
DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN COLOMBIA. UN MODELO NEOKEYNESIANO

*Álvaro Martín Moreno Rivas**

INTRODUCCIÓN

Entre los economistas colombianos resurge con cierta regularidad la controversia en torno a los determinantes de la apreciación real del peso. Si bien el análisis económico moderno y la aplicación de técnicas sofisticadas han elevado el nivel del debate, el centro de la discordia es el mismo: para algunos, la fortaleza de la moneda nacional frente a la de los socios comerciales obedece a la acción deliberada de las autoridades económicas, que buscan objetivos diversos (contrarrestar choques externos) y reducen el ritmo de devaluación. En el otro extremo están los que sostienen que la tasa de cambio nominal (en niveles) o la devaluación nominal (en diferencias) no tiene efecto alguno sobre el tipo de cambio real en el largo plazo; aunque no niegan que en el corto plazo se puede ganar competitividad, aclaran que esta se desvanece como flor de un día con una mayor inflación.

A comienzos de los años ochenta, Montes (1982) planteó que la revaluación del peso entre 1975 y 1977¹ obedeció a “la clara decisión de política consistente en frenar la tasa de devaluación del certificado de cambio a su nivel más bajo de la década (4,5%), con el fin de facilitar el control monetario ante una espiral inflacionaria ascendente y tasas externas de inflación relativamente bajas”. Tuvieron que pasar algunos años para que Herrera (1989) respondiera y cuestionara la hipótesis “nominalista”. Mediante un análisis simple de regre-

* Profesor asistente de la Universidad Nacional de Colombia y profesor catedrático de la Universidad Externado de Colombia, amoren65@yahoo.es, calle 12 n.º 1-17 este, Bogotá. Fecha de recepción: 18 de junio de 2002; fecha de aceptación: 27 de junio de 2002.

¹ La revaluación real del tipo de cambio entre 1975 y 1977 fue de 14,4%.

sión lineal, demostró que el determinante fundamental de la apreciación del peso no fue la desaceleración del ritmo de devaluación sino el cambio de otras variables reales del lado de la demanda: el gasto público real y la tasa de interés reales, los términos de intercambio y los flujos de endeudamiento externo que permitieron un mayor gasto privado.

Aunque su ecuación no se refería al tipo de cambio real en niveles sino a la primera diferencia del precio relativo, llegó a afirmar que “Se encontró que la devaluación nominal tiene un efecto instantáneo importante sobre el tipo de cambio real, pero al año siguiente parte de esta ganancia se pierde. No obstante, la devaluación nominal se traduce en devaluación real, lo cual es un efecto importante, de naturaleza permanente, sobre el tipo de cambio real”. Esta última observación es difícil de mantener desde una perspectiva intertemporal. Calvo, Reinhart y Vegh (1994) encontraron que la trayectoria del tipo de cambio real es independiente de los cambios permanentes del ritmo de devaluación; además mostraron que todo intento de ganar puntos adicionales con una devaluación real termina siempre en presiones inflacionarias.

En un simposio reciente, Ocampo y Gómez (1997) mostraron que la revaluación del tipo de cambio real que tuvo lugar entre 1990 y 1995 se podía explicar por la reducción del ritmo de devaluación nominal (11,4%), la mejora de los términos de intercambio (4,8%) y los flujos de capitales (5,7%). En cambio, las políticas fiscales y crediticias jugaron un papel compensatorio. En particular, encontraron que para algunas especificaciones dinámicas del modelo econométrico (rezagos), la política cambiaria podía tener efectos permanentes sobre el tipo de cambio real.

Calderón (1997) estimó un modelo de tipo de cambio real de equilibrio, y encontró que las variables que explican la mayor parte de la revaluación real durante los noventa fueron el aumento del gasto público y los incrementos de productividad del sector transable del país y del resto del mundo con respecto al sector no transable colombiano. Un factor que contrarrestó el efecto de revaluación “real” fue la apertura económica.

Carrasquilla y Arias (1997) construyeron y calibraron un modelo intertemporal que les permitió estimar el efecto de varios choques reales sobre el tipo de cambio real. Encontraron que la revaluación del peso durante los noventa se explica por el efecto oro negro (5,33%), el aumento relativo de la productividad de los sectores transable y no transable (9%), el incremento del gasto público (3%) y el choque de preferencias (5,4%). Para ellos, estos resultados desmienten los de

Ocampo y Gómez, pues ni el régimen monetario ni la política cambiaria afectaron el comportamiento del precio relativo de los bienes transables y no transables. Según ellos, la verdad es que dichos movimientos obedecen a la trayectoria de equilibrio del tipo de cambio real.

Cabe señalar que en su reseña del debate, Junguito (1997) no hizo ninguna referencia al trabajo de Ocampo y Gómez, sino que en esencia se dedicó a confirmar los resultados de Calderón (1997) y Carrasquilla y Arias (1997). La manera como ordenó las variables causantes de la revaluación de tipo de cambio real concuerda con su interés en resaltar un factor en especial (efecto de primacía) y no con su verdadero peso cuantitativo: “Aunque las metodologías utilizadas difieren del conjunto de ejercicios realizados, aparece que aunque la revaluación real ha obedecido a múltiples factores, según se esperaría de acuerdo con la literatura, los principales parecen ser el *crecimiento del gasto público; el mejoramiento de la productividad en Colombia, particularmente de bienes transables y la agricultura; el gasto privado estimulado por el crédito interno y externo, y el boom petrolero*”².

El objetivo del presente trabajo es construir un modelo de tipo de cambio real de equilibrio siguiendo los desarrollos de la escuela neokeynesiana y estimarlo de acuerdo con los criterios metodológicos de la escuela inglesa de econometría.

EL MODELO DE TIPO DE CAMBIO REAL

El tipo de cambio real es uno de los precios relativos más importantes en una economía pequeña y abierta. En la literatura se han propuesto dos definiciones: la primera, conocida como paridad del poder de compra (PPP), se expresa formalmente como:

$$ER_{PPP} = \frac{eP^*}{P} \quad (1)$$

Donde ER_{PPP} es el tipo de cambio real; e , el tipo de cambio nominal; P^* , el nivel de precios externos y P , el nivel de precios internos. Este índice informa sobre el grado de competitividad de las exportaciones

² En una nota de pie de página, Hirschman (1977) reseña una interesante investigación en psicología. Dice que “cuando se leen varios adjetivos relativos a la personalidad de los sujetos del experimento, el juicio global acerca de la persona descrita por los adjetivos depende del orden en que se hayan nombrado los adjetivos, de tal modo que los nombrados primero reciben aparentemente mayor peso. Por ejemplo, la secuencia ‘inteligente, prudente, caprichosa, egoísta’ produce una mejor impresión general que la secuencia inversa. Este fenómeno se conoce como el ‘efecto de primacía’”.

de un país en los mercados mundiales. La segunda es más conocida y aceptada en la actualidad. El tipo de cambio real se expresa como la relación de precios de los bienes transables y no transables:

$$\text{TCR} = \frac{eP_T^*}{P_{NT}} \quad (2)$$

Donde TCR es el tipo de cambio real; e, el tipo de cambio nominal; P_T^* , el precio externo de los bienes transables y P_{NT}^* , el precio de los bienes no transables. La información que ofrece este índice se refiere al grado de rentabilidad (competitividad) del sector transable con respecto al sector no transable dentro de las fronteras de la economía nacional. En general, el índice de paridad del poder de compra y el tipo de cambio real medido de esta manera no coinciden necesariamente y pueden tener sentidos opuestos (Edwards, 1989).

En la literatura internacional acerca de los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio, éste se define como en la expresión (2). Los modelos convencionales dividen la economía en dos sectores: transables y no transables, mientras que el tipo de cambio real de equilibrio se define como:

el precio relativo de los bienes comercializables y los no comercializables, que para unos valores dados (de equilibrio) sostenibles de otras variables pertinentes (como impuestos, precios y tecnología) produzca simultáneamente el equilibrio interno y el externo. El equilibrio interno significa que el mercado de bienes no comercializables se liquida en el período en curso, y se espera que se mantenga equilibrado en períodos futuros. El equilibrio externo se alcanza cuando queda satisfecha la restricción presupuestaria intertemporal, según la cual la suma descontada de la cuenta corriente de un país tiene que ser igual a cero (Edwards, 1989).

Si bien el estudio del papel de los bienes transables y no transables en el ajuste del tipo de cambio real y la balanza de pagos se remonta a autores como Taussig, Graham y Ohlin, su tratamiento riguroso en un contexto de equilibrio general se inició con los modelos de “economía dependiente”. Su principal aplicación fue la evaluación de los efectos de choques reales -como los descubrimientos de nuevos recursos naturales y bonanzas de precios de bienes primarios de exportación- sobre el tipo de cambio y la asignación de recursos entre sectores productivos. En general, esos modelos privilegiaron los factores de demanda. Su popularización entre los técnicos obedeció a las trágicas predicciones del “efecto gasto” y el “efecto movimiento de recursos”, pues indicaban que un *boom* externo de un recurso natural puede llevar a la desindustrialización o a la enfermedad holandesa.

De otro lado, los trabajos de Samuelson (1964) y Balassa (1964) estudiaron el papel de los factores de oferta -como los cambios de productividad del sector transable- en la determinación de la dinámica y el comportamiento del tipo de cambio real (Turnovsky, 1997). Sólo recientemente se ha comenzado a integrar la estructura del modelo de economía dependiente en modelos intertemporales. Ejemplos interesantes se encuentran en Wincoop (1993) y Zana (1998), que estudiaron el caso del sector de la construcción en un modelo de optimización dinámica. Edwards (1989) construyó un modelo de dos períodos que permite examinar más rigurosamente los efectos de cambios temporales, permanentes y esperados sobre el vector de variables de los fundamentales del tipo de cambio real.

Por último, en un contexto menos convencional se pueden resaltar dos importantes investigaciones. El trabajo de Krugman (1987), que mostró que los factores monetarios pueden afectar de manera permanente la estructura real de la economía. Su autor mostró que en un mundo donde existen externalidades tecnológicas, los choques transitorios pueden tener efectos sobre el comercio. Además, que una política monetaria muy restrictiva de larga duración conduce irremediablemente a la enfermedad holandesa. Otro resultado interesante es el de Baldwin y Krugman (1989), que mostraron que la existencia de costos irreversibles para entrar en un mercado y la incertidumbre sobre el precio de la divisa pueden generar “histéresis” en el tipo de cambio real. En particular, una gran entrada de flujos de capitales transitorios puede tener efectos permanentes sobre el tipo de cambio real.

En síntesis, “después de un gran *shock*, la tasa de cambio falla a retornar a su valor original, incluso después de que el *shock* se haya disipado. En particular, un cambio de política (tal como una aguda reducción en el *stock* de moneda doméstica) que cause una aguda apreciación de la moneda puede resultar en una persistente reducción del tipo de cambio real de equilibrio” (Baldwin y Krugman, 1989). Por supuesto, estos resultados contradicen la visión convencional de los modelos de economía dependiente.

El modelo que se presenta a continuación es una versión del modelo de economía dependiente en un contexto de competencia monopolista. Existen dos sectores. El sector de los bienes no transables cuyas empresas enfrentan una curva de demanda perfectamente elástica, precios flexibles, y está siempre en equilibrio; y el sector de los bienes transables que funciona bajo la norma de competencia monopolista. Existen n bienes diferenciados, cada uno monopolizado por un solo productor. El modelo es estático y tiene el objetivo de evaluar

intuitivamente los resultados de choques diversos sobre la dinámica del tipo de cambio real.

LOS HOGARES Y LAS CURVAS DE DEMANDA

Existen m familias en la economía. Todas tienen las mismas preferencias y enfrentan una restricción presupuestal similar. El ingreso de la familia representativa se define como Y_i neto de impuestos. Sólo hay un bien no transable C_{NT} y n bienes transables diferenciados C_{jT} , $j = 1, \dots, n$. Todos los bienes son normales y por ello cuando aumenta el ingreso de las familias se incrementa la demanda de todos los bienes. La familia i resuelve el siguiente problema de optimización:

Maximizar

$$U^i(C_{NT}, C_T) = C_{NT}^\mu C_T^{1-\mu} \quad (3)$$

Sujeto a:

$$Y_i = P_{NT}C_{NT} + P_T C_T \quad (4)$$

Donde

$$C_T = \left[\sum_{j=1}^n C_{jT}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (5) \text{ y } (6)$$

$$P_T = \left[\sum_{j=1}^n (P_{jT}(1+t_{jT}))^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

Este problema de optimización estática se puede resolver más fácilmente en dos pasos: 1. Se determina la distribución óptima del gasto entre bienes transables y no transables. 2. Una vez conocida la parte del ingreso que la familia destina a la compra de bienes transables, se determina la demanda de cada bien C_{jT} . Esto se resuelve como un problema de minimización de gasto en bienes transables sujeto a (5).

El lagrangeano correspondiente a la maximización de la función de utilidad (3) sujeta a la restricción presupuestal (4) es:

$$L = C_{NT}^\mu C_T^{1-\mu} + \lambda \left(\frac{Y_i}{P_T} - C_T - \pi * C_{NT} \right) \quad (7)$$

Las condiciones de primer orden son:

$$\frac{\partial L}{\partial C_{NT}} = \mu C_{NT}^{\mu-1} C_T^{1-\mu} - \lambda \pi = 0 \quad (8) \text{ y } (9)$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_T} = (1-\mu) C_{NT}^{\mu} C_T^{-\mu} - \lambda = 0$$

Dividiendo (8) sobre (9) y haciendo algunos juegos algebraicos, tenemos:

$$\frac{C_T}{C_{NT}} = \frac{\pi (1-\mu)}{\mu} \quad (10)$$

Donde, $\pi = \frac{P_{NT}}{P_T}$

es decir, el inverso del tipo de cambio real. Utilizando la restricción presupuestal y la relación (10) encontramos las participaciones de los bienes transables y no transables en el gasto total de la familia. La expresión de los bienes no transables es:

$$C_{NT} = \frac{\mu Y_i}{\pi P_T} \quad (11)$$

Para los transables se determina mediante la siguiente expresión:

$$C_T = (1-\mu) \frac{Y_i}{P_T} \quad (12)$$

El segundo paso exige resolver un problema de minimización de gasto en bienes transables diferenciados, sujeto al índice (5). La formulación analítica es la siguiente:

Minimizar:

$$\sum_{j=1}^n P_{jT} (1+t_{jT}) C_{jT} \quad (13)$$

Sujeto a:

$$C_T = \left[\sum_{j=1}^n C_{jT}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (14)$$

El lagrangeano asociado es:

$$L = \sum_{j=1}^n P_{jT}(1+t_{jT})C_{jT} + \lambda \left[C_T - \left[\sum_{j=1}^n C_{jT}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right] \right] \quad (15)$$

Las condiciones de primer orden para $k = j = 1, 2, \dots, n$ son:

$$\frac{\partial L}{\partial C_{jT}} = P_{jT}(1+t_{jT}) - \frac{\lambda \sigma}{\sigma-1} \left[\sum_{j=1}^n C_{jT}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\sigma-1}{\sigma} C_{jT}^{-\frac{1}{\sigma}} = 0 \quad (16)$$

Para el bien k tenemos una expresión similar:

$$\frac{\partial L}{\partial C_{kT}} = P_{kT}(1+t_{kT}) - \frac{\lambda \sigma}{\sigma-1} \left[\sum_{k=1}^n C_{kT}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\sigma-1}{\sigma} C_{kT}^{-\frac{1}{\sigma}} = 0 \quad (17)$$

Dividiendo la expresión (16) entre la (17) y cancelando términos, llegamos a:

$$\frac{P_{jT}(1+t_{jT})}{P_{kT}(1+t_{kT})} = \left[\frac{C_{jT}}{C_{kT}} \right]^{\frac{1}{\sigma}} \quad (18)$$

Haciendo nuevos juegos algebraicos, llegamos a la expresión:

$$C_{jT} = \frac{C_{kT}}{\left[\frac{P_{jT}(1+t_{jT})}{P_{kT}(1+t_{kT})} \right]^{\sigma}} \quad (19)$$

Si reemplazamos (19) en la expresión de gasto:

$$\sum_{j=1}^n P_{jT}(1+t_{jT})C_{jT} = (1-\mu) Y_i \quad (20)$$

Y haciendo los cálculos respectivos, se llega a:

$$C_{kT} = \frac{[P_{kT}(1+t_{kT})]^{-\sigma} (1-\mu) Y_i}{\sum_{j=1}^n [P_{jT}(1+t_{jT})]^{1-\sigma}} \quad (21)$$

Resolviendo para el caso simétrico, $C_{jT} = C_{kT}$, tenemos:

$$C_{jT} = \frac{[P_{jT}(1+t_{jT})]^{-\sigma} (1-\mu) Y_i}{\sum_{j=1}^n [P_{jT}(1+t_{jT})]^{1-\sigma}} \quad (22)$$

Sabiendo además que:

$$P_T^{1-\sigma} = \sum_{j=1}^n (P_{jT}(1+t_{jT}))^{1-\sigma} \quad (23)$$

Remplazando (23) en (22) y reordenando, tenemos finalmente la expresión de la demanda de cada bien transable j :

$$C_{jT}^i = \frac{(1-\mu) Y_i}{P_T} \left[\frac{P_{jT}(1+t_{jT})}{P_T} \right]^\sigma \quad (24)$$

Así, la demanda de cada bien transable j es una función positiva del ingreso real medido en términos de bienes transables y negativa de su precio relativo respectivo. La elasticidad de la demanda para todo j es igual a σ .

LAS EMPRESAS Y EL LADO DE LA OFERTA DE BIENES

Suponemos que existe un gran número de empresas, cada una de las cuales produce un bien transable. Los monopolistas enfrentan una función de demanda agregada similar a la de la ecuación (24). Por supuesto, para obtener la cantidad demandada se tienen que agregar o sumar las demandas individuales de cada familia i . Las firmas enfrentan una función de costos medios decrecientes y costos marginales constantes. La producción se realiza utilizando un solo factor productivo: el trabajo. Los requerimientos del insumo de cada empresa j del sector transable se pueden expresar como:

$$L_{jT} = \alpha + \beta X_{jT} \quad (25)$$

Donde, L_{jT} son las unidades de trabajo de la empresa j del sector transable y x_{jT} es la oferta del bien j del sector transable. Por tanto, el costo total en que incurre cada monopolista se representa como:

$$C(X_{jT}) = \alpha w + \beta w X_{jT} \quad (26)$$

Donde w es la tasa de salario que se considera dada para la empresa. Derivando (26) con respecto a x_{jT} se encuentra el costo marginal, igual a βw . Como cada monopolista busca maximizar su ingreso, la regla para determinar su precio exige que el ingreso marginal se iguale al costo marginal, lo cual implica que el precio del monopolista de la empresa j es igual a:

$$P_{jT} = \frac{\beta w}{1 - \frac{1}{\sigma}} \quad (27)$$

Con esta condición y la expresión (24), se deduce la oferta del productor del bien j del sector transable:

$$X_{jT} = \sum_{i=1}^m C_{jT}^i = \frac{(1-\mu) \sum_i Y_i}{P_T} \left[\frac{P_{jT}(1+t_{jT})}{P_T} \right]^\sigma \quad (28)$$

Las empresas del sector no transable producen un bien homogéneo y están sujetas a la regla de competencia perfecta. Toman los precios del bien no transable y los salarios como dados. Las firmas del sector maximizan sus ganancias sujetas a la restricción tecnológica descrita por la función de producción.

Maximizar:

$$B = \pi X_{kN}(L_{kN}) - \frac{w}{P_T} L_{kN} \quad (29)$$

Sujeta a:

$$X_{kN} = [L_{kN}]^\gamma \quad (30)$$

Donde B son los beneficios reales medidos en términos del sector transable; Y_{kN} , la producción de la firma k del sector no transable; L_{kN} , la cantidad de trabajo demandada por la empresa k del sector no transable y $\gamma < 1$. La solución de este problema conduce a la siguiente función de oferta para la empresa k :

$$X_{kN} = \left[\frac{w}{\gamma \pi} \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad (31)$$

EL GOBIERNO Y LA DEMANDA DE BIENES TRANSABLES Y NO TRANSABLES

El gobierno recauda ingresos por impuestos globales sobre el ingreso de las familias (T) y de los aranceles que impone a las importaciones (t_{jT}). El modelo no presenta una desagregación explícita de los bienes

transables entre importaciones y exportaciones³. Para simplificar, se supone que el arancel para los bienes importados es positivo y cero para los bienes exportados. Así,

$$T_T = \sum_{j=1}^n \frac{t_{jT} P_{jT} X_{jT}}{P_T} \quad (32)$$

La restricción presupuestal y el gasto total del gobierno son iguales a:

$$\begin{aligned} T + T_T &= G \\ G &= g_{NT} + g_T \end{aligned} \quad (33)$$

Donde

$$g_{NT} = (1 - \varepsilon)G$$

es el monto del gasto del gobierno en bienes no transables y

$$g_T = \varepsilon G$$

el correspondiente a bienes transables.

El modelo se cierra con las tres condiciones de equilibrio. La primera dice que el mercado de bienes no transables siempre se vacía, es decir, la oferta es igual a la demanda.

$$\sum_{k=1}^m X_{kNT} = \sum_{i=1}^m C_{NT}^i + g_{NT} \quad (34)$$

La segunda establece el equilibrio de la balanza de pagos, en la que se ignoran los pagos de intereses por deudas acumuladas en el pasado.

$$\sum_{j=1}^n X_{jT} - \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n C_{jT}^i - g_T - FK = 0 \quad (35)$$

Donde FK son los flujos netos de capital que por ahora consideramos exógenos. Y la tercera es la condición de equilibrio del mercado laboral:

$$\bar{L} = \sum_{j=1}^n L_{jT} + \sum_{k=1}^m L_{kNT} \quad (36)$$

³ El hecho de que no se presente explícitamente una ecuación no quiere decir que no exista. Es decir, se podría definir el precio de los bienes transables como un promedio ponderado de los precios de los bienes importados y exportados.

El tipo de cambio real de equilibrio se deriva de la solución del modelo y su nivel debe garantizar que se cumplan las condiciones (34), (35) y (36) simultáneamente. Sin embargo, para la estimación econométrica, podemos expresar el tipo de cambio real como una función implícita de sus fundamentales macroeconómicos:

$$\text{TCRE} = f(\text{TINT}, t_{\text{TM}}, \text{FK}, g_{\text{T}}, g_{\text{NT}}) \quad (37)$$

El tipo de cambio real de equilibrio es una función de los términos de intercambio (TINT), el grado de apertura de la economía (protección arancelaria), los flujos de capitales (FK) y el gasto público (G).

Una ventaja de la presente especificación es que basta introducir pequeños costos de menú para que los precios de los bienes transables permanezcan rígidos ante cambios en la demanda agregada, cualquiera que sea su origen: un choque monetario negativo o una devaluación intempestiva de la moneda nacional (Blanchard y Fischer, 1989; Romer, 1996).

METODOLOGÍA Y ESTIMACIÓN DEL MODELO DE TIPO DE CAMBIO REAL

Todo modelo empírico no es más que una representación del verdadero proceso de generación de los datos (PGD). En realidad, las diferentes re combinaciones paramétricas en competencia (modelos rivales) no son independientes, expresan simplemente las restricciones que impone la teoría y las propiedades fundamentales de los datos. Si bien los modelos teóricos son creaciones libres de la mente humana cuya validez es puramente lógica, los modelos empíricos deben cumplir condiciones adicionales. En primer lugar, un modelo empírico es teóricamente consistente si reproduce el modelo teórico en las condiciones supuestas por la teoría. En segundo lugar, un modelo empírico es admisible si sus predicciones satisfacen todas las restricciones de los datos con probabilidad 1. Por último, un modelo empírico es tentativamente adecuado para caracterizar los datos condicionales si integra a todos los rivales como casos particulares, su proceso de error es una innovación en la media, sus parámetros de interés son constantes, y sus variables condicionales corrientes son débilmente exógenas para los parámetros de interés (Hendry y Richard, 1982).

Sea x_t un vector de variables aleatorias de R^n para las cuales existen ($t = 1, \dots, T$) observaciones disponibles. Sea x_0 la matriz que representa las condiciones iniciales. Podemos ahora definir la información disponible en “t”:

$$X_{t-1} = \begin{bmatrix} X_o \\ X'_{t-1} \end{bmatrix}$$

El proceso que genera las T observaciones se representa por la densidad de probabilidad conjunta:

$$D(X_T | X_o, \theta)$$

donde θ es un vector de parámetros. En la medida en que gran parte del trabajo sobre modelos empíricos se concentra en submodelos condicionales, podemos particionar el vector X en dos vectores: $y_t \in \mathbb{R}^p$ y $z_t \in \mathbb{R}^q$ con $p + q = n$. Así mismo, particionamos el vector de parámetros en λ_1 y λ_2 . Ahora podemos representar la función de densidad conjunta del PGD por medio de la siguiente factorización:

$$D(X_t | X_{t-1}, \theta) = D(y_t | z_t, X_{t-1}, \lambda_1) D(z_t | X_{t-1}, \lambda_2) \quad (38)$$

Donde el primer término del lado derecho de la expresión (38) es la distribución condicional de y_t dada z_t y el segundo, la distribución marginal de z_t . En general, el conjunto no vacío de modelos empíricos corresponde a estimaciones de los parámetros de la distribución condicional. Ahora bien, la construcción de modelos es un proceso secuencial de reducción y reparametrización. Se parte de un modelo general de variables y relaciones dinámicas (rezagos) y se procede a estimar los parámetros de interés, sometiendo los resultados de cada paso a una serie de pruebas de las propiedades de los errores y a la comprobación de la constancia de los parámetros. En este contexto, es imprescindible el análisis de la exogeneidad de las variables del modelo condicional. En efecto, la inferencia estadística, la validez de las proyecciones y los ejercicios de simulación de política económica dependen esencialmente de que se cumplan los siguientes tipos de exogeneidad.

Se dice que z_t es débilmente exógena sobre el período muestral para un conjunto de parámetros de interés ϕ si y sólo si existe una reparametrización con (λ_1, λ_2) tal que: a) ϕ es una función de λ_1 ; b) en la factorización (37) λ_1 y λ_2 varían independiente y libremente. Es decir, los parámetros del modelo condicional se pueden estimar sin tener en cuenta la información de la distribución marginal. Cuando las variables son exógenas débiles, la inferencia estadística es válida. De otro lado, la exogeneidad débil permite decidir cuál es la dirección de la regresión. En el caso bivariado, por ejemplo, una regresión de y_t sobre z_t conduce a los parámetros de interés solamente en la dirección señalada y no a la inversa.

Se dice que z_t es exógena fuerte si se cumplen dos condiciones: a) z_t es exógena débil y b) z_t no es causada, en el sentido de Granger, por y_t . En términos formales:

$$D(z_t|X_{t-1}, \lambda_2) = D(z_t|z_{t-1}, Y_0, \lambda_2)$$

Cuando una variable es exógena fuerte para un conjunto de parámetros, se pueden hacer proyecciones y pronósticos de las series correspondientes.

Se dice que z_t es superexógena para un conjunto de parámetros ϕ si cumple dos condiciones: a) es débilmente exógena para ϕ y b) el modelo condicional

$$D(y_t|z_t, X_{t-1}, \lambda_1)$$

es estructuralmente invariante, es decir, todos los parámetros son invariantes ante cualquier cambio de la distribución marginal. La condición de superexogeneidad invalida la crítica de Lucas y permite realizar ejercicios de simulación del cambio de políticas económicas. La superexogeneidad invalida la inversión del modelo de probabilidad condicional (Engle, Hendry y Richard, 1983).

El modelo empírico del tipo de cambio real se derivó siguiendo la metodología descrita en los párrafos anteriores. Además se combinó el análisis de series integradas de orden uno I (1) y la metodología de cointegración, como sugiere la escuela inglesa de econometría. Se partió de un modelo general en diferencias que incluye los errores de la ecuación cointegrante de las variables en niveles. Posteriormente se procedió a reducir y reparametrizar la ecuación, sometiendo en cada paso el modelo resultante a una serie de pruebas estadísticas que validaron su consistencia con los datos. El modelo general fue el siguiente:

$$\begin{aligned} \text{DLTCR}_t = & \alpha + \sum_{i=1}^3 \beta_i \text{DLTCR}_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \phi_i \text{DLG}_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \delta_i \text{DLTINT}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^3 \theta_i \text{DFK}_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \rho_i \text{DLAP}_{t-i} + \psi u_{t-1} + n_t \end{aligned}$$

El primer paso consistió en evaluar el grado de integración de todas las variables utilizadas. Los resultados se presentan en el cuadro 1.

Cuadro 1.
Pruebas de raíz unitaria

Variable	Prueba ADF	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%
Tipo de cambio real	2,9	4,1	3,5
Grado de apertura	3,2	4,1	3,5
Gastos de funcionamiento	3,3	4,1	3,5
Gastos de inversión	5,0 *	3,5	2,9
Devaluación	3,8 *	3,5	2,9
Flujos de capital	3,3 **	3,5	2,9
Términos de intercambio	1,8	3,5	2,5
Gasto total	3,2	4,1	3,5

* Se rechaza la hipótesis de presencia de una raíz unitaria al 1%.

** Se rechaza la hipótesis de presencia de una raíz unitaria al 5%.

Nota: se realizaron pruebas para la presencia de una segunda raíz unitaria. En todos los casos se rechazó la hipótesis nula. No se presentan los resultados.

Como se puede observar, únicamente el logaritmo del gasto público en inversión y la devaluación son series estacionarias. Las variables restantes son integradas de orden uno I (1). Para evitar el problema de regresión espuria -común cuando se trabaja con este tipo de series- es necesario evaluar si las variables en cuestión presentan relaciones de equilibrio de largo plazo. Se utilizaron las pruebas econométricas de cointegración de Engle y Granger (1987) y de Johansen (1988). Los resultados se presentan en el cuadro 2.

Cuadro 2.
Prueba de cointegración

	Engle- Granger	Valor propio	LR	Crítico 5%	Crítico 1%	Hipótesis n.º de CES
(L _{tcr} , L _g ,	2,1**	0,55	88,7*	87,3	96,5	Ninguno
F _k , L _{tint} ,		0,44	51,8	62,9	70,0	máximo 1
L _{aper})		0,20	23,6	42,4	48,4	máximo 2
		0,13	12,4	25,3	25,3	máximo 3
		0,10	5,2	12,2	12,2	máximo 4

**Rechaza la hipótesis nula de no cointegración al 5%. Los valores críticos de la prueba de Engle y Granger son 2,6 (1%) y 1,9 (5%).

Una vez se confirmó la presencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, es decir, que el índice del tipo de cam-

bio real (LTCR), el gasto público (LG), los términos de intercambio (LTINT), los flujos de capital (FK) y el grado de apertura⁴ (LAPER) están cointegrados, se procedió a estimar el modelo general en diferencias incluyendo los errores de la regresión cointegrante (en niveles). Los resultados se reportan en el cuadro 3.

Cuadro 3.
Modelo de tipo de cambio real

Variable dependiente DLTCR		
Período 1950-1999		
Variable	Coefficiente	Estadístico t
C	0,0209*	3,05
DLCTR(-1)	0,8265*	8,96
DLTCR(-2)	-0,4000*	-4,28
DFK(-3)	-0,0155*	-4,21
DLTINT(-2)	0,1716*	4,01
D(DLTCN)	0,1962*	3,75
D(DLAP)	0,3282*	5,40
DLG(-2)	-0,047	-1,41
DLTINT	-0,1200*	-3,00
U(-1)	-0,123*	-3,75
Probabilidad de rechazo		
R-Cuadrado	0,78	
R-Ajustado	0,73	
Sum de los errores ²	0,067	
LM(1)	1,8	0,17
LM(2)	1,9	0,38
ARCH(1)	1,7	0,18
ARCH(2)	1,7	0,40
Ramsey	3,2	0,35
Heterocedasticidad White	10,5	0,91
Jarque Bera	0,3	0,38

* Significativamente diferente de cero al 1%.

** Significativamente diferente de cero al 5%.

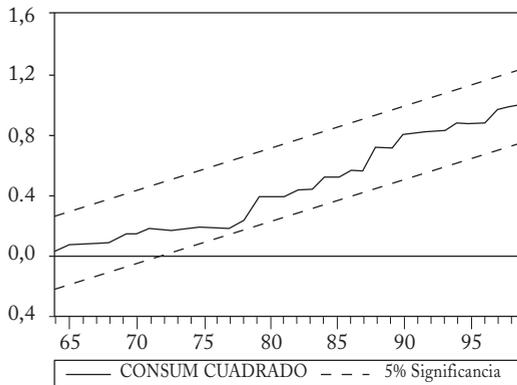
*** Significativamente diferente de cero al 10%.

El modelo explica cerca del 73% de la varianza de la variable dependiente. Los errores son ruido blanco; media cero y varianza constan-

⁴ Como indicador del grado de apertura se utilizó la proporción de exportaciones más importaciones sobre el PIB.

te. No existe evidencia de errores de especificación y la distribución de los residuos se puede considerar normal. Las pruebas de constancia de los parámetros evidencian la presencia de estabilidad estructural (gráfica 1). En general, el modelo presenta una dinámica interesante. La aceleración de la devaluación tiene efectos positivos sobre la variación del tipo de cambio real, mientras que los flujos de capitales aprecian la tasa después de tres períodos. La aceleración de la apertura exige un ritmo de depreciación mayor del tipo de cambio real. El término de error indica que las desviaciones del tipo de cambio real con respecto a su nivel de equilibrio se corrigen 12% en el período siguiente. Un aumento de los términos de intercambio tiene efectos negativos sobre el tipo de cambio real, pero presiona a una depreciación real dos años después. El aumento del gasto público tiene el efecto esperado (negativo) pero no es significativamente diferente de cero.

Gráfica 1.
Prueba de estabilidad del modelo



El paso siguiente consiste en evaluar la exogeneidad débil, la exogeneidad fuerte y la superexogeneidad de las variables de interés. Ello permite validar la inferencia estadística, realizar proyecciones y hacer ejercicios de simulación de política económica. A continuación se presentan los resultados de las pruebas para la tasa de devaluación. Para evaluar si la tasa de devaluación (y por ende su aceleración) es exógena débil respecto del modelo condicional, se siguió el trabajo de Engle y Hendry (1993) y Fischer (1993). Estos autores sugieren un proceso en dos etapas: primero, estimar el modelo de la función de densidad marginal. Segundo, obtener el vector de valores predichos por la ecuación e incluirlos en el modelo condicional; si no es

significativa, se concluye que la variable en cuestión es exógena débil; es decir, la inferencia estadística es válida. El cuadro 4 presenta la estimación del modelo marginal.

Cuadro 4

Variable Devaluación (DLTCN)
1955-1999

Variable	Coefficiente	T-estadístico
C	0,038	1,10
DLTCN(-4)	-0,300*	-2,55
DUM51-67	0,190*	3,57
DINF	-0,952*	-4,51
INDCAF	-0,212***	-1,74
		Probabilidad
R-Cuadrado	0,44	
R-Ajustado	0,38	
Sum de los errores ²	0,37	
LM(1)	0,75	0,38
LM(2)	1,24	0,53
ARCH(1)	1,67	0,19
Ramsey	3,26	0,35
Jarque Bera	3,43	0,17

* Significativamente diferente de cero al 1%

** Significativamente diferente de cero al 5%

*** Significativamente diferente de cero al 10%

Las variables que aparecen en el modelo marginal son la devaluación rezagada cuatro períodos [DLTCN(-4)], una variable *dummy* que controla las maxidevaluaciones realizadas durante el período de ajuste bajo paridad fija (1948-1967), el diferencial entre la inflación de los Estados Unidos y la nacional (DINF) y un índice que resume los choques externos sobre los ingresos cafeteros (INDCAF).

Con esta ecuación econométrica se obtuvieron los valores proyectados de la tasa de devaluación dentro del período muestral (FITDLTCN). Finalmente se incluyeron en el modelo condicional y se evaluó su significancia estadística, así como la potencia de la prueba.

Los resultados de las dos primeras columnas indican que la tasa de devaluación es una variable exógena débil, pues el parámetro no es significativo cuando los valores predichos por el modelo marginal se incluyen en la ecuación condicional. Los resultados son robustos pues

si se elimina la tasa de devaluación observada de la ecuación, la variable predicha resulta significativamente diferente de cero (columna 2). Como se encontró que la tasa de devaluación es exógena débil, se evaluó si cumplía la condición de exógena fuerte y superexogeneidad. La prueba de causalidad de Granger se muestra en el cuadro 6. En este caso, se rechaza la hipótesis de exogeneidad fuerte debido a que se encuentra causalidad en los dos sentidos: de la tasa de cambio real a la nominal y viceversa.

Cuadro 5

Variable DLTCR 1956-1999	Prueba de exogeneidad débil	Potencia de la prueba de exogeneidad débil	Prueba de superexogeneidad
Variable	Coficiente	Coficiente	Coficiente
C	0,01* (2,58)	0,02* (2,62)	0,022* (3,45)
DLCTR(-1)	0,885* (7,9)	0,76* (6,81)	0,75* (7,91)
DLTCR(-2)	-0,40* (-3,7)	-0,38* (-3,19)	-0,38* (-4,01)
DFK(-3)	-0,01* (-4,05)	-0,01* (-3,37)	-0,015* (-4,36)
DLTINT(-2)	0,16* (3,77)	0,17* (3,5)	0,164* (4,07)
D(DLTCN)	0,20* (2,75)		0,138* (2,58)
D(DLAP)	0,33* (5,01)	0,40* (5,9)	0,30* (4,9)
DLG(-2)	-0,05* (-1,31)	-0,002 (-0,05)	-0,07** (-2,15)
DLTINT	-0,12* (-2,6)	-0,10*** (-2,09)	-0,124* (-3,09)
U(-1)	-0,11* (-2,84)	-0,12* (3,03)	-0,12* (-3,8)
D(FITDLTCN)	-0,02 (-0,186)	0,19** (2,25)	
U2			0,22* (2,68)

R-Cuadrado	0,78	0,73	0,81
R-Ajustado	0,71	0,66	0,76
Sum de los errores ²	0,0656	0,080	0,055
LM(1)	3,1 (0,07)	0,31 (0,57)	6,5 (00,1)
LM(2)	3,24 (0,19)	1,99 (0,36)	7,2 (0,02)
ARCH(1)	1,29 (0,5)	2,67 (0,10)	0,72 (0,39)
ARCH(2)	1,49 (0,47)	3,01 (0,22)	1,06 (0,59)
Ramsey	0,56 (0,75)	2,01 (0,36)	1,04 (0,59)
Heterocedasticidad	12,5 (0,89)	13,5 (0,75)	8,72 (0,98)
White			
Jarque Bera	0,43 (0,80)	0,46 (0,79)	1,91 (0,55)

* Significativamente diferente de cero al 1%.

** Significativamente diferente de cero al 5%.

*** Significativamente diferente de cero al 10%.

Cuadro 6

Prueba de causalidad de Granger
1950-1999

Hipótesis nula	F estadístico	Probabilidad
DLTCR no causa Granger a DLTCR	0,231	0,79
DLTCR no causa Granger a DLTCR	0,409	0,66

Se rechaza la superexogeneidad como consecuencia de la significancia estadística de los residuos del modelo marginal dentro del modelo de probabilidad condicional. Esta prueba se basa en la hipótesis de que los residuos del modelo de probabilidad marginal se pueden interpretar como cambios de política económica (Galindo, 1997). En conclusión, el modelo permite hacer inferencia estadística acerca de la tasa de aceleración de la devaluación, pero no se pueden hacer proyecciones válidas y los ejercicios de simulación de cambio de política están sujetos a la crítica de Lucas.

CONCLUSIONES

El objetivo del presente trabajo fue construir un modelo de tipo de cambio real siguiendo los desarrollos de la escuela neokeynesiana. Ese modelo se estimó econométricamente siguiendo la metodología de la escuela inglesa de econometría. El modelo final incorpora una dinámica interesante y respeta las restricciones de equilibrio de largo

plazo entre el tipo de cambio real y los fundamentales. Se encontró que el ritmo de apreciación o depreciación del tipo de cambio real está determinado por los cambios en los términos de intercambio, la apertura de la economía, los flujos de capitales y la aceleración de la devaluación nominal. Si bien el gasto público arroja el signo esperado, este no es significativo a los niveles convencionales. Por último se evaluó si la devaluación cumple los requisitos de exogeneidad débil, exogeneidad fuerte y superexogeneidad. Los resultados indican que la devaluación se puede considerar como una variable exógena débil, es decir, la estimación del parámetro en el modelo condicional no requiere la información contenida en el modelo marginal. Y se rechazaron las hipótesis de exogeneidad fuerte y superexogeneidad. Así las cosas, la inferencia estadística es válida, mientras que las proyecciones y los ejercicios de simulación de políticas no son consistentes ni escapan a la crítica de Lucas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Baldwin, Richard y Krugman, Paul. 1989. "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks", *Quarterly Journal of Economics* 104, 4, noviembre, pp. 635-654.
- Blanchard, Oliver y Fischer, Stanley. 1989. *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press.
- Calderón Zuleta, Alberto. 1997. "La tasa de cambio real", Montenegro, Santiago compilador, *Los determinantes de la tasa de cambio real en Colombia*, Universidad de los Andes.
- Calvo, Guillermo, Reinhart, Carmen y Vegh, Carlos. 1994. "La tasa de cambio real como meta de política: teoría y evidencia", *ESPE* 25, pp. 7-50.
- Carrasquilla, Alberto y Arias, Andrés Felipe. 1997. "Tipo de cambio real en Colombia. ¿Qué pasó?", Montenegro, Santiago compilador, *Los determinantes de la tasa de cambio real en Colombia*, Universidad de los Andes.
- Edwards, Sebastian. 1989. *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, MIT Press.
- Engle, Robert, Hendry, David y Richard, Jean F. 1983. "Exogeneity", *Econometrica*, 51, 2, marzo, pp. 277-304.
- Engle, Robert, Granger, C. W. J. 1987. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55.
- Engle, F. Robert y Hendry, David F. 1993. "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models", *Journal of Econometrics* 56, pp. 119-139.
- Fischer, O. 1993. "Is Money Really Exogenous? Testing for Weak Exogeneity in Swiss Money Demand", *Journal of Money Credit and Banking* 25, 2, pp. 248-258.

- Galindo, Luis Miguel. 1997. "El Concepto de exogeneidad en la econometría moderna", *Investigación Económica*, 62, 220, abril-junio, pp. 97-111.
- Hendry, David y Richard, Jean F. 1982. "On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics", *Journal of Econometrics* 20, pp. 3-33.
- Herrera, Santiago. 1989. "Determinantes de la trayectoria del tipo de cambio real en Colombia", *ESPE* 15, pp. 5-23.
- Hirschman, Abert. O. 1977. *Salida, voz y lealtad*, Fondo de Cultura Económica, México.
- Krugman, Paul. 1987. "The Narrow Moving Band, the Dutch Disease, and the Competitive Consequences of Mrs. Thatcher", *Journal of Development Economics* 27, pp. 41-55.
- Johansen, S. 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control* 12.
- Junguito, Roberto. 1997. "Comentarios sobre la evolución de la tasa de cambio real en Colombia", Montenegro, Santiago compilador, *Los determinantes de la tasa de cambio real en Colombia*, Universidad de los Andes.
- Montes, Fernando. 1982. "Principales determinantes del comportamiento de la cuenta corriente durante la década", *ESPE*, septiembre.
- Ocampo, José Antonio y Gómez, Javier. 1997. "Los efectos de la devaluación nominal sobre la tasa de cambio real", Montenegro, Santiago compilador, *Los determinantes de la tasa de cambio real en Colombia*, Universidad de los Andes.
- Romer, David. 1996. *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill.
- Turnovsky, Stephen. 1997. *International Macroeconomic Dynamics*, MIT Press.
- Wincopp, Eric Van. 1993. "Structural Adjustment and the Construction Sector", *European Economic Review* 37, pp. 177-201.
- Zanna, Luis Felipe. 1996. "Las bonanzas de la economía y el sector de la construcción", *Desarrollo y Sociedad* 36-37, pp. 149-198.