceso y nuevos usos (División de Desarrollo Productivo y Empresarial). Autores: A. Calderón y S. Griffith-Jones
- 38 Competitividad de las empresas latinoamericanas: comportamiento empresarial y políticas de promoción de exportaciones (División de Desarrollo Productivo y Empresarial). Autor: C. Macario
- 39 La modernidad problemática (Secretaría Ejecutiva). Autor: E. Ottone
- 40 Componentes internos y externos de la inflación en Chile:un enfoque de cointegración (División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento). Autores: R. Martner, D. Titelman y A. Uthoff
- 41 Determinantes del tipo de cambio real de equilibrio en Perú: 1980-1994. (División de Desarrollo Económico). Autor: Graciela Mognillansky







BIBLIOTECA  
CEPAL

02841:DDT

CLI