

Los determinantes de la tasa de cambio real en Colombia

Jesús G. Otero¹

I. INTRODUCCION

Los economistas generalmente coinciden en que la tasa de cambio real (TCR) es un precio relativo importante en la economía. A través de sus variaciones, la TCR afecta los flujos de comercio, la cuenta corriente de la balanza de pagos, el nivel y composición de la producción y el consumo, la asignación de recursos, y el empleo. Siendo un precio relativo, y a diferencia de la tasa de cambio nominal que en algunos países constituye una variable de política económica, la TCR es una variable endógena que responde a choques externos y a cambios en la política económica. En consecuencia, es particularmente relevante modelar el comportamiento de la TCR de forma que podamos entender cómo esta variable está determinada en el corto y largo plazo.

Un área de la literatura macroeconómica identifica las variaciones en los términos de intercambio, como uno de los principales determinantes de la TCR: Dornbusch (1980), Neary (1988), Ostry (1988) y Edwards (1989). Esta literatura se ha desarrollado principalmente con el propósito de entender el proceso de determinación de la TCR en países en desarrollo, los cuales han experimentado a través de los años cambios sustanciales en los precios de los bienes que exportan e importan. Dentro de estos modelos, el de Edwards constituye tal vez el marco teórico más completo.

En este trabajo construimos un modelo de determinación de la TCR para Colombia, utilizando como marco teórico el modelo de Edwards. Las implicaciones de este modelo han sido estudiadas por Edwards (1989) y Elbadawi (1994): Edwards en el contexto de un modelo de ajuste parcial, utilizando datos de panel para un grupo de 12 países en desarrollo (incluyendo Colombia) y Elbadawi utilizando análisis de cointegración para los casos de Chile, Ghana e India².

¹ El autor agradece los comentarios y sugerencias de Jeremy Smith, Neil Rankin, Michael Clements, Ana María Iregui, Diego Escobar y de los participantes en el Seminario de Desarrollo Económico de la Universidad de Warwick. También se agradece el apoyo financiero de Colfuturo, El Consejo Británico y el Banco de la República. Los errores y omisiones son responsabilidad del autor.

² Ver Echavarría y Gaviria (1992) para una aplicación del modelo de Edwards al caso colombiano.

En este modelo utilizamos un análisis de cointegración e interpretamos las desviaciones de la TCR de su relación de equilibrio de largo plazo, después de corregir por la dinámica de corto plazo, como una medida de desequilibrio de la TCR. Un procedimiento similar fue empleado por Cárdenas (1997), partiendo del modelo de De Gregorio y Wolf (1994). Se utiliza el método de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) que, en un contexto multivariado, nos permite determinar y estimar todos los posibles vectores de cointegración, así como efectuar pruebas de exogeneidad débil. Esto a su vez difiere del trabajo de Elbadawi (1994), donde se utiliza el procedimiento de dos etapas de Engle y Granger que presupone la existencia de un sólo vector de cointegración y donde las variables, con excepción de la TCR, son declaradas exógenas débiles para la estimación de los parámetros de interés.

En segundo lugar, a diferencia de Edwards y Elbadawi, no utilizamos promedios móviles ni la descomposición de Beveridge y Nelson para corregir por la dinámica de corto plazo, debido a que el primer método involucra la pérdida de observaciones y el segundo no siempre puede ser aplicado³. En su lugar, utilizamos el procedimiento sugerido por Johansen y Juselius (1992).

La exposición se divide en dos partes además de esta introducción. En la segunda estimamos un modelo de determinación de la TCR para Colombia utilizando información trimestral para el período 1970:1-1992:4⁴. Nuestro análisis incluye: a) la

estimación de un modelo que nos permita identificar los principales determinantes de la TCR en el corto y largo plazo; b) la estimación de una medida de desequilibrio de la TCR; y c) quizás la parte más interesante del análisis, es la evaluación del modelo en términos de su habilidad para predecir el comportamiento de la TCR durante el período de estimación y tres años hacia el futuro. En la tercera parte se presentan las conclusiones.

II. UN MODELO DE TASA DE CAMBIO REAL PARA COLOMBIA

Desde mediados de la década de los ochenta ha existido gran interés en identificar los principales determinantes de la TCR en Colombia: Carkovic (1986), Herrera (1989, 1997), Wunder (1991), Echavarría y Gaviria (1992), Langebaek (1993), Calderón (1995) y Cárdenas (1997). En estos trabajos, se asume que la TCR depende de una serie de variables relevantes las cuales son analizadas en términos de su efecto sobre la tasa, así como de su significancia estadística. Desafortunadamente, los trabajos que existen sobre el tema no evalúan la capacidad predictiva de los modelos, bien sea durante el período de estimación o fuera de éste.

A. Datos

El modelo de Edwards (1989) postula que el comportamiento de corto plazo de la TCR está afectado por variables reales y políticas macroeconómicas, pero en el largo plazo, únicamente las primeras afectan el nivel de equilibrio de la TCR. El conjunto de variables reales incluye los términos de intercambio, el nivel de protección de la economía, el gasto público, los controles a los flujos de capital y el progreso tecnológico. Las políticas macroeconómicas, por su parte, comprenden los efectos de las políticas monetaria, fiscal y cambiaria.

³ En un trabajo reciente para Colombia, Cárdenas (1997) utiliza el filtro de Hodrick y Preston para extraer el componente transitorio y permanente de las series.

⁴ Con excepción del reciente trabajo de Cárdenas (1997), los modelos existentes para Colombia utilizan información anual.

El punto de partida de nuestro análisis es la construcción de una serie de la TCR, definida ésta como el precio relativo entre los bienes transables y no transables; así, un incremento en esta relación denota una depreciación de la tasa de cambio real y viceversa. Siguiendo a Edwards (1989) y Helmers (1991), asumimos que el Índice de Precios al por Mayor -IPM (lo que en nuestro país se conoce como IPP)- de los principales socios comerciales del país, constituye una proxy adecuada del precio de los bienes transables y que el Índice de Precios al Consumidor (IPC) utilizado en Colombia, constituye una proxy adecuada del precio de los bienes no transables. El IPM fue seleccionado ya que contiene un alto porcentaje de bienes transables, mientras que el IPC contiene un alto porcentaje de bienes no transables. Además, se dispone de información trimestral para ambos casos. Para efectos de los cálculos, utilizamos una canasta ponderada de 14 países que representaron aproximadamente el 80% del comercio exterior colombiano durante el período 1970-1992⁵.

A continuación, describimos brevemente el conjunto de variables reales que consideramos en nuestro análisis. En primer lugar, utilizamos el precio externo del café para capturar el efecto de los términos de intercambio, debido a que este producto ha constituido históricamente uno de los principales productos de exportación de Colombia⁶.

⁵ Estos países son, en orden de importancia, Estados Unidos, Alemania, Venezuela, Japón, Holanda, España, Francia, Reino Unido, Ecuador, Italia, Canadá, Suecia, Suiza y México. En el caso de Francia y Ecuador se emplea el IPC ya que no existen series compatibles con el IPP.

⁶ Los resultados de la prueba de causalidad de Granger entre el precio externo del café y los términos de intercambio, utilizando información para el período 1970:1-1995:4, indican que la primera variable causa (en el sentido de Granger) a la segunda ($F_{2,96} = 4.36$), pero no al contrario. Estos resultados se obtienen utilizando dos rezagos, aunque la conclusión no cambia cuando se utiliza un número diferente.

El logaritmo del precio se denota por LCP, y está expresado en dólares de 1986 para tener en cuenta la erosión del poder de compra del café debido a la inflación en los Estados Unidos⁷. Con referencia al nivel de protección en la economía, calculamos una serie de arancel promedio, definida como la relación entre el recaudo de impuestos por importaciones y el total de las mismas, utilizando información de las cuentas nacionales (esta variable se denota TAR)⁸.

En segundo lugar, y en lo que concierne al gasto público, vale la pena mencionar que el modelo de Edwards distingue entre el consumo del gobierno en bienes no transables y transables. Dado que en la práctica no es posible distinguir entre estos dos tipos de bienes, asumimos que el gasto corriente del Gobierno Central es una proxy adecuada del gasto en bienes no transables y que el gasto de inversión es una proxy adecuada del gasto en bienes transables. Teniendo en cuenta lo anterior, definimos la variable GCOMP que corresponde a la relación entre el gasto corriente del Gobierno Central y el gasto total; de esta forma, un incremento en GCOMP puede ser interpretado como un incremento en la participación del consumo del gobierno en bienes no transables⁹.

En relación con la variable que refleja los controles de capital en la economía, seguimos a Herrera

⁷ La fuente del precio externo del café es el Banco de la República (1993) y para el IPC de los Estados Unidos utilizamos las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional.

⁸ La versión trimestral de esta serie se obtiene mediante interpolación lineal.

⁹ Agradecemos a Norberto Rodríguez, quien nos facilitó la información para calcular GCOMP a partir de 1980. Para los años anteriores, utilizamos información de la Revista del Banco de la República.

(1989, 1997), quien utiliza el saldo de la deuda externa del sector privado. En este sentido, el relajamiento del control al endeudamiento externo debe producir una entrada de capital, que permite a los agentes privados incrementar el gasto en bienes no transables y transables. El logaritmo del saldo de la deuda externa del sector privado se denota LPFD y está expresado en dólares constantes de 1986, utilizando el IPC de los Estados Unidos¹⁰. Por último, utilizamos una tendencia lineal como aproximación del progreso tecnológico, aunque esta variable no resulta estadísticamente significativa en nuestras estimaciones.

En cuanto a las políticas macroeconómicas que afectan el comportamiento de la TCR en el corto plazo, consideramos los efectos de las políticas monetaria, fiscal y cambiaria. En el caso de la política monetaria, utilizamos una medida de desequilibrio en el mercado monetario (EMS), que corresponde a los residuos que resultan de estimar una relación de largo plazo entre M1 y sus determinantes (estos residuos son estacionarios ya que se encontró evidencia de que las variables estaban cointegradas). En este sentido, residuos positivos (negativos) pueden ser interpretados como una situación de exceso de oferta (demanda) en el mercado monetario. Finalmente, en cuanto a las políticas fiscal y cambiaria, utilizamos el superávit del Gobierno Central como proporción del PIB (FS), y la tasa de devaluación nominal ($\Delta LNER$), respectivamente¹¹.

B. Orden de integración de las series

El orden de integración de las series, exceptuando EMS que sabemos es $I(0)$, es investigado utilizando evidencia gráfica, inspeccionando el correlograma de las series y efectuando las pruebas de Dickey y Fuller¹². La observación de las series y sus respectivos correlogramas indican que LTCR, LCP, TAR y LPFD parecen ser no estacionarias, mientras que no sucede lo mismo con GCOMP, FS y $\Delta LNER$. Estos resultados se corroboran cuando se efectúa la prueba aumentada de Dickey y Fuller.

C. Análisis de cointegración

Consideramos un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para el conjunto de variables {LTCR, LCP, LPFD}. También se incluye un conjunto de variables no modeladas, el cual comprende TAR, GCOMP, $\Delta LNER$, EMS y FS. Asumimos que TAR y GCOMP aparecen en niveles en el espacio de cointegración, lo cual implica que ellas son consideradas como exógenas al sistema. Este supuesto nos permite reducir la dimensión del modelo VAR permitiendo su estimación. Con relación a $\Delta LNER$, EMS y FS, éstas se incorporan únicamente en la dinámica de corto plazo, junto a una variable dummy que tiene por objeto eliminar períodos de acumulación excesiva de deuda externa por parte el sector privado; esta variable dummy toma el valor de uno en 1979:3, 1981:2, 1982:4 y 1983:1 y cero en los demás trimestres. La representación del modelo VAR en forma de corrección de errores (VEC) es entonces:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta y_{t-k+1} + \Pi \tilde{y}_{t-1} + \Psi X_t + \varepsilon_t$$

¹⁰ La fuente del saldo de la deuda externa del sector privado es la Revista del Banco de la República.

¹¹ La información para calcular FS a partir de 1980 fue igualmente suministrada por Norberto Rodríguez; para los años anteriores utilizamos la Revista del Banco de la República. La fuente de $\Delta LNER$ es Banco de la República (1993).

¹² Estos resultados no se reportan, pero están a disposición del lector interesado.

donde

$$y_t = (LTCR_t, LCP_t, LPFD_t),$$

$$\tilde{y}_t = (y_t, TAR_t, GCOMP_t),$$

$$X_t = (\Delta LNER_t, EMS_t, EMS_{t-1}, FS_t, FS_{t-1}, dummy)$$

El modelo se estima con tres rezagos. Como se puede apreciar en el Cuadro 1, este número de rezagos parece adecuado ya que todas las ecuaciones pasan las pruebas de diagnóstico efectuadas (LM[4], ARCH[4], heteroscedasticidad y normalidad)¹³. A continuación procedemos con el análisis de cointegración que, en términos del modelo anterior, involucra probar la hipótesis de rango reducido en la matriz de coeficientes Π . La determinación del número de vectores de cointegración se fundamenta en las pruebas λ_{\max} y λ_{trace} (Johansen, 1988), en la interpretación económica de los resultados, así como en las gráficas de las relaciones de cointegración. Las pruebas de cointegración reportadas en el Cuadro 1 sugieren la presencia de dos vectores de cointegración. El primero puede interpretarse como una ecuación de largo plazo de la TCR: ésta se aprecia cuando hay incrementos en LCP, LPFD y GCOMP, y se deprecia cuando hay un incremento en TAR¹⁴. El segundo vector de cointegración no tiene interpretación económica. Las gráficas de las relaciones de cointegración (no reportadas) sugieren la presencia de un vector de cointegración. Teniendo en cuenta estos aspectos, el análisis que sigue parte del supuesto de un vector de cointegración, ya que las pruebas estadísticas, la evidencia gráfica y la

interpretación económica de los resultados así lo indican.

Una vez determinado el rango de la matriz, efectuamos pruebas de hipótesis en los elementos del vector de cointegración. Los resultados del Cuadro 1 indican que GCOMP puede ser excluida del espacio de cointegración, aunque posteriormente mostramos que esta variable es significativa cuando se modela la dinámica de corto plazo de la TCR¹⁵. En segundo término, efectuamos pruebas de hipótesis en los coeficientes de ajuste, las cuales nos permiten determinar si las variables pueden ser consideradas como exógenas débiles para efectos de la estimación de los parámetros de la ecuación de la TCR. La hipótesis de exogeneidad débil es aceptada en el caso de LCP pero no para LPFD (ver Cuadro 1). Por último, la hipótesis conjunta que GCOMP puede ser excluida del vector de cointegración y que LCP es exógena débil, es fácilmente aceptada ($\chi^2 = 1.048$). En la parte inferior del Cuadro 1 reportamos el "nuevo" vector de cointegración (es decir, bajo la hipótesis conjunta) y en el Gráfico 1 presentamos la correspondiente relación de cointegración.

D. Desequilibrio de la tasa de cambio real

En esta sección derivamos una medida de desequilibrio de la TCR que corresponde a las desviaciones de la TCR de su relación de equilibrio de largo plazo. A primera vista, pareciera que la relación de cointegración presentada en el Gráfico 1, $\beta' \tilde{y}_t$ puede ser interpretada como una medida de dese-

¹³ La prueba de normalidad en la ecuación para LCP se rechaza al 5% pero no al 1%. También efectuamos pruebas de residuos recursivos para examinar la estabilidad de los parámetros del modelo (estas pruebas no se reportan por motivos de espacio); los resultados sugieren que la hipótesis de estabilidad no se rechaza.

¹⁴ Echavarría y Gaviria (1992) también encuentran que un incremento en el arancel promedio de la economía deprecia la TCR.

¹⁵ En una variante del modelo, incluimos los términos de intercambio y una tendencia lineal (esta última como proxy del progreso tecnológico), aunque estas variables no se encontraron significativas. Vale la pena mencionar que en la especificación con términos de intercambio, se encontró una relación de largo plazo entre esta variable y el precio del café.

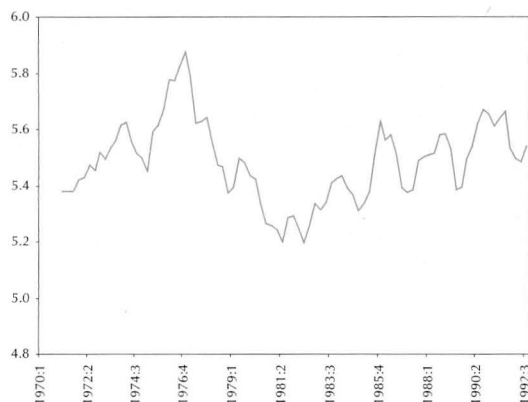
Cuadro 1. ANALISIS DE COINTEGRACION

Pruebas de diagnóstico	LTCR	LPFD	LCP		
LM[4]	0.163	1.073	0.787		
Normalidad	2.751	1.491	6.626 *		
ARCH[4]	0.714	0.993	0.575		
Heteroscedasticidad	0.556	1.158	0.618		
Análisis de cointegración					
Prueba λ_{max}					
Hipótesis nula	$r = 0$	$r \leq 1$	$r = 2$		
Hipótesis alterna	$r = 1$	$r = 2$	$r = 3$		
Estadístico	37.410 **	20.900 **	3.100		
Prueba λ_{trace}					
Hipótesis nula	$r = 0$	$r \leq 1$	$r = 2$		
Hipótesis alterna	$r \geq 1$	$r = 2$	$r \geq 3$		
Estadístico	61.410 **	24.000 **	3.100		
Vector de cointegración β'	LTCR	LPFD	LCP	GCOMP	TAR
	1.000	0.284	0.389	0.099	-4.109
	-0.663	1.000	0.390	0.264	-3.328
Coeficientes de ajuste α	-0.117	0.049			
	-0.193	-0.041			
	-0.176	-0.156			
Prueba de exclusión (X^2_1)	LTCR	LPFD	LCP	GCOMP	TAR
	15.367 **	5.489 *	13.609 **	0.125	14.392 **
Prueba de exogeneidad débil (X^2_1)	5.549 *	10.808 **	0.934		
Nuevo vector de cointegración	1.000	0.222	0.358		-3.813
Nuevos coeficientes de ajuste α	-0.139				
	-0.178				
	-				

Notas: * y ** indican significancia estadística al 5 y 1%, respectivamente. El número de vectores de cointegración se denota r . Los valores críticos de las pruebas λ_{max} y λ_{trace} fueron tabulados por Osterwald-Lenum (1992).

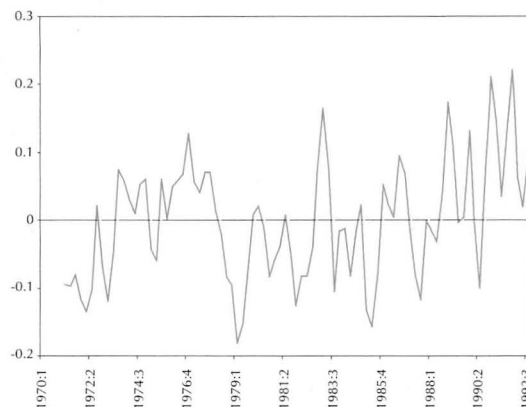
equilibrio. Sin embargo, la limitación de β/\tilde{y}_t es que no ha sido corregida por la dinámica de corto plazo. Como se mencionó en la introducción, a diferencia de Edwards y Elbadawi, no utilizamos promedios móviles ni la descomposición de Beveridge y Nelson para efectuar dicha corrección, debido a que el primer método involucra la pérdida de observaciones y el segundo no siempre puede ser aplicado. En su lugar, Johansen y Juselius (1992)

recomiendan calcular las relaciones de cointegración como β/r_{it} , donde r_{it} corresponde a los residuos de la regresión de \tilde{y}_t sobre la dinámica de corto plazo ($\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k+1}$) y el conjunto de variables no modeladas que aparece en la dinámica de corto plazo (X_t). En otras palabras, utilizamos la combinación lineal β/r_{it} como una medida más precisa de desequilibrio de la TCR, con valores positivos denotando subvaloración de la TCR y viceversa.

Gráfico 1. RELACION DE COINTEGRACION β/\tilde{y}_t 

Como se puede apreciar en en Gráfico 2, la combinación lineal β/r_{it} difiere bastante de la combinación lineal β/\tilde{y}_t , lo cual sugiere que los efectos de corto plazo juegan un papel importante en nuestro modelo de TCR. Una inspección más detallada de esta figura revela que la magnitud del desequilibrio de la TCR fluctuó dentro de un rango de aproximadamente $\pm 20\%$.

El comportamiento de esta medida de desequilibrio sugiere que de 1970 hasta 1977, la TCR pasa de estar sobrevalorada a estar subvalorada. Después de este año y hasta cerca de 1985, predominan valores negativos sugiriendo sobrevaloración de la TCR. Durante este período el país experimentó una bonanza cafetera, hubo considerable acumulación de deuda externa, así como una significativa expansión del sector público. En 1986, después de un período en el cual el deterioro de las finanzas públicas y del sector externo condujo al gobierno a adoptar un programa de ajuste que incluyó, entre otros aspectos, austeridad fiscal y una aceleración de la tasa de devaluación de la tasa de cambio nominal, nuestra medida de desequilibrio sugiere que la TCR estuvo subvalorada. Finalmente, de

Gráfico 2. RELACION DE COINTEGRACION β/r_{it} 

1988 a 1992, se observa un período de subvaloración de la moneda, aunque vale la pena anotar que la magnitud del desequilibrio en 1992 es menor que aquella observada en los dos años previos. A grandes rasgos, el comportamiento de nuestra medida de desequilibrio coincide con el análisis efectuado por Cárdenas (1997).

E. Dinámica de corto plazo

En esta sección estimamos el modelo VAR en forma de corrección de errores. Pero antes de efectuar esto, vale la pena recordar que, de acuerdo con las pruebas de hipótesis de la sección 2.3, LCP es la única variable que puede ser considerada como exógena débil para efectos de la estimación de los parámetros de interés. Dado que la hipótesis de exogenidad débil es rechazada en el caso de $\Delta LPFD$, no es válido modelar ΔTCR condicionándola $\Delta LPFD$ y demás variables del modelo. En su lugar, debemos modelar ΔTCR y $\Delta LPFD$ conjuntamente.

En las primeras dos columnas del Cuadro 2 presentamos los resultados de la estimación del sistema parcial, utilizando mínimos cuadrados ordinarios

Cuadro 2. FORMULACION DEL MODELO DINAMICO

Variables	MCO				MC2 etapas			
	Δ LTCR		Δ LPFD		Δ LTCR		Δ LPFD	
	Coef.	Error std.	Coef.	Error std.	Coef.	Error std.	Coef.	Error std.
Constante	0.685	0.240	0.788	0.284	0.515	0.166	0.490	0.167
Δ LTCR t-1	0.151	0.130	-0.069	0.154				
Δ LTCR t-2	-0.193	0.109	-0.119	0.129	-0.167	0.098		
Δ LPFD t					-0.097	0.069		
Δ LPFD t-1	-0.129	0.063	0.129	0.074			0.174	0.065
Δ LPFD t-2	-0.002	0.064	-0.068	0.076				
Δ LCP t	-0.026	0.026	0.055	0.030	-0.022	0.022	0.066	0.027
Δ LCP t-1	-0.003	0.031	0.060	0.036				
Δ LCP t-2	0.036	0.029	-0.004	0.034				
Δ TAR t	0.646	1.220	-0.130	1.446	1.753	0.609		
Δ TAR t-1	1.024	1.263	1.841	1.497				
COMP t	0.037	0.073	-0.020	0.087				
GCOMP t-1	-0.152	0.075	0.029	0.088	-0.138	0.054		
EMS t	-0.036	0.134	-0.176	0.159				
EMS t-1	0.036	0.128	0.164	0.152				
FS t	0.172	0.226	0.236	0.268				
FS t-1	0.662	0.242	0.068	0.287	0.664	0.212		
Δ LNER t	0.610	0.188	-0.165	0.223	0.710	0.146		
Cvector t-1	-0.112	0.043	-0.143	0.051	-0.080	0.030	-0.090	0.030
Dummy	-0.010	0.020	0.239	0.024			0.247	0.023
LM [4]	0.039		1.627		2.096		5.434**	
ARCH [4]	0.155		1.652		0.868		0.611	
Normalidad	4.231		1.522		2.875		4.514	
Heteroscedastic.	0.433		0.550		0.478		0.753	

Notas: Las pruebas de LM[4], ARCH[4] y heteroscedasticidad aparecen en su versión F. La prueba de normalidad se distribuye como χ^2_2 . ** indica significancia estadística al 1%.

(se utilizan dos rezagos ya que el modelo VAR se estimó con tres rezagos). Como es de esperarse, la estimación inicial del modelo arroja una serie de parámetros que no son estadísticamente significativos, los cuales podrían ser excluidos. Como se

puede observar, el sistema parcial parece estar bien especificado, ya que ninguna de las pruebas de diagnóstico efectuadas lo rechaza. Utilizamos luego el modelo parcial para formular un sistema de ecuaciones simultáneas que nos permita modelar

ΔTCR y $\Delta LPFD$. Este sistema se estima con la técnica de mínimos cuadrados en dos etapas, utilizando como instrumentos las variables que aparecen en el sistema parcial y los resultados son reportados en las últimas dos columnas del Cuadro 2.

En la primera ecuación, los coeficientes asociados a $\Delta LPFD$ y ΔLCP tienen el signo negativo esperado, aunque en el caso de la segunda variable el coeficiente estimado no es estadísticamente significativo y en el caso de ΔTAR el signo es positivo. El sector público afecta la TCR a través de cambios en la composición del gasto público y del superávit fiscal; en particular, la TCR se aprecia cuando GCOMP aumenta y cuando FS disminuye. Este resultado indica que, aún cuando el balance financiero del gobierno se encuentre en equilibrio, la TCR se puede apreciar o depreciar como resultado de cambios en la composición del gasto público. El coeficiente asociado a $\Delta LNER$ es positivo y relativamente grande, lo cual sugiere que en el corto plazo una política de devaluación nominal conduce a una depreciación de la TCR. De otra parte, nuestra medida de desequilibrio monetario no resulta estadísticamente significativa. Con referencia a la segunda ecuación, los principales determinantes económicos de $\Delta LPFD$ son ΔLCP_t y $Cvector_{t-1}$ (vector de cointegración rezagado un período). Aunque en este trabajo no estamos particularmente interesados en esta ecuación, vale la pena anotar que $\Delta LPFD$ responde negativamente a las desviaciones de la TCR de su relación de equilibrio de largo plazo (rezagada un período). En otras palabras, el saldo de la deuda externa del sector privado se incrementa cuando la TCR se encuentra por debajo de su valor de equilibrio de largo plazo¹⁶.

F. Solución del modelo y análisis de política

Después de estimar el sistema de ecuaciones simultáneas, procedemos a solucionarlo con el propósito

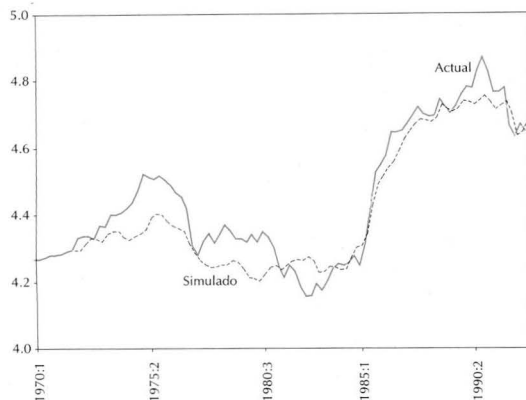
de obtener una predicción de la TCR. La solución (o simulación) del modelo cubre el período 1972-1995 y se utilizan los valores observados de las variables endógenas en 1971 como condiciones iniciales, así como las series históricas de las variables no modeladas. Para el período hasta 1992, es decir el período de estimación, la simulación corresponde a una simulación histórica o ex-post, mientras que para el período 1993-1995 la simulación corresponde a una proyección ex-post; vale la pena indicar que la solución del modelo es dinámica, en el sentido que el modelo utiliza como insumo las proyecciones que él mismo produce.

En el Gráfico 3 comparamos el valor observado de LTCR con los resultados de la simulación histórica. Como se puede apreciar, la capacidad predictiva del modelo dentro del período de estimación es bastante aceptable, ya que los pronósticos que se obtienen para LTCR no sólo siguen la trayectoria de largo plazo de la serie histórica, sino que también captan los principales puntos de inflexión. La capacidad del modelo para predecir el comportamiento de LTCR mas allá del período de estimación también es satisfactoria, ya que la serie que resulta de la simulación ex-post reproduce la tendencia decreciente que se aprecia en la serie observada. El modelo tiende a sobrestimar la TCR en 1993 y 1994, y para 1995 se obtiene un índice promedio de la TCR igual a 83.91, que debe compararse con un valor observado de 85.06.

Finalmente, realizamos una simulación para estudiar el efecto de cambios en algunas de las variables no

¹⁶ Dornbush (1985) indica que para algunos países latinoamericanos, la sobrevaloración de la TCR constituyó una de las causas del excesivo endeudamiento externo. Como se puede observar, en el caso de esta ecuación parece haber evidencia de correlación serial de los residuos. No obstante lo anterior, continuamos con nuestro análisis ya que la versión multivariada de la prueba no se rechaza ($F_{16,140} = 1.216$).

Gráfico 3. SIMULACION HISTORICA TCR



modeladas sobre la TCR. Las variables sobre las que se hizo la simulación fueron GCOMP y FS. La simulación consistió en utilizar los valores de estas variables para los años 1993-1995 como simulación base y cambiar los valores de las variables analizadas haciendo éstos igual al promedio del período 1970-1992¹⁷. Los resultados indican que si las dos variables fiscales hubieran seguido la trayectoria alternativa, la TCR se hubiera apreciado menos de lo que realmente ocurrió; más específicamente, el modelo predice un índice promedio de la TCR de 98.18 y 91.94 en 1994 y 1995, respectivamente, comparado con una proyección ex-post de 95.16 y 83.91 para los mismos años (ver Gráficos 4 y 5).

III. CONCLUSIONES

En este trabajo estimamos un modelo de determinación de la TCR para Colombia utilizando como

¹⁷ La participación promedio del gasto corriente del sector público sobre el gasto total pasó de 66% durante el período 1970-1992 a 74% durante el período 1993-1995. De otra parte, el balance fiscal del Gobierno Central fue, en promedio, cercano a cero durante el período 1970-1992. En 1993 y 1995 el déficit fiscal representó 0.8 y 2.7% del PIB respectivamente y en 1994 el Gobierno Central presentó un superávit de 0.7% del PIB.

Gráfico 4. PROYECCION EX-POST TCR

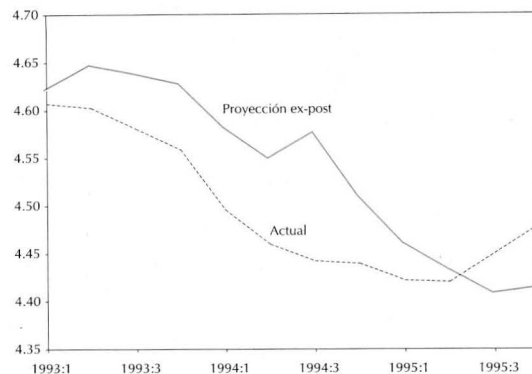
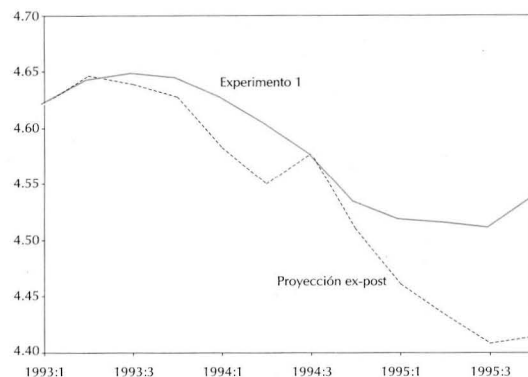


Gráfico 5. ANALISIS DE POLITICA TCR



marco teórico el modelo de Edwards. En términos generales, nuestros resultados coinciden con las principales predicciones de dicho modelo. Es decir, encontramos evidencia de un vector de cointegración que puede ser interpretado como una ecuación de largo plazo de la TCR. La TCR se aprecia como resultado de incrementos en el precio externo del café y en el saldo de la deuda externa del sector privado; de otra parte, la TCR se deprecia como resultado de un incremento en el nivel de protección de la economía. La participación del gasto corriente del Gobierno Central dentro del gasto total no se

necesita en el espacio de cointegración, aunque es estadísticamente significativa cuando se modela la dinámica de corto plazo de la TCR. El progreso tecnológico tampoco resulta significativo en términos estadísticos.

La dinámica de corto plazo se estudia mediante un sistema simultáneo de dos ecuaciones, debido a que el saldo de la deuda externa del sector privado no resultó ser una variable exógena débil para efectos de la estimación de los parámetros de interés. Los resultados sugieren que: a) el conjunto de variables reales afecta el comportamiento de corto plazo de la TCR; b) la TCR se aprecia cuando la relación entre el gasto corriente del Gobierno Central y el gasto total se incrementa y cuando disminuye el superávit fiscal como porcentaje del PIB; c) una política de devaluación nominal conduce a una depreciación de la TCR en el corto plazo; y d) la TCR no depende del desequilibrio en el mercado monetario.

Interpretamos las desviaciones de la TCR de su relación de equilibrio de largo plazo, después de

corregir por la dinámica de corto plazo, como una medida de desequilibrio de la TCR. Nuestros resultados indican que durante el período 1970-1992 el desequilibrio de la TCR fluctuó en un rango de aproximadamente 20%.

Por último, solucionamos el sistema de ecuaciones simultáneo para obtener una predicción de la TCR. La simulación del modelo durante el período de estimación y tres años hacia el futuro es bastante aceptable. Los pronósticos que se obtienen para LTCR no sólo siguen la trayectoria de largo plazo de la serie histórica captando los principales puntos de inflexión, sino que también muestran la tendencia decreciente que se aprecia en la serie observada desde comienzos de la década actual. La simulación que estudia el efecto de cambios en las variables fiscales sobre la TCR, indica que si las variables analizadas hubieran permanecido a sus niveles promedio para el período 1970-1992, la TCR se hubiera apreciado menos de lo que realmente ocurrió.

BIBLIOGRAFIA

- Banco de la República (1993), Principales Indicadores Económicos 1923-1992. Banco de la República. Bogotá.
- Calderón, A. (1995), La tasa de cambio real en Colombia: Mitos y realidades. *Coyuntura Económica* 25 (No.2), 101-18.
- Cárdenas, M. (1997), La Tasa de Cambio Real. Mimeo. Fedesarrollo. Bogotá.
- Carkovic, M. (1986), The Real Exchange Determination and Optimal Exchange Rate Policy: The Case of Coffee in Colombia. Ph.D. Thesis. University of California. Los Angeles.
- De Gregorio, J. y Wolf, H. (1994), Terms of trade, productivity, and the real exchange rate. NBER Working Paper 4807.
- Dornbusch, R. (1980), Open Economy Macroeconomics. Basic Books. New York.
- Dornbusch, R. (1985), External debt, deficits, and disequilibrium exchange rates, en G. Smith y J. Cuddington (eds.), International Debt and the Developing Countries. The World Bank. Washington D.C.
- Echavarría, J. y Gaviria, A. (1992), Los determinantes de la tasa de cambio y la coyuntura actual en Colombia. *Coyuntura Económica* 22 (No.4), 101-12.
- Edwards, S. (1989), Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries. MIT Press. Cambridge.
- Elbadawi, I. (1994), Estimating long-run equilibrium real exchange rates, en J. Williamson (ed.), Estimating Equilibrium Exchange Rates. Institute for International Economics. Washington.
- Helmert, L. (1991), The real exchange rate, en R. Dornbusch and L. Helmers (eds.), The Open Economy: Tools for Policymakers in Developing Countries. Oxford University Press. New York.
- Herrera, S. (1989), Determinantes de la trayectoria del tipo de cambio real en Colombia. *Ensayos Sobre Política Económica* 15, 5-23.
- Herrera, S. (1997), El tipo de cambio real y la cuenta corriente de largo plazo en Colombia. *Coyuntura Económica* 27 (No.1), 89-128.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-54.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - With applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1992), Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics* 53, 211-44.
- Langebaek, A. (1993), Tasa de cambio real y tasa de cambio de equilibrio. Archivos de Macroeconomía Documento 19. DNP. Bogotá.
- Neary, P. (1988), Determinants of the equilibrium real exchange rate. *American Economic Review* 78, 210-215.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank tests statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 461-72.
- Ostry, J. (1988), The balance of trade, terms of trade, and real exchange rate. *Staff Papers International Monetary Fund* 35, 541-573.