La tasa de cambio real en Colombia: mitos y realidades*

*Alberto Calderón Zuleta***

I. INTRODUCCION Y SINTESIS

En este trabajo se pretende encontrar cuales son las principales variables económicas que inciden sobre la evolución de la tasa de cambio real en Colombia. Así mismo, se determina cuáles variables no tienen influencia sobre el tipo de cambio real de largo plazo.

El primer tema que se analiza es la relación entre la tasa de cambio nominal y la tasa de cambio real *(TCR)*. En particular, se busca establecer cuales son los efectos, tanto en el corto como en el largo plazo, de cambios en la devaluación nominal sobre el comportamiento de la tasa de cambio real.

Al respecto se encuentra, tal como lo sugieren la mayoría de los modelos teóricos, que movimientos en la tasa de cambio nominal no inciden en la trayectoria de largo plazo del tipo de cambio real; por lo tanto, tales cambios se traducen en aumentos en el nivel de precios de la economía. De otra parte, se encuentra que aunque existen efectos en el corto plazo -al cabo de un trimestre, la tercera parte de un aumento en la tasa de cambio nominal todavía repercute sobre la *TCR*-, dicha incidencia ha venido disminuyendo como consecuencia de la apertura económica.

Conocido este resultado, se entran a estudiar cuales son las variables reales que sí determinan la *TCR*. Con este fin, se presenta un modelo teórico de equilibrio general que identifica tanto variables de oferta como de demanda que inciden en los precios relativos de los bienes no transables *(TCR)*[1]. Posteriormente, viene la estimación de la forma reducida de este modelo. Se concluye que sólo variables reales, como el gasto público y la productividad, tienen incidencia sobre la *TCR*.

El trabajo se divide en cinco partes, la primera de las cuales es esta introducción. En la segunda

* El autor agradece los comentarios de Nouriel Roubini, José De Gregorio, Guillermo Mondino, Armando Montenegro y Santiago Montenegro.

** Ph.D. en Economía, Director Ejecutivo Alterno, Fondo Monetario Internacional.

[1] En este trabajo se utiliza indistintamente precios relativos de los bienes no transables (P_N/P_T) y TCR.

sección, se muestra que no existe una relación de equilibrio de largo plazo entre la tasa de cambio nominal y la tasa de cambio real. Además, se muestra la forma en que el coeficiente de corto plazo ha venido disminuyendo, como consecuencia de la mayor competencia imperante en la economía. La tercera parte presenta un modelo microeconómico, que permite derivar la relación entre la *TCR* y distintas variables económicas. Se desarrollan funciones de oferta y demanda que determinan el nivel de los precios relativos de los bienes no transables. La cuarta sección estima el modelo, se encuentra que un aumento en el gasto público, aun cuando esté financiado con impuestos, aprecia la *TCR*. Por ejemplo, un aumento en un 1%, en la relación gasto público sobre PIB, revalúa la *TCR* en un 3%. Por su parte, el aumento en el ingreso per capita y la mayor productividad de los sectores transables, tales como el industrial, han contribuido en forma importante en la determinación del tipo de cambio real. Por último, se presentan algunas conclusiones.

II. RELACION ENTRE LA TASA DE CAMBIO REAL Y LA TASA DE CAMBIO NOMINAL

¿Pueden las autoridades modificar la tasa de cambio real de largo plazo por medio de una devaluación nominal?. Las pruebas de cointegración que se discuten en éste capítulo muestran una respuesta negativa. Para realizarlas, se utilizan dos indicadores de tasa de cambio real:

i) la relación entre los precios de los bienes que no se pueden transar con el resto del mundo (P_N), con los precios de los bienes transables (P_T)(aquellos que potencialmente se pueden comercializar -ya sea exportar o importar- con otros países)[2]. Un aumento en los precios relativos de los bienes no transables[3] implica que el sector productivo cuenta con menos incentivos para producir bienes transables y que el consumidor tiene mayores incentivos para aumentar su nivel de importaciones.

ii) el calculado por el Banco de la República, con base en índices de precios al productor. En el anexo 1 se muestra cómo se relacionan estos dos indicadores de tasa de cambio real, y se demuestra que están cointegrados. Además, se concluye que si bien ambos son útiles para medir la competitividad del país, los precios relativos de los bienes no transables son más relevantes para analizar la incidencia que tienen distintas variables económicas, como la productividad y el gasto público, sobre dicha posición competitiva. Por lo tanto, en los capítulos III y IV se utiliza el indicador de precios relativos.

Antes de entrar a efectuar las pruebas econométricas respectivas, hay que analizar si las tasas de cambio nominal y real son estacionarias. En el anexo 2 se encuentran los resultados de las pruebas que demuestran que estas variables son no estacionarias -I(1)-[4], o sea, que es necesario diferenciarlas una vez para transformarlas en estacionarias. Esta característica estadística tiene una repercusión importante, para que una

---

[2] Para calcular el indicador de precios relativos de los bienes no transables utilizado en este artículo, se utilizaron los deflactores de los diferentes sectores del Producto Interno Bruto (1970-1992). El criterio para separar los bienes entre no transables y transables es más o menos homogéneo en la literatura (Ver Stockman, A. y L. Tesar (1990) y De Gregorio, J. et. al.(1994)): los sectores que exporten más de un 10% de su producción se consideran transables. En consecuencia, en la economía colombiana la agricultura, la minería y la industria manufacturera se clasifican como transables. El resto de sectores -servicios como electricidad, construcción, comercio, transporte y alquileres y gobierno- se consideran no transables.

[3] $TCR = PN/PT$

[4] Meisel, A.(1994) y Herrera, S.(1989) también encuentran que la tasa de cambio nominal y la real son variables I(1). Por su parte, Echavarría, J. y A. Gaviria (1992) sostienen que la tasa de cambio real es I(0). La variable a la cual le hacen la prueba de cointegración "corresponde a los residuos de la TCR sobre una tendencia escalonada", lo cual no parece correcto. De otra parte, éste autor encuentra, utilizando los datos de Echavarría y Gaviria y la "variable de tendencia escalonada", que la variable de tasa de cambio real que ellos utilizan no es estacionaria (Estadístico t = -0.35, Prueba Ljung - Box = 0.96).

regresión entre la tasa de cambio nominal *(TCN)* y la *TCR* tenga algún sentido estadístico, se debe demostrar que estas variables están cointegradas. De lo contrario, se estaría ante un caso de las llamadas regresiones espúreas[5].

En el cuadro 1 se muestran los resultados de la prueba de cointegración entre la *TCR* y la tasa de cambio nominal: el estadístico tipo t obtenido es inferior -en términos absolutos- a los distintos valores críticos, lo que indica que no se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Esto quiere decir que movimientos en la tasa de cambio nominal no inciden en la evolución del tipo de cambio real[6]. Más específicamente, si en la economía la única variable que se modifica es la *TCN*, el nivel de equilibrio del tipo de cambio real permanece inalterado.

El resultado anterior se mantiene cuando se utiliza el otro indicador de tasa de cambio real. En efecto, al emplear el índice calculado por el Banco de la República (*TCRBR*), también se encuentra que no se puede rechazar la hipótesis de que la tasa de cambio nominal y la *TCRBR* no están cointegradas (anexo 3)[7].

Otra prueba que evalúa la neutralidad de largo plazo de la tasa de cambio nominal, ha sido desarrollado por King, R. y M. Watson (1992), este análisis, que toma en consideración el hecho de que ambas variables son no-estacionarias -I(1)-, se basa en la siguiente regresión:

Cuadro 1. PRUEBA DE COINTEGRACION

Vector de cointegración (T,1)[a]		
Log (TCR)		1,00
Log (TCN)		0,040
Dickey-Fuller estadístico t		-2,87
Valores críticos Mackinnon[b]	5%	-4,31
	10%	-3,88
Ljung-Box valor p[c]		0,89
Jarque-Bera valor p		0,18

[a] La variable de tendencia y los rezagos se incluyen cuando son significativos, de acuerdo a lo sugerido por Cambell J. y P. Perron (1991). Por su parte, (T,1) significa que el vector de cointegración incluye una constante, una variable de tendencia y un rezago.

[b] Las tablas de Mackinnon amplían las tablas de Phillips y Perron para el caso que nos concierne de una relación de cointegración con tendencia.

[c] Las dos pruebas, dados unos valores p superiores a 0.1, indican que el número de rezagos es adecuado y que los residuos son "ruido blanco".

Fuente: cálculos del autor.

$$\Delta TCRBR_t = \alpha\Delta TCN_t + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(\Delta TCN_{t-i}) + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i(\Delta TCRBR_{t-i}) + \upsilon_t \qquad (1)$$

donde el parámetro α mide la respuesta de corto plazo de la tasa de cambio real a cambios en la tasa de cambio nominal. Por su parte, el multiplicador de largo plazo se calcula de la siguiente manera:

$$MLP = [\alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i] / \sum_{i=1}^{p} \gamma i \qquad (2)$$

[5] En una regresión espúrea, los resultados estadísticos son únicamente consecuencia de la forma explosiva en que crecen las variables no estacionarias. Por lo tanto, no existe relación estadística alguna -no hay relación de equilibrio- entre las variables involucradas en la regresión.

[6] Echavarría, J. y A. Gaviria (1992) estiman un regresión en la cual la variable dependiente es el nivel de la tasa de cambio real y una de las variables independientes es el cambio en la tasa nominal (devaluación). Como se comentó en un pie de pagina anterior, la primera variable es I(1) mientras que la devaluación es I(0) -la tasa de cambio nominal es no estacionaria-. Por lo tanto, lo correcto -desde un punto de vista estadístico- es analizar si existe una relación de cointegración entre el nivel de la tasa de cambio real y el nivel de la tasa de cambio nominal.

[7] También se efectuaron pruebas de cointegración con base en la metodología de Johansen. En el anexo III-A se presentan los resultados, los cuales son aún más concluyentes en el sentido que no hay cointegración entre la tasa de cambio nominal y la tasa de cambio real -ya sean los precios relativos de los no transables o la calculada por el Banco de la República-.

La prueba de neutralidad de la tasa de cambio nominal implica que $MLP = 0$.

Los resultados se presentan en el cuadro 2 [8]. El primer hecho para resaltar es que el multiplicador de largo plazo -*MLP*- es igual a cero (Cuadro 2). Se ratifica así lo encontrado anteriormente, en el sentido que variaciones en la tasa de cambio nominal no inciden en el comportamiento de la tasa de cambio real de largo plazo.

La segunda conclusión es que la respuesta de corto plazo es de 0.36. Es decir, un cambio de 1% en la devaluación nominal aumenta, durante un trimestre, la tasa de cambio real en 0.36%. Este efecto, como se deduce del párrafo anterior, desaparece casi en su totalidad al cabo de un año.

Es importante resaltar que el coeficiente de corto plazo se ha reducido en los últimos años. En efecto, el valor del parámetro α, para el período 1975-1989, es de 0.59. Esto significa que las rigideces de corto plazo de la economía han disminuido, y se explica en la medida en que la apertura de la economía colombiana iniciada a finales de los ochenta ha aumentado la competencia en el país (Ver Calderón, A. 1995).

Por último, los resultados no dependen del número de rezagos incluidos en la regresión. En otras palabras, se obtienen conclusiones similares con rezagos mayores o iguales a uno.

El conjunto de resultados obtenidos en esta sección se pueden interpretar de la siguiente manera. Si se quiere modificar en forma permanente el nivel de la tasa de cambio real de la economía, es necesario cambiar las variables económicas reales que sí inciden en su trayectoria. Mostrar estas interrelaciones, es el objetivo principal de los siguientes capítulos.

Cuadro 2. PRUEBA DE NEUTRALIDAD DE LA TASA DE CAMBIO NOMINAL

R2 ajustado	0,12
Error estándar	0,030
Probabilidad F	0,029
Prueba autocorrelación Lagrange (5 rezagos), valor p[a]	0,13

$$\Delta TCRBR\ T = 0.36\Delta TCN_t - 11\Delta TCN_{t-1} + 0.20\Delta TCN_{t-2} - 0.03\Delta TCN_{t-3} - 0.15\Delta TCN_{t-4} - 0.15\Delta TCN_{t-5} + 0.23\ \Delta TCRBR_{t-1}$$

Prueba Wald para evaluar si:

MLP = (0.36-0.11+0.20-0.03-0.15-0.15/0.23 = 0
valor p = 0.28 [b]

[a] Además, se estimaron pruebas de autocorrelación de multiplicadores Lagrange con 1,2,3,4,5,6,7, y 8 rezagos. En todos los casos, con un valor crítico del 5%, se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación.
[b] Es decir, no se puede rechazar la hipótesis de MLP = 0.
Fuente: cálculos del autor.

III. MODELO

En esta sección se utiliza un modelo de equilibrio general para derivar los determinantes estructurales de la tasa de cambio real - los precios relativos de los bienes no transables-. Se encuentra que dichos precios relativos dependen de las productividades de los sectores de bienes transables y no transables, del ingreso per capita y del gasto público.

El modelo se caracteriza por tener dos sectores, uno que produce bienes transables y otro no transables. La sección A supone que hay perfecta movilidad de capitales y de factores. Con estos supuestos se obtienen resultados similares a los de Balassa y Samuelson, en el sentido que únicamente la oferta determina el nivel de los precios relativos de los bienes no transables. La sección B supone que no hay movilidad de capitales. Se observa que la demanda se vuelve in-

[8] Para el caso colombiano, se utilizaron las siguientes variables trimestrales, para el período 1975-1994: el logaritmo del índice de la tasa de cambio real calculado por el Banco de la República y el logaritmo de la tasa de cambio nominal.

dispensable para fijar el nivel de los precios relativos. En particular, el ingreso de los particulares y el gasto público tienen incidencia sobre la *TCR*.

A. Modelo con perfecta movilidad de capitales y de factores

La economía se divide en dos sectores principales, los cuales tienen funciones de oferta tipo Cobb Douglas:

$$Y_N = \theta_N L_N^{\beta N} K_N^{1-\beta N}$$

$$Y_T = \theta_T L_T^{\beta T} K_T^{1-\beta T} \qquad (3)$$

donde Y_i, L_i y K_i corresponden al nivel de producción, trabajo y capital en el sector respectivo, β_i representa el peso del factor trabajo en el sector *i*, y θ_i representa la productividad de los factores en el sector *i*.

Las firmas buscan maximizar,

$$PY_N - wL_N - rK_N \quad y, \quad Y_T - wL_T - rK_T \qquad (4)$$

donde *P* es el precio relativo de los bienes no transables ($P = PN/PT = TCR$), *w* el salario y *r* la tasa de interés.

La condiciones de primer orden, para el sector de los transables, son:

$$r = (1-\beta_T)\theta_T L_T^{\beta T} K_T^{-\beta T} \qquad (4a)$$

$$w = \beta_T \theta_T L_T^{-(1-\beta T)} K_T^{1-\beta T} \qquad (4b)$$

Con base en estas dos ecuaciones, se pueden explicar los principales resultados de esta sección. En un país pequeño, con libertad de comercio y sin restricciones a la movilidad de capitales, tanto la tasa de interés como el precio de los bienes transables son determinados por el resto del mundo. Esto implica que la relación capital-trabajo esta determinada por la ecuación *(4a)* y esto, a su vez, fija el nivel de los salarios del país *(4b)*.

Por lo tanto, un aumento en la productividad del sector transable -θ_T-, implica aumentos en la oferta de estos bienes, presiona el mercado laboral y, por ende, los salarios suben. Esto aumenta los costos marginales en el sector de los no transables. Para restablecer el equilibrio en este sector, el precio de los bienes no transables aumenta (se aprecia la *TCR*).

De otra parte, si la productividad aumenta en el sector de los bienes no transables, el exceso de oferta causa una disminución en el precio de dichos bienes[9], lo cual equivale, en éste modelo, a una depreciación de la tasa de cambio real.

Los resultados anteriores se pueden derivar en forma matemática. Si se toma la diferencia del logaritmo de *(4)*, y la expresión similar para el caso de los bienes no transables, se obtiene:

$$\hat{P} = \hat{\theta}_T - \hat{\theta}_N + \beta_N(\hat{K_N/L_N}) - \beta_T(\hat{K_T/L_T})$$

Donde $\hat{P}$ significa el cambio en el logaritmo de *P* y equivale, en forma aproximada, a la devaluación de la *TCR*. Si se despeja la relación capital trabajo, se encuentra[10]:

$$\hat{P} = (\beta_N/\beta_T)\hat{\theta}_T - \hat{\theta}_N \qquad (5)$$

En conclusión, bajo perfecta movilidad de capitales y de factores, los precios relativos los determina el lado de la oferta, ya que dependen sólo

---

[9] Hay que recordar que tanto los salarios como la relación capital-trabajo se determinan en el sector de transables. Consecuentemente, sólo se afecta el precio de los no transables.

[10] En esta ecuación existe un término $(\beta_N/\beta_T - 1)\hat{R}$, el cual se iguala a cero. Esto no afecta los resultados del modelo, dado que la multiplicación de dos cifras menores -en especial la primera- se aproxima a cero. Además, *R* es exógena.

de la diferencia entre la productividad del sector transable y la productividad del no transable[11]. Entre mayor sea el crecimiento relativo en la productividad de los transables, mayor será la revaluación de la tasa de cambio real. De otra parte, entre mayor sea el peso relativo del factor trabajo en el sector de los no transables ($\beta_N > \beta_T$), mayor será la presión sobre el mercado laboral que genera un aumento en la productividad de los bienes transables y, consecuentemente, mayor será la apreciación de la *TCR*.

La siguiente sección supone que no hay movilidad de capitales, y encuentra la ecuación correspondiente para los precios relativos.

B. Modelo con restricción total a la movilidad de capitales

El consumidor maximiza el valor presente de:

$$U(c_N, c_T) = c_N^{\alpha} c_T^{1-\alpha}$$

Para facilitar la exposición, se asume que el consumidor maximiza el consumo, período por período[12], sujeto a la restricción presupuestal:

$$Y = c_T + Pc_N + t$$

donde $P = P_N/P_T$, Y es el ingreso per capita y t son los impuestos.

Con base en las condiciones de primer orden se encuentra una expresión para los precios relativos en función del consumo[13]:

$$P = \alpha c_T/(1-\alpha)c_N$$

Si se toma la diferencia del logaritmo y dado que a es constante, se encuentra:

$$\hat{P} = \hat{c}_T - \hat{c}_N \qquad (6)$$

En cuanto al gasto del gobierno, éste se divide en bienes transables (g_T) y no transables (g_N). Adicionalmente, en un principio se supone que hay un presupuesto balanceado, y por lo tanto se puede derivar la siguiente expresión:

$$t = g_T + Pg_N$$

La demanda agregada de bienes no transables, por definición, es igual al consumo de este tipo de bienes de los particulares más el consumo de bienes no transables del gobierno.

$$Y_N = c_N + g_N \qquad (7)$$

Por su parte, dado que no hay movilidad de capitales, se deriva una expresión similar a *(7)* para los bienes transables. Si se combina esta ecuación, la *(6)* y la *(7)*, se obtiene la siguiente expresión:

$$\hat{P} = \psi_T \hat{Y}_T - \psi_N \hat{Y}_N - \{(\psi_T - 1)\hat{g}_T - (\psi_N - 1)\hat{g}_N\} \qquad (8)$$

donde $\psi_T = Y_T/c_T$.

Cambios en el ingreso y en el gasto público pueden afectar los precios relativos, siempre que no haya perfecta movilidad de capitales. De lo contrario, sólo afectarían la composición de la oferta y los precios relativos los determinaría la ecuación *(5)*.

La primera parte de la ecuación muestra que aumentos en el ingreso pueden tener incidencia

---

[11] Resultados similares los presentan Rogoff, K.(1992) y De Gregorio, J. et. al. (1994).

[12] En este modelo se pueden analizar shocks permanentes, no temporales. No obstante, como lo señala Rogoff, K.(1992), los resultados esenciales -la incidencia del gasto público- son similares en un modelo de maximización intertemporal.

[13] Esta condición de primer orden es idéntica a la que resulta del siguiente modelo intertemporal:

$$V_t = E_t \sum_{S=t}^{\infty} \beta^{t-s} \frac{[(C_{Ns}^{\alpha} C_{Ts}^{1-\alpha})^{1-\gamma}]}{1-\gamma}$$

Los siguientes resultados también son similares, bajo el supuesto de que hay restricción a la movilidad de capitales.

en los precios relativos. Así, por ejemplo, si la propensión a consumir bienes no transables es superior a la propensión a consumir transables, un aumento en el ingreso per cápita generaría una revaluación de la *TCR*.

En cuanto a los gastos del gobierno, se observa que estos revalúan la tasa de cambio real, siempre que la propensión del sector público a gastar en bienes no transables sea superior a la propensión a gastar en bienes transables. Por su parte, en este modelo se asume que los gasto están financiados -implican disminución del consumo-. Consecuentemente, de la ecuación *(8)* se desprende que el mayor gasto revaluará la *TCR* siempre que la propensión a gastar del sector público, en no transables, sea mayor que la del sector privado. La disminución en el ingreso disponible y el efecto que esto tiene sobre la reducción de la demanda privada por bienes no transables, no alcanza a compensar la mayor demanda del sector público.

Finalmente, si el mayor gasto público aumenta el déficit fiscal, y no hay equivalencia Ricardiana, la demanda agregada aumentará. A su vez, esto apreciará la tasa de cambio real de una forma similar a los aumentos en el ingreso per-cápita.

El siguiente capítulo estima el modelo de precios relativos de los bienes no transables, suponiendo que hay algunas restricciones a la movilidad de capitales. Por lo tanto, la regresión incluye tanto variables de oferta (ecuación 5) como de demanda (ecuación 8). Adicionalmente, dado que el presupuesto del sector público casi nunca ha estado en equilibrio, se incluye la variable déficit fiscal sobre PIB.

IV. DETERMINANTES DE LA TASA DE CAMBIO REAL

Colombia se ha caracterizado por tener diferentes restricciones a la movilidad de capitales durante las últimas décadas. Por lo tanto, es de esperar que, además de la oferta, la demanda también haya afectado la evolución de la *TCR*. En consecuencia, se estimó, para el período 1970-1992, la forma reducida del modelo expuesto en la sección anterior: el tipo de cambio real en función del logaritmo del ingreso per cápita (LYCAP), del gasto público (G/PIB), de como se financia dicho gasto (DEF/PIB) -variables de demanda- y del diferencial en la productividad de los sectores (PROD) -variable de oferta- :

$$TCR = b_0 + b_1(LYCAP) + b_2(G/PIB) + b_3(DEF/PIB) + b_4(PROD) \qquad (9)$$

donde, *TCR* es la relación entre los precios de los bienes no transables y transables. Como se indicó anteriomente, entre más aumente *TCR*, mayor será la revaluación.

Para calcular el ingreso per cápita se utiliza el Ingreso Interno Bruto per capita[14]. En la medida que los aumentos en el ingreso se hayan destinado, en una forma más que proporcional, a consumir bienes no transables, se espera que el coeficiente b_1 sea significativo y positivo.

El gasto público incluye la suma de los gastos de inversión y de funcionamiento, ponderada por el PIB para facilitar su interpretación económica[15]. Entre mayor sea el coeficiente del gasto oficial, mayor será la revaluación generada por el sector público. De otra parte, al final de esta sección se presenta una estimación en la cual se separan los gastos de inversión y de funcionamiento, por considerar que tienen distintas propensiones a consumir bienes no transables.

Se incluye además el nivel del déficit fiscal, para establecer si el financiamiento del gasto público

---

[14] El Ingreso Interno Bruto se define: *IIB=PIB+ X(tt-1)*, donde *X* son las exportaciones y *tt* los términos de intercambio.

[15] Esta ponderación es común en trabajos similares. Ver De Gregorio, J.(1994).

tiene efectos sobre el tipo de cambio real. En la medida en que no exista equivalencia Ricardiana, donde aumentos en el déficit presionan la demanda agregada, el coeficiente b_3 será significativo.

Por último, la variable PROD se deriva de la ecuación (*5*):

$$PROD = (\beta_N/\beta_T)\,\hat{\theta}_T - \hat{\theta}_N$$

Dado el mayor avance tecnológico de los sectores transables -exportaciones, productos que sustituyen importaciones, productos manufacturados y mineros etc.-, se espera que el coeficiente b_4 sea positivo.

La variable *PROD* no se puede calcular en forma directa en Colombia. Con el fin de estimarla, se construyeron proxis para los dos componentes principales de dicha variable[16]: la productividad de los factores (los θ_i) y el peso del factor trabajo (los β_i). Para los primeros, se parte de la observación empírica de que en Colombia las tasas de crecimiento del PIB $(\hat{Y})$ y de la productividad total de los factores $(\hat{\theta})$ están estrechamente correlacionadas (Ver Posada, C. 1993). Por lo tanto, se supone que las tasas de crecimiento sectoriales $(\hat{Y}_i)$ tan bien están correlacionadas con la productividad sectorial de los factores $(\hat{\theta}_i)$. De otra parte, para estimar la relación β_N/β_T se tuvo en cuenta el hecho de que en otros países ésta oscila en una forma similar a la relación $1/\beta$ (Ver gráfica en el anexo 4 para el caso de los Estado Unidos). La intuición es que la mayoría de las variaciones se presentan en el sector de los bienes transables. Por último, es conveniente anticipar que el coeficiente estimado de la variable *PROD* para el caso colombiano, es similar al estimado para varios países europeos[17].

[16] Para una explicación más detallada, ver anexo 4.

[17] Este punto se analiza en detalle más adelante.

Antes de estimar el modelo es necesario tener en cuenta que todas las variables involucradas, con excepción de la de productividad, son no estacionarias (I(1))[18]. Esto implica, como se explicó en el capítulo II, que se debe rechazar la hipótesis nula de no cointegración para que los resultados de la regresión sean válidos desde el punto de vista estadístico.

Por lo tanto, primero se hace la prueba de cointegración con base en la metodología de Johansen. Dados estos resultados, en un segundo momento se utiliza la especificación de Stock, J. y Watson, M. (1991), para estimar el modelo[19].

En el anexo 5 se presentan las pruebas de Johansen que indican la existencia de una relación de equilibrio en el largo plazo -de cointegración- entre la tasa de cambio real, el gasto público, el déficit fiscal, el ingreso per capita y el diferencial de productividades[20]. Además, se vuelve a estimar el vector de cointegración incluyendo la tasa de cambio nominal. Se encuentra que el coeficiente de ésta variable no es distinto de cero. Se verifica lo encontrado en la sección II en el sentido de que movimientos en la tasa de cambio nominal no inciden en la evolución de la tasa de cambio real.

Dado los resultados anteriores, se utilizó la metodología de Stock y Watson para obtener unos coeficientes confiables de largo plazo[21]:

[18] En el anexo 1 se presentan los resultados de las pruebas respectivas.

[19] Un enfoque similar -utilizar las pruebas de Johansen para analizar cointegración y la metodología de Stock y Watson para estimar el modelo- es empleado por Reinhart, C. (1994) y Milesi-Ferreti, G. (1994).

[20] Tambien se efectuaron las pruebas de Engle y Granger de cointegración, las cuales confirman los resultados obtenidos.

[21] Esta metodología aminora los sesgos que introducen, en una regresión cointegrada, la simultaneidad y la correlación de los residuos. En otras palabras, se eliminan los "nuisance parameters". El modelo general estimado es el siguiente:

$$Y = \beta^* X + \sum_{i=1} \sigma_i^* \Delta X_{t-i} + e_t$$

$$TCR^{22} = \underset{(-2.9)}{-1.75} + \underset{(3.98)}{0.25(LYCAP)} + \underset{(7.18)}{2.52(G/PIB)} +$$

$$\underset{(4.91)}{1.43(DEF/PIB)} + \underset{(2.47)}{0.28(PROD)}.$$

El coeficiente del ingreso per cápita (0.25) es significativo y de los niveles esperados. La experiencia de países desarrollados indica que aumentos en el ingreso per cápita generan un incremento más que proporcional en la demanda por servicios[23]. Por ejemplo, el trabajo de De Gregorio et. al. encuentra un coeficiente de 0.28 para los países de la OECD. Los resultados para Colombia muestran algo similar. El aumento en el PIB per cápita, durante el período 1970-1992, produjo una revaluación del peso del orden del 20%. Hacia el futuro, crecimientos anuales del PIB del 5%, apreciarían la tasa de cambio en cerca de 1.25%. Este resultado valida la percepción de que el desarrollo económico "fortalece" la moneda de los países.

Por su parte, el coeficiente del gasto público (2.5) es elevado y muy significativo -con probabilidad superior al 99.9%-. Un aumento del 1% en la relación gasto sobre PIB, revalúa la *TCR* en un 3% [24]. La incidencia sobre el tipo de cambio real se explica por la mayor propensión a consumir bienes no transables -con respecto al sector privado- del sector público. Este resultado implica, por ejemplo, que el crecimiento del gasto público durante el último quinquenio, generó una apreciación del tipo de cambio real del orden del 15 %.

El financiamiento del gasto público también afecta los precios relativos de los bienes no transables. Un gasto financiado con deuda tiene un mayor impacto sobre la demanda agregada que un gasto financiado con impuestos. De las regresiones se concluye que una aumento en la relación gasto de funcionamiento sobre PIB del 1%, que incremente el déficit fiscal, apreciará el tipo de cambio real en un 4%. Otra manera de mirar este resultado es que los períodos de equilibrio fiscal contribuyen a devaluar -o a evitar que se aprecie más- el tipo de cambio real.

Los resultados obtenidos permiten explicar, por ejemplo, la devaluación real de los años 1985 y 1986. Si bien es cierto que la devaluación nominal de 1985 pudo haber acelerado el proceso de depreciación de la *TCR*, las razones de dicho cambio en los precios relativos fueron, tanto la disminución del gasto como del déficit fiscal. De la misma manera, durante las últimas dos décadas y media, el déficit fiscal se ha reducido, en promedio, en un 0.07% anual. Esto ha contribuido a devaluar el tipo de cambio real.

El coeficiente del diferencial en las productividades -b_4- es significativo y del signo esperado. Además, dado que esta variable es una aproximación, es importante resaltar que el valor del coeficiente es ligeramente superior -pero del mismo orden de magnitud- al calculado por De Gregorio, J. (1994) para los países de la OECD[25].

---

[22] Estadísticos T se presentan entre paréntesis, R cuadrado ajustado = 0.95; Durbin-Watson = 1.80; Prob (Estadístico F) = .000 .

[23] En el largo plazo, la oferta y la demanda de bienes son flexibles. Por lo tanto, aumentos en el ingreso sólo apreciarán la tasa de cambio real si la elasticidad ingreso de los bienes no transables es mayor que uno.

[24] Herrera, S. (1989) encuentra que el gasto del sector público en bienes no transables afecta la devaluación real. Langebaek, A. (1993) también resalta que el gasto público aprecia la tasa de cambio real. Este trabajo, sin embargo, tiene problemas econométricos serios dado que en el modelo estimado la variable dependiente es I(0) -estacionaria- mientras que la mayoría de las variables independientes son I(1).

[25] El valor del coeficiente para los países de la OECD es de 0.23, mientras que el encontrado para Colombia es de 0.29. Se puede observar que el valor de los coeficientes colombianos es similar a los de los países de la OECD, lo cual es una señal de que los coeficientes encontrados no están sesgados -debido a una posible multicolinealidad-. De otra parte, es conveniente señalar que el modelo también se estimó sin la variable de productividad y los coeficientes de las otras variables no se modifican significativamente.

Por su parte, de la evolución promedio de ésta variable se desprende que el aumento anual en la productividad del sector de bienes transables ha sido, en promedio, superior en un 3% al respectivo incremento en los no transables. En consecuencia, y de acuerdo con los resultados de las regresiones, este factor ha contribuido a apreciar la *TCR* anual en más del 1%. El énfasis exportador que ha caracterizado la política económica durante las últimas décadas y, en general, los mayores avances tecnológicos de la industria manufacturera, han sido benéficos para el país pero también han tenido sus costos en términos de una mayor revaluación del tipo de cambio real. La menor productividad relativa del sector de los bienes no transables también ha incidido en mayores aumentos en sus precios y, por lo tanto, en un mayor nivel de inflación.

Finalmente, se estimó la misma regresión, pero con el gasto público de funcionamiento separado del gasto de inversión. Los coeficientes de las otras variables no cambian significativamente. Por su parte, y como es de esperar, el coeficiente de los gastos de funcionamiento (3.04) es notablemente superior al coeficiente del gasto en inversión (2.03). Esto se explica porque la propensión a consumir bienes no transables del primer tipo de gastos es mayor.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se encuentra que el gasto público, la productividad y el ingreso per capita explican cerca del 90% de las variaciones observadas, durante los últimas décadas, en la *TCR* de largo plazo.

También se concluye que intervenciones aisladas de las autoridades económicas en el mercado cambiario no tienen efectos, en el largo plazo, sobre el tipo de cambio real. Una política económica orientada únicamente a aumentar el nivel de la tasa de cambio nominal no afectará el nivel de largo plazo del tipo de cambio real y, por lo tanto, se reflejará en un aumento en la inflación.

En el corto plazo la tasa de cambio nominal si incide sobre la real, ya que se encontró un coeficiente de 0.36. No obstante, dicho coeficiente ha venido disminuyendo como consecuencia del proceso de apertura de la economía -menores rigideces nominales-. Además, y como se deduce del párrafo anterior, el efecto sobre la *TCR* desaparece casi totalmente al cabo de un año.

Por su parte, dado que el desarrollo económico trae consigo una profundización del sector de los servicios, de la estimación del modelo de equilibrio general se concluye que la mayor demanda relativa por dichos bienes no transables contribuye a fortalecer el peso colombiano.

Los aumentos en el gasto público financiados con impuestos revalúan el tipo de cambio real, dado que el sector público tiene una mayor propensión a consumir bienes no transables que el sector privado. Incrementos en el gasto financiados con deuda pública, tienen un impacto aún mayor -del orden de un 50 por ciento- sobre la *TCR*, debido a que también aumentan el nivel de la demanda agregada de la economía.

Por su parte, la sustitución de gastos de funcionamiento por gastos de inversión, además de las repercusiones macroeconómicas obvias, produce una devaluación del tipo de cambio real. Esto es el resultado de la disminución que se produce en la demanda agregada por bienes no transables del país.

También se concluye que las políticas que incentivan el desarrollo tecnológico en los servicios y, en general, en la producción de bienes no transables[26], contribuyen no sólo a depreciar la *TCR* sino a disminuir el nivel general de la inflación.

[26] Sobra aclarar que estas políticas son compatibles con aquellas dirigidas a mejorar la productividad en el sector transable.

Finalmente, ya que Colombia tiene una economía más abierta que la que caracterizó el período 1970-1992, la oferta agregada -la productividad de los factores- jugará un papel cada vez más preponderante en la determinación del tipo de cambio real.

Un último comentario. Los resultados de este trabajo son coherentes con la experiencia de otros países[27]. Malasia y Tailandia se caracterizaron durante los ochenta no sólo por tener las mayores entradas de capital extranjero en el mundo, sino por reducir su nivel de gasto público y por experimentar una depreciación de su tasa de cambio real. Por el contrario, países como Filipinas y Argentina, con menores influjos de capital que los primeros, aumentaron su nivel de gasto público y observaron como se apreció su moneda.

[27] Ver Corbo, V. y H. Hernández (1994).

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Balassa, B. (1964), "The Purchasing -Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, No.72, december.

Banco de la República (1993), "Principales Indicadores Económicos 1923-1992".

Barrios, A., M. Henao, C. Posada, F. Valderrama, D. Vásquez (1993), "Empleo y Capital en Colombia: Nuevas Estimaciones", *Archivos de Macroeconomía DNP*, documento No 15.

Bergstand, J. (1991), "Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence", *American Economic Review*, No.81, march.

Calderón, A. (1995), "Precios, Tasa de Cambio y Apertura de la Economía", *mimeo*, Universidad de Yale.

Campbell, J. and P. Perron (1991), "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots," National Bureau of Economic Research, *Macroeconomics Annual.*

Clavijo, S. (1990), "Productividad Laboral, Multifactorial y la Tasa de Cambio Real en Colombia", *Ensayos Sobre Política Económica*, junio.

Corbo, V. y H. Hernández (1994), "Macroeconomic Adjustment to Capital Inflows", *Policy Research Working Paper*, No.1377.

De Gregorio, J., A. Giovannini and H. Wolf (1994), "International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation", Working Paper No. 33, IMF.

Dornbush, R. (1988), "Real Exchange Rates and Macroeconomics: A Selective Survey", *NBER Working Paper Series*, No. 2775.

Echavarría J. y A. Gaviria (1992), "Los Determinantes de la Tasa de Cambio y la Coyuntura Actual en Colombia", *Coyuntura Económica*, diciembre.

Hsies, D. (1982), "The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach," *Journal of International Economics*, No.12, may.

Herrera, S. (1989), "Determinantes de la Trayectoria del Tipo de Cambio Real en Colombia", *Ensayos Sobre Política Económica*, junio.

King, R. and M. Watson (1992), "Testing Long Run Neutrality", *Federal Bank of Chicago Working Papers*, No.18.

Langebaek, A.(1993), "Tasa de Cambio Real y Tasa de Cambio de Equilibrio", *Archivos de Macroeconomía*, octubre.

Marsh, I. and S. Tokarick (1994), "Competitiveness Indicators: A Theoretical and Empirical Assessment", *Working Paper*, No. 29, IMF.

Meisel, A. (1994), "Como Determinar si el Peso está Sobrevaluado o Subvaluado", *Borradores Semanales de Economía*, Banco de la República, No. 6.

Milessi-Ferreti, G. M. (1994), "The Determinants of Korean Imports and Exports: An Empirical Investigation", *mimeo*, 1994.

Mussa, M. (1986), "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications", *Carnegie Rochester Conference Series in Public Policy*, No.25.

Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Quantiels of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics.*

Posada, C. (1993), "Productividad, Crecimiento y Ciclos en la Economía Colombiana (1967-1992)", *Archivos de Macroeconomía,* No.16, DNP.

Reinhart, C. (1994), "Devaluation, Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries", *Working Paper*, No. 140, IMF.

Rogoff, K. (1992), "Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate", *NBER Working Paper*, No. 4119.

Steiner, R. (1994), "Indice de Precios y Deflactores de la Tasa de Cambio", *Coyuntura Económica*, junio.

Stock, J. and M. Watson (1990), "A Simple MLE of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *NBER Technical Working Paper*, No. 83.

Stockman, A. and L. Tessar (1990), "The Penn World Table (Mark V): An Extended Set of International Comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics*, No. 104, may.

Anexo 1

RELACION ENTRE LOS PRECIOS RELATIVOS DE LOS BIENES NO TRANSABLES Y EL INDICADOR DE TASA DE CAMBIO REAL DEL BANCO DE LA REPUBLICA

En esta sección se deriva una expresión para el indicador de precios relativos de los bienes no transables (*TCR*), en función del indicador de tasa de cambio real que calcula el Banco de la República (*TCRBR*). Se concluye que si bien ambos indicadores son útiles para medir la competitividad del país, los precios relativos de los bienes no transables son más relevantes para analizar la incidencia que tienen distintas variables económicas, como la productividad y el gasto público, sobre dicha posición competitiva.

La tasa de cambio real calculada por el Banco de la República, con base en los índices de precios, se define de la siguiente manera:

$$TCRBR = EP^*/P$$

donde E es la tasa de cambio nominal, P^* es el índice de precios ponderado[1] del resto del mundo[2] y P es el índice de precios del país.

Este indicador también se puede escribir de la siguiente forma:

$$TCRBR = \frac{E\, P_{T^*}^{\alpha^*} P_{N^*}^{1-\alpha^*}}{P_T^{\alpha} P_N^{1-\alpha}} \qquad (1)$$

donde α^* representa el peso que tienen los bienes transables en el índice ponderado externo.

A continuación se busca una expresión que relaciona los dos indicadores de tasa de cambio real. Se considera que el cambio en el precio interno de los transables (Π_T), está determinado por el ritmo de devaluación ($\hat{e}$) y la inflación externa (Π_T^*):

$$\Pi_T = \hat{e} + \Pi_T^*$$

Si se combinan las dos últimas ecuaciones, se encuentra la siguiente expresión para la devaluación de la *TCRBR*, en función de la *TCR*:

$$\hat{TCRBR} = -(1-\alpha)(\Pi_N - \Pi_T) + (1-\alpha^*)(\Pi_N^* - \Pi_T^*)$$

$$= -(1-\alpha)(\hat{TCR}) + (1-\alpha^*)(\Pi_N^* - \Pi_T^*) \qquad (2)$$

El cambio en los precios (domésticos) relativos de los bienes no transables -la definición de TCR utilizada en este trabajo- es equivalente a la expresión $(\Pi_N - \Pi_T)$[3]. Por su parte, la definición de la *TCRBR* también incluye los precios relativos externos $(\Pi_N^* - \Pi_T^*)$. Es claro que la competitividad del país depende de la evolución de ambas relaciones de precios. Si, por ejemplo, los precios relativos de los bienes no transables en el exterior -$(\Pi_N^* - \Pi_T^*)$- crecen, las posibilidades para competir en el extranjero mejorarán.

No obstante, las variables económicas internas sólo afectan a los precios relativos internos del país. Los precios relativos externos son totalmente exógenos. Consecuentemente, para analizar la incidencia que tienen variables como el gasto público y el ingreso per capita, sobre nuestra competitividad, es mejor mirar su impacto sobre los precios relativos internos de los bienes no transables (la *TCR*).

---

[1] Para facilitar la exposición, se asume que este índice se expresa en una sola moneda -i.e. dólares-

[2] El Banco de la República utiliza los índices ponderados de los 18 principales países con los cuales Colombia tiene relaciones comerciales

[3] El signo negativo implica símplemente que aumentos en el indicador del tipo de cambio real del Banco de la República (*TCRBR*) significan una devaluación real del peso, mientras que incrementos en la *TCR* se asocian con una apreciación de la moneda.

De cualquier forma, es importante analizar como se relacionan en el tiempo los dos indicadores de tasa de cambio real; es decir, investigar si existe una relación de equilibrio de largo plazo entre la *TCRBR* y los precios relativos de los bienes no transables (*TCR*). En el Cuadro 1 se presentan distintas pruebas (de Engle y Granger, y de Johansen) donde se ve que ambas tasas están cointegradas[4]. Es decir, las dos variables oscilan juntas en el tiempo: un cambio en el nivel de equilibrio de la *TCRBR* está acompañada por un cambio similar en la *TCR*. Este resultado no es sorprendente. Refleja que la causa principal de las fluctuaciones en la *TCRBR* son las variaciones en los precios relativos internos y que ambos indicadores están bien calculados.

Cuadro 1. PRUEBAS DE COINTEGRACION

Vector de cointegración (T,1)		
log(TCR)		1.00
log(TCRBR)		0.21
Dickey-Fuller estadístico t		-4.26
Valores críticos Mackinnon	5%	-4.42
	10%	-3.96
Prueba Ljung-Box, valor p		0.27
Jarque-Bera -normalidad,valor p		0.93

Entre el logaritmo de los precios relativos de los bienes no transables (log(*TCR*)) y el logaritmo de la tasa de cambio real calculada por el Banco de la República, existe una relación de cointegración con una probabilidad superior al 93%.

Prueba de Máxima Verosimilitud de Johansen
Hipótesis nula: r=0

Vector de Cointegración	**λ Max**	**Traza**
log(TCR) y log(TCRBR)	19.7	24.7
Valor crítico 95%	14.1	15.4

Prueba de que el coeficiente del log(*TCN*) = 0 :
LR (1) = 12.82 (coeficiente de log(*TCN*) es distinto de cero con una probabilidad mayor al 99%).

Fuente: cálculos del autor.

[4] Este resultado es el opuesto al de Steiner, R. (1994).

Anexo 2
PRUEBAS SOBRE EXISTENCIA DE RAIZ UNITARIA DICKEY - FUELLER

Variable	Estadístico	Valor crítico 5%	Rezagos	Ljung - box	Jarque-Bera
Primera raíz					
TCR	Tt = - 2.82 [a]	-3.64	0	.76	0.76
LYCAP	Tt = -2.74	-3.64	0	.98	0.58
GIFPIB	Tt = -2.09	-3.64	0	.93	0.15
DEFPIB	T = -1.27	-1.95	0	.87	0.76
PRO	Tc = -3.74	-3.01	0	.66	0.61
LTCRBR	Tt = -2.26	-3.29	0	.26	0.57
LTCN	Tt = -1.04	-3.64	2	.15	0.53
Segunda raíz					
D(TCR)	T = -3.92	-1.95	0	.85	0.77
D(LYCAP)	Tt = -4.71	-3.64	0	.93	0.83
D(GIFPIB)	Tt = -3.64	-3.64	0	.79	0.20
D(DEFPIB)	T = -4.47	-1.96	0	.96	0.71
D(LTCRBR)	T = -2.87	1.96	0	.97	0.27
D(LTCN)	Tt = -3.60	-3.26 [b]	1	.18	0.59

[a] La constante, la tendencia y los rezagos se incluyen cuando son significativos, de acuerdo con lo sugerido por Campbell, J. and P. Perron (1991).

[b] Valor crítico 10%. El valor crítico 5% es 3.64. Varios estudios, como el de Meisel, A. (1994), han encontrado que la tasa de cambio nominal es una variable I (1).

TCR	Tasa de Cambio Real = Precios relativos bienes no transables.
LYCAP	Logaritmo Ingreso per cápita.
GIPIB	Gasto Público en Funcionamiento e Inversión, sobre PIB.
DEFPIB	Déficit Fiscal sobre PIB.
PRO	Diferencial de productividades.
LTCRBR	Logaritmo Tasa de Cambio Real Banco República.
LTCN	Logaritmo Tasa de Cambio Nominal.

Anexo 3
PRUEBA DE COINTEGRACION

Valor de cointegración (T,1)		
log(TCRBR)		1.00
log(TCN)		-0.59
Dickey-Fuller t estadístico		-3.32
Valores críticos Mackinnon	5%	-4.42
	10%	-3.96
Prueba Ljung-Box- valor p		0.79
Jarque-Bera -normalidad,valor p		0.55

log(TCRBR) = logaritmo Tasa de Cambio Real Banco de la República.
log(TCN) = logaritmo Tasa de Cambio Nominal.

Anexo 3A
PRUEBAS DE MAXIMA VEROSIMILITUD DE JOHANSEN
HIPOTESIS NULA: r = 0

Vector de Cointegración	**λ Max**	**Traza**
log(TCR) y log(TCN)	8.03	12.4
Valor crítico 95%[a]	14.07	15.4

Prueba de que el coeficiente del log(TCN) = 0:
LR(1)[b] = 0.73[c]

Vector de Cointegración	**λ Max**	**Traza**
log(TCRBR) y log(TCN)	12.42	18.8
Valor crítico 95%	14.07	15.4

Prueba de que el coeficiente del log(TCN) = 0:
LR(1) = 0.017

[a] Valor crítico es tomado de Osterwald-Lenum, M. (1992).

[b] Esta prueba ("likelihood ratio test") se distribuye como una Chi - cuadrado (1). En consecuencia, -con el 5% de significancia- valores de la prueba inferiores a 3.84 implican que el coeficiente es igual a cero.

[c] Este resultado es importante porque aún si se aceptara para la prueba de Johansen, un nivel crítico del 85% -con éste nivel se podría rechazar la hipótesis de no cointegración-, la prueba adicional de exclusión de restricciones ("test of exclusion restrictions") nos indica que el valor del coeficiente de la tasa de cambio nominal es igual a cero. Es decir, que son las constantes y las variables de tendencia incluidas en la prueba de Johansen, las que tienen coeficientes distintos a cero.

Anexo 4
VARIABLE DE PRODUCTIVIDAD

La variable de productividad se define como:

$$PROD = (\beta_N/\hat{\beta}_T)\hat{\theta}_T - \hat{\theta}_N$$

El problema surge debido a que en Colombia sólo se tiene información agregada acerca de la productividad total -θ (Posada, C. (1993)-, del peso del factor trabajo -β (Posada, C. (1993) - y del ingreso de los bienes transables y no transables -Y_T y Y_N-.

No obstante, se encontraron las siguientes relaciones estadísticas:

i) la relación capital-trabajo (Ver Barrios, A. et. al. 1993) permaneció casi constante durante los últimos veinte años -creció a un ritmo anual del 0.003-. A partir de esta observación, se hace el supuesto más fuerte de que la relación capital-trabajo de cada sector se ha mantenido relativamente constante. Con esta información, se calcula el logaritmo de las ecuaciones *(3):*

$$Y_N = \theta_N L_N^{\beta N} K_N^{1-\beta N}$$

$$Y_T = \theta_T L_T^{\beta T} K_T^{1-\beta T}$$

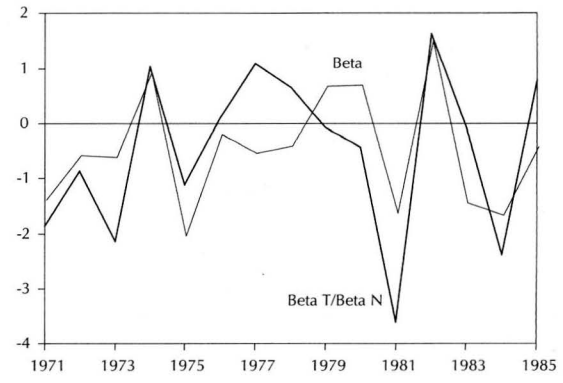
dado que la relación capital-trabajo es constante, se encuentra, en forma similar a Rogoff, K. (1992), la siguiente aproximación:

$$\hat{Y}_T \approx \hat{\theta}_T \quad y \quad \hat{Y}_N \approx \hat{\theta}_N .$$

ii) para calcular la relación que falta β_T/β_N, se tiene en cuenta lo siguiente. En diversos países, como se observa en el gráfico 1 para Estados Unidos, cambios en β tienen un comportamiento similar a los cambios en la relación β_T/β_N. Esto puede significar que la mayoría de las variaciones se presentan en el sector de los bienes transables. Por lo tanto, para el caso colombiano se utilizó la relación $1/\beta$ como una aproximación para la relación β_T/β_N.

Con base en estos supuestos se calculó la variable PROD para Colombia.

Gráfico 1. CAMBIOS EN BETA Y BETA T/N EN ESTADOS UNIDOS



Fuente: International Financial Statistics y cálculos del autor

Anexo 5
PRUEBA DE MAXIMA VEROSIMILITUD DE JOHANSEN

Modelo estimado:

$b_0 TCR + b_1(LYCAP) + b_2(G/PIB) + b_3(DEF/PIB) + b_4(PROD) \approx I(0)$
(Hipótesis nula: r=0)

	λ Max	Traza
Valores encontrados	55.84	112
Valor crítico 95%[a]	34.40	76.07

Por lo tanto, las variables están cointegradas.

Prueba de Exclusión de Restricciones

Modelo estimado:

$b_0 TCR + b_1(LYCAP) + b_2(G/PIB) + b_3(DEF/PIB) + b_4(PROD) + b_5(TCN) \approx I(0)$

Hipótesis nula	LR(1) Estadístico[b]	Valor crítico 5%
$b_5 = 0$	0.13	3.84

En consecuencia, el coeficiente de la tasa de cambio nominal no es distinto de cero.

[a] Valor crítico es tomado de Osterwald - Lenum, M. (1992)

[b] Esta prueba se distribuye como una Chi-cuadrado, con un grado de libertad y valor crítico del 5%. Esto quiere decir que si el resultado de la prueba es inferior a 3.84, el coeficiente respectivo no es distinto de cero.