



**Verificación empírica del modelo
de precios rígidos en la economía
colombiana,
1995:I-2006:I**

*Humberto Franco González
Alfonso de Jesús Gómez Cifuentes
Andrés Ramírez Hassan*

Ecos de Economía No. 24. Medellín, abril de 2007, pp. 47- 64

Humberto Franco González
Alfonso de Jesús Gómez Cifuentes
Andrés Ramírez Hassan

**Introducción. 1. Marco teórico. 2. Resultados empíricos.
3. Conclusiones.**

Resumen: En este artículo se contrasta empíricamente la validez del enfoque monetario de precios rígidos para la determinación de la tasa de cambio en la economía colombiana para el período 1995-2006 a través de la técnica econométrica de cointegración. Se encuentra que las variables relevantes en el modelo forman una relación estable de largo plazo, y que los signos de las elasticidades estimadas son conformes a lo planteado por la teoría.

Palabras clave: Tasa de Cambio Nominal, Modelo de Precios Rígidos, Cointegración.

Abstract: In this paper we analyze the validity of the sticky price nominal exchange rate model on the Colombian economic. The period is 1995 to 2006 and we used the econometric technique called cointegration. From the empirical exercise is found that the relevant variables in the model form a stable long term relationship and the estimated elasticities confirm the theory.

Clasificación JEL: F41, C32

Verificación empírica del modelo de precios rígidos en la economía colombiana, 1995:I–2006:I¹

Humberto Franco González²
Alfonso de Jesús Gómez Cifuentes³
Andrés Ramírez Hassan⁴

Introducción

A través de la historia se ha observado una constante evolución en el entorno económico, lo cual ha implicado un cambio agudo en la forma de tratar de explicar los fenómenos y variables que son relevantes al interior de éste; la tasa de cambio nominal no es la excepción, y fruto de la dinámica evolutiva del sistema, se ha evidenciado una continua transformación en los modelos destinados a explicar el comportamiento de dicha variable. La validez empírica de estos modelos es un factor trascendental para determinar la relevancia de los mismos, puesto que los supuestos en los cuales se fundamentan éstos tratan de reflejar realidades específicas que no necesariamente son razonables para algunas economías.

El objetivo del presente artículo es contrastar empíricamente el modelo de precios rígidos desarrollado por Dornbusch (1976) en la economía colombiana en el período 1995-2006 a través de la técnica de cointegración.

La evidencia empírica encontrada al respecto de la validación de los diversos modelos para explicar el comportamiento de la tasa de cambio en la economía colombiana es variada. Dentro de los investigadores que han analizado el fenómeno se encuentra Carrasquilla (1997), el cual plantea un análisis teórico de la evolución de la tasa de cambio al interior de las bandas cambiarias, este autor discute los determinantes de las desviaciones de la tasa

1 Este artículo es resultado del proyecto de investigación Modelo overshooting de la tasa de cambio nominal en la economía colombiana. El cual fue patrocinado por la Universidad EAFIT. Fecha de recepción 15 de enero de 2007. Fecha de aceptación 20 de marzo de 2007.

2 Docente e investigador Universidad EAFIT. hfranco@eafit.edu.co

3 Docente e investigador Universidad EAFIT. agomez@eafit.edu.co

4 Docente e investigador Universidad EAFIT. aramir21@eafit.edu.co

de cambio observada con respecto a la tendencia central de la banda. Arias y Misas (1998) establecen un SVAR en el cual determinan los efectos de las perturbaciones nominales y reales sobre la tasa de cambio real y nominal; en este trabajo establecen que la tasa de cambio real no ve afectada su senda temporal ante perturbaciones nominales y que el período de convergencia ante dichas perturbaciones es aproximadamente seis meses, pero este lapso de tiempo se ha reducido a partir de la introducción del esquema de bandas cambiarias. Por su parte, Alonso, Cárdenas y Bernal (1998), encontraron que dentro de la familia de modelos para la determinación de la tasa de cambio pertenecientes al enfoque de activos, el que mejor explica el comportamiento de la tasa de cambio en el período 1985:02-1996:12 es el modelo de enfoque de cartera, lo cual se explica básicamente por el incumplimiento de la paridad descubierta de intereses. Gómez (1999), utilizando la técnica de cointegración propuesta por Johansen y Juselius (1990), establece un modelo para la determinación de la tasa de cambio en el cual se consideran las variables: tasa de cambio, nivel de precio doméstico, nivel de precio foráneo, gasto público, términos de intercambio e ingresos de capital, para el período 1981:1-1999:2. El autor encuentra que la tasa de cambio se determina endógenamente, la política monetaria es independiente, el mercado cambiario es ineficiente y la tasa de cambio real es neutral, es decir, la tasa de cambio nominal se determina por los fundamentales macroeconómicos y otras variables nominales, en tanto que la tasa de cambio real está determinada estrictamente por variables reales. Además, el ejercicio econométrico propuesto por el autor enseña que la elasticidad de la tasa de cambio con respecto al gasto público, los términos de intercambio y los ingresos de capital son -2.08, -1.07 y -1.24, respectivamente. Oliveros y Huertas (2002) establecen un modelo que descompone la tendencia de la tasa de cambio nominal y real en sus componentes permanentes y transitorios; partiendo del enfoque de equilibrio de cartera, encuentran que la tasa de cambio real permaneció por debajo de su nivel de equilibrio hasta finales del año 2002. Rowland (2003) desarrolla un estudio en el cual compara los pronósticos para la tasa de cambio Colombia-Estados Unidos que arroja un modelo de corrección de errores, cuyo componente estacionario está determinado por la paridad descubierta de intereses, contra un *random walk* con *drift*. El autor encuentra que el poder predictivo en el muy corto plazo de los modelos guiados por los fundamentales es consistente, pero que en el largo plazo dicha consistencia se ve seriamente lesionada. Alonso y Patiño (2005) estiman diversos modelos para la tasa de cambio nominal con el objeto de comparar la capacidad predictiva de éstos contra un paseo aleatorio, encuentran que ni el modelo de precios rígidos, ni el modelo propuesto por

Balassa–Samuelson, superan los resultados predictivos que se obtienen vía paseo aleatorio, lo anterior para el período 1984: I–2004: I.

El presente artículo tiene la siguiente estructura: en la sección uno se establece el marco teórico de referencia, el cual se fundamenta en el modelo de precios rígidos para la determinación de la tasa de cambio. En la segunda sección se enseñan los resultados de la aplicación econométrica; se encuentra que las variables propuestas por el marco de referencia teórico se encuentran cointegradas y que los signos encontrados corroboran lo planteado por la teoría. Finalmente, se enuncian algunas conclusiones.

1. Marco teórico

Como consecuencia de los diferentes contextos económicos, sociales y políticos se han desarrollado una gran gama de modelos con el objetivo de explicar el comportamiento evidenciado de la tasa de cambio de las economía (ver anexo, cuadro A.1.).

El modelo de precios rígidos fue introducido inicialmente por Dornbusch en 1976. Dicho académico fue el pionero en la introducción de la hipótesis de expectativas racionales como factor fundamental para la determinación de la tasa de cambio, la cual en principio deberá tender en forma monótona hacia su senda de estado estacionario. Se observa bajo dicho modelo que las perturbaciones monetarias no anticipadas ocasionan el fenómeno de sobre reacción de la tasa de cambio nominal debido a la diferencia en las velocidades de ajuste que se evidencian en el mercado de bienes; el cual se ajusta lentamente según los excesos de demanda sobre oferta, y el mercado financiero; cuya velocidad de ajuste es instantánea (el mercado monetario permanece en equilibrio).

El modelo contiene como supuesto la hipótesis de paridad descubierta de intereses, lo cual implica perfecta sustitución entre los activos domésticos y foráneos, es decir, ausencia de aversión al riesgo país por parte de los inversionistas, y perfecta movilidad de capitales. Además se asume que la economía en consideración es pequeña, lo cual se establece por facilidad, puesto que esta premisa permite tratar las variables foráneas como exógenas y por lo tanto se facilita el tratamiento matemático. Finalmente, se considera el cumplimiento de la paridad del poder adquisitivo sólo en el largo plazo.

El fenómeno de sobre reacción de la tasa de cambio nominal ante perturbaciones monetarias no anticipadas, implica que ésta tendrá un valor superior a su situación de estado estacionario en el corto plazo luego de una

expansión monetaria. Este acontecimiento explica la alta volatilidad de la tasa de cambio respecto a los fundamentales macroeconómicos. Pero en el mediano plazo, la tasa de cambio convergerá por una senda estable hacia la posición de equilibrio, en la medida que los excesos de demanda en el mercado de bienes se corrigen por el incremento en el nivel de precios. Esto entraña un movimiento inverso entre tasa de cambio y tasa de interés; característica keynesiana del modelo. Finalmente en el largo plazo se observa que en el modelo que se cumple la neutralidad del dinero, es decir, los movimientos evidenciados en el nivel de precios y la tasa de cambio nominal son proporcionales a la variación evidenciada en los saldos monetarios nominales. Es preciso aclarar que el tipo de perturbación define la presencia de sobre reacción. Por ejemplo, el modelo predice que aumentos no anticipados del gasto público financiados por deuda adquirida por agentes privados, no implican sobre reacción de la tasa de cambio. En este caso la tasa de cambio converge directamente hacia su nueva posición de equilibrio.

Formalmente el modelo consta de las siguientes ecuaciones:

$$(1) \quad m - p = \psi y - \alpha i$$

$$(2) \quad y^d = \beta_0 + \beta_1 r + \beta_2 y - \beta_3 i$$

$$(3) \quad \frac{dp}{dt} \equiv \dot{p} = \mu (y^d - y)$$

$$(4) \quad \frac{ds^e}{dt} \equiv \dot{s}^e = \dot{s} = i - i^* = \theta (\bar{s} - s)$$

Donde:

m : logaritmo natural de la oferta monetaria

p : logaritmo natural del nivel de precios

y : logaritmo natural de la producción

i : tasa de interés doméstica

i^* : tasa de interés foránea

y^d : logaritmo natural de la demanda

$r \equiv s + p^* - p$: logaritmo natural de la tasa de cambio real

\dot{p} : tasa de inflación

\dot{s}^e : tasa de depreciación esperada condicionada al conjunto de información disponible

- \bar{s} : logaritmo natural de la tasa de cambio de estado estacionario
 s : logaritmo natural de la tasa de cambio observada

La primera ecuación determina el equilibrio del mercado monetario, es decir, establece la igualdad entre los saldos monetarios reales y la demanda por dinero, la cual responde a acontecimientos especulativos, vía tasa de interés, y a transaccionales, a través del ingreso. La segunda ecuación es una función de demanda, la cual depende del gasto autónomo, la tasa de cambio real, la producción y la tasa de interés. Por su parte, la ecuación número tres determina la evolución del nivel de precios, la cual responde a los excesos de demanda sobre oferta de la economía, es decir, a la brecha del producto; el parámetro que multiplica dicha expresión determina la velocidad de ajuste de los precios ante desequilibrios observados en el mercado de bienes. Finalmente, la ecuación cuatro enseña la evolución dinámica de la tasa de cambio nominal esperada, la cual se asume igual a la evolución observada, dada la hipótesis de expectativas racionales y ausencia de perturbaciones estocásticas. Dicha dinámica está en función de la tasa de interés doméstica y la tasa de interés foránea. Además se asume un proceso de convergencia en el cual se determina que la evolución observada de la tasa de cambio nominal converge a la situación de equilibrio, esta corrección depende de la velocidad de convergencia asociada al proceso de ajuste.

Luego de múltiples manipulaciones algebraicas se encuentra el sistema dinámico que determina conjuntamente la evolución del índice de precios y la senda temporal de la tasa de cambio nominal de la economía en cuestión (ver Gámez y Torres, 1997).

$$(5) \begin{bmatrix} \dot{p} \\ \dot{s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\mu\left(\beta_1 + \frac{\beta_3}{\alpha}\right) & \mu\beta_1 \\ \frac{1}{\alpha} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p \\ s \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu\beta_0 & \frac{\mu\beta_3}{\alpha} & \mu\left(\beta_2 - \frac{\psi\beta_3}{\alpha} - 1\right) & 0 \\ 0 & -\frac{1}{\alpha} & \frac{\psi}{\alpha} & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ m \\ y \\ i^* \end{bmatrix}$$

En forma matricial,

$$(6) \begin{bmatrix} \dot{p} \\ \dot{s} \end{bmatrix} = D \begin{bmatrix} p \\ s \end{bmatrix} + Fz$$

Dadas las diversas velocidades de ajuste en el mercado de bienes y el mercado financiero, se debe realizar análisis de corto, mediano y largo plazo, lo cual implica obtener la solución complementaria (desviación del equilibrio) y la

solución particular (estado estacionario) del sistema de ecuaciones diferencial. El sistema de ecuaciones que define el comportamiento de estado estacionario es el siguiente.

$$(7) \begin{bmatrix} p \\ s \end{bmatrix} = -D^{-1}Fz$$

Cabe destacar que el signo de las raíces características del sistema de ecuaciones implica que éste se caracteriza por una senda temporal de punto de silla, y es el comportamiento fundamentado en las expectativas racionales de los agentes económicos, el que induce a la convergencia hacia la única rama estable del sistema.

Resolviendo (7) se tiene que la evolución estacionaria de la tasa de cambio nominal está determinada por la siguiente expresión.

$$(8) \bar{s} = m - \frac{\beta_0}{\beta_1} - \left[\frac{\psi\beta_1 + \beta_2 - 1}{\beta_1} \right] y + \frac{(\alpha\beta_1 + \beta_3)i^*}{\beta_1}$$

Esta ecuación enseña claramente la neutralidad del dinero en la senda temporal de largo plazo para la tasa de cambio, en tanto que, la ecuación que determina el comportamiento de corto plazo esclarece evidentemente el fenómeno de sobre reacción ante perturbaciones monetarias.

$$(9) s = s + \frac{m - p - \psi y}{\alpha\theta} + \frac{i^*}{\theta}$$

La ecuación (8) definen el objeto de estudio en las estimaciones econométricas para la comprobación empírica del modelo de precios rígidos para la economía colombiana en el período 1995:I-2006:I.

2. Resultados empíricos

Dado el objetivo de validar empíricamente el modelo de precios rígidos para la economía colombiana en el período 1996:I-2005:I, y partiendo de la ecuación (8), la cual establece las variables que participan en la determinación de la senda de estado estacionario de la tasa de cambio nominal, se plantea la siguiente forma reducida susceptible de estimación econométrica.

$$(10) s_t = \phi_0 + \phi_1 m_t + \phi_2 y_t + \phi_3 i_t^* + \varepsilon_t$$

Donde ε_t es una perturbación estocástica ruido blanco.

Dado que la teoría económica no está en capacidad de establecer plenamente los múltiples fenómenos de retroalimentación, causalidad y simultaneidad entre la tasa de cambio nominal, el ingreso interno, la oferta monetaria y la tasa de interés foránea, se debe recurrir a técnicas econométricas en las cuales se consideren todas las variables como endógenas.

La base del análisis parte del reconocimiento de la relación de simultaneidad entre las variables objeto de estudio; en un principio se utilizaron los esquemas de Vectores Autorregresivos (VAR) en el cual todas las variables se consideran endógenas, pero el esquema VAR establece como prerequisite que todas las variables que entran en el problema sean estacionarias. Dado que muchas de las variables objeto de estudio en economía presentan tendencias estocásticas, lo cual implica que la ecuación en diferencias que define su trayectoria temporal presente una raíz unitaria que ocasiona una senda temporal no estable en el tiempo, y por ende, no hay convergencia a su valor de equilibrio, se debe recurrir a la diferenciación para eliminar la tendencia e incorporar las series en el esquema VAR.

Los análisis multivariados entre variables que presentan tendencias estocásticas en el tiempo no son tan sencillos como en un principio se creía, puesto que los procesos de diferenciación para eliminar dichas tendencias suponen una pérdida de información valiosa para el análisis econométrico aplicado.⁵ Si las variables son individualmente integradas de orden uno, y la teoría económica sugiere una relación estacionaria de largo plazo entre éstas, el análisis intuitivo sugeriría la presencia de cointegración entre dichas variables.⁶

La ventaja de encontrar las relaciones de largo plazo estacionarias entre variables no estacionarias es que el sistema se puede representar como un Vector de Corrección de Errores (VEC), este hallazgo se fundamenta en el teorema de representación de Granger, el cual permite descomponer la estacionariedad de las diferencias del vector de variables del modelo en la proveniente de sus

5 La diferenciación implica pérdida de información valiosa contenida en un número finito de rezagos (Hamilton, 1994).

6 Cointegración simplemente implica que hay una combinación lineal (vector de cointegración) de variables no estacionarias que es estacionaria. Si la cointegración no existe, la combinación lineal no es estacionaria o tiene una varianza infinita y no hay una media a la cual retorne. Desde el punto de vista económico no cointegración sugiere que no hay evidencia empírica en las series de tiempo que respalde un modelo teórico que describa la conducta de las variables endógenas en el largo plazo.

cambios rezagados y en las combinaciones lineales estacionarias de las series integradas. Formalmente se parte de una representación VAR (p) para luego obtener la representación VEC ($p-1$).

$$(11) \quad x_t = B\mu_t + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad \forall t = p+1, \dots, T$$

$$(12) \quad \Delta x_t = B\mu_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \forall t = p+1, \dots, T$$

$$\Pi_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad i = 1, \dots, p-1 \quad \text{y} \quad \Pi = \sum_{j=1}^p A_j - I$$

Alternativamente, la representación VEC ($p-1$) se puede expresar así:

$$(13) \quad \Delta x_t = B\mu_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \forall t = p+1, \dots, T$$

$$\Gamma_i = \sum_{j=1}^i A_j - I \quad i = 1, \dots, p-1$$

Donde:

$x_t = (s_t \ m_t \ y_t \ i_t^*)$: vector de variables endógenas de dimensión k .

μ_t : componentes determinísticos del sistema.

B : matriz de coeficientes a estimar cuya dimensión depende de los componentes determinísticos considerados.

A_i : matriz de coeficientes a estimar de dimensión $k \times k$.

Π_i : matriz de coeficientes a estimar de dimensión $k \times k$.

Γ_i : matriz de coeficientes a estimar de dimensión $k \times k$.

Π : $\alpha\beta'$, donde α es una matriz de velocidades de ajuste, y β' es una matriz compuesta por vector es de cointegración.⁷

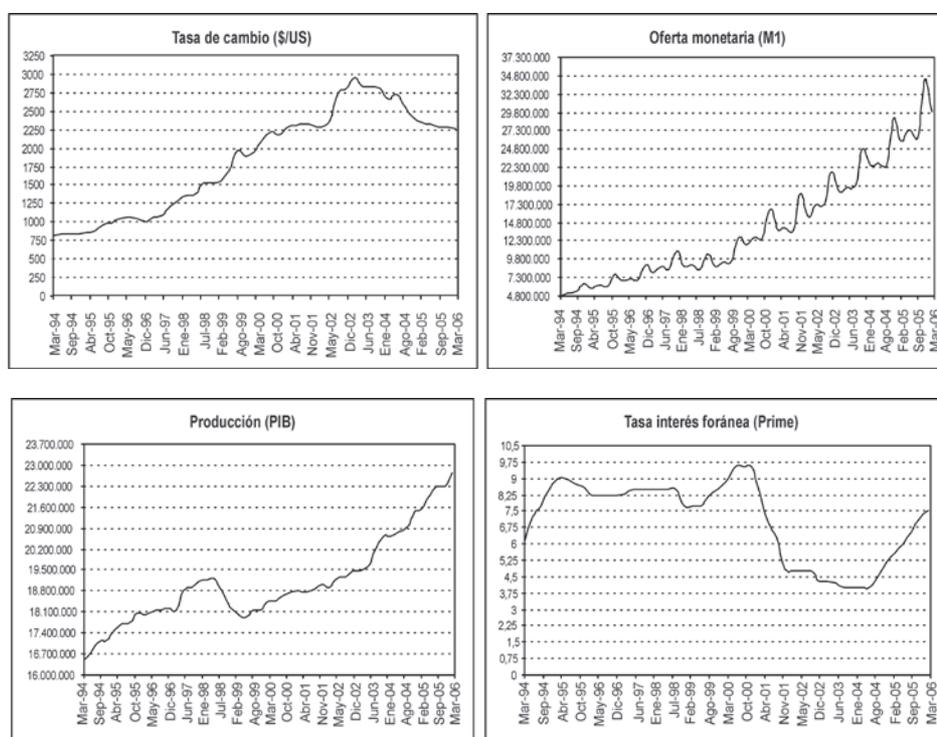
ε_t : vector de perturbaciones estocásticas distribuido normal $(0, \Sigma_\varepsilon)$

7 Donde: α de dimensión $(k \times r)$ es la matriz de velocidad de ajuste de los parámetros ante desequilibrios y β también de dimensión $(k \times r)$ es la matriz de vectores de cointegración de las variables. Donde r es el número de vectores cointegrados, los cuales conforman el núcleo del espacio de cointegración de las variables en consideración, así cualquier vector de cointegración diferente de los r elementos encontrados es una combinación lineal de estos. Finalmente, k es el número de variables del sistema.

En primera instancia se enseña la evolución de las variables objeto de análisis en el período en consideración (ver gráfico 1). Aparentemente las series en consideración no son estacionarias. Dicha afirmación debe ser corroborada formalmente a través de pruebas de raíces unitarias (ver tabla 1).

Gráfico 1

Tasa de cambio (Pesos Colombia/Dólar EE.UU), oferta monetaria (M1 Colombia), producción (PIB Real Colombia) y tasa de interés foránea (Prime EE.UU): 1996:I–2006:I.



Fuente: Banco de la República de Colombia (Tasa de cambio y Oferta monetaria), Departamento Administrativo Nacional de Estadística (Producto Interno Bruto) y Economagic.com (Prime).

Como se deduce de las pruebas de raíces unitarias (ver tabla 1), las series en consideración son integradas de orden uno. Luego, el análisis multivariado se debe fundamentar en metodología VEC. Inicialmente se plantea un VAR con las variables en niveles. A partir de los criterios de información se establece

que el número de rezagos pertinente para el VAR es cuatro, lo cual implica que el VEC debe contener tres rezagos (ver anexo, Tabla A.1.).

En la tabla 2 se enseñan los resultados de las pruebas de cointegración bajo diversas especificaciones de los componentes determinísticos que entran en la ecuación.

Tabla 1

Prueba de raíces unitarias basada en la metodología Dickey-Fuller
 Aumentado: Tasa de cambio (Pesos Colombia/Dólar EE.UU),
 oferta monetaria(M1 Colombia), producción (PIB Real Colombia)
 y tasa de interés foránea (Prime EE.UU): 1996:I-2006:I.

Variable	Dickey-Fuller	Valor crítico 5%	Variable	Dickey-Fuller	Valor crítico 5%
s_t	-1,96	-2,92	Δs_t	-5,46	-2,92
m_t	-2,27	-2,92	Δm_t	-5,19	-1,94
y_t	3,95	-1,94	Δy_t	-4,34	-1,94
i_t^*	-0,58	-1,94	Δi_t^*	-3,74	-1,94

Nota: Las series en consideración se encuentran en logaritmo natural a excepción de la tasa de interés foránea. La hipótesis nula considerada es la no estacionariedad de la serie en cuestión. Los resultados encontrados son respaldados por la prueba Phillips-Perron. Para la variable oferta monetaria se tomó en cuenta el efecto asociado a la estacionalidad.

Como se desprende del análisis de cointegración bajo las dos primeras especificaciones hay evidencia estadísticas de dos vectores de cointegración, y bajo las tres especificaciones finales, la evidencia enseña la presencia de un vector de cointegración. La elección entre las diversas especificaciones se fundamenta en el marco de la teoría económica y los criterios de información estadísticos. En el anexo, tabla A.2., se exhiben los resultados que arroja el criterio de información de Scharwz donde se establece que la mejor especificación está determinada por la cuarta estructura, es decir, en presencia de intercepto en el vector de cointegración y no intercepto en la representación VEC, lo cual es consistente con el marco establecido por el modelo de precios rígidos para la determinación de la tasa de cambio.

El vector de cointegración que se obtiene bajo la especificación establecida está dado por la siguiente expresión (desviación estándar entre paréntesis).

$$(18) \quad s_t = 255,85 + 3,25 m_t - 18,04 y_t + 0,20 i_t^*$$

(30,46) (0,29) (2,07) (0,03)

El vector de velocidades de ajuste asociado al ejercicio está determinado por el siguiente esquema (desviación estándar entre paréntesis).

$$(19) \quad \left[\begin{array}{cccc} \alpha_s = -0,013 & \alpha_M = -0,049 & \alpha_y = -0,005 & \alpha_{j^*} = 0,78 \\ (0,026) & (0,01) & (-0,005) & (0,17) \end{array} \right]$$

Tabla 2

Prueba de cointegración bajo diferentes especificaciones de los componentes determinístico.

Supuestos sobre los componentes determinísticos asociados a la representación VEC	Estadístico traza ^a	Valor crítico prueba traza 5%	Estadístico máximo valor propio ^b	Valor crítico prueba máximo valor propio 5%
Intercepto y tendencia en el vector de cointegración y tendencia determinística en el VAR				
<i>Ho.r = 0</i>	103,54	55,24	52,40	30,81
<i>Ho.r = 1</i>	51,13	35,01	34,77	24,25
<i>Ho.r = 2</i>	16,33	18,39	14,47	17,14
Intercepto y tendencia en el vector de cointegración e intercepto en el VAR				
<i>Ho.r = 0</i>	111,58	63,87	52,41	32,11
<i>Ho.r = 1</i>	59,16	42,91	38,03	28,82
<i>Ho.r = 2</i>	21,13	28,87	14,70	19,38
Intercepto en el vector de cointegración y en el VAR				
<i>Ho.r = 0</i>	71,67	47,85	46,38	27,58
<i>Ho.r = 1</i>	25,29	29,79	16,04	21,13
Intercepto en el vector de cointegración y NO intercepto en el VAR				
<i>Ho.r = 0</i>	77,76	54,07	47,56	28,58
<i>Ho.r = 1</i>	30,30	35,19	16,25	22,29
NO intercepto en el vector de cointegración y NO intercepto en el VAR				
<i>Ho.r = 0</i>	46,09	40,17	29,37	24,15
<i>Ho.r = 1</i>	16,71	24,27	9,07	17,79

^a La hipótesis nula del estadístico de traza es como máximo *r* vectores de cointegración versus la alterna general.

^b La hipótesis nula del estadístico de máximo valor propio es *r* vectores de cointegración versus *r + 1*.

Nota: La representación VEC implícita en el análisis de cointegración se fundamenta en tres rezagos con la presencia de una dummy estacional asociada al cuarto trimestre del año.

Dados los resultados exhibidos en la ecuación (18) se determina que las variables objeto de estudio son parte fundamental del vector de cointegración, es decir, éstas son estadísticamente diferentes de cero (prueba de exclusión). Además según lo evidenciado en (19), se determina que la tasa de cambio y la producción son variables débilmente exógenas, en tanto, que la oferta monetaria y la tasa de interés foránea son endógenas. La representación VEC como tal es bastante acertada para explicar el comportamiento de la oferta monetaria; esto se desprende del coeficiente de determinación ajustado asociado a dicha variable es 0,965 (ver anexo, tabla A.3.).

En el anexo, tablas A.4. y A.5. se enseña que el modelo especificado pasa las pruebas de hipótesis sobre independencia serial y homocedasticidad de los residuales a un 5% de significancia.

Conclusiones

Los resultados encontrados son consistentes con el modelo de precios rígidos en dos sentidos; el primero se fundamenta en el hecho que las variables objeto de análisis están cointegradas, es decir, presentan una relación estable de largo plazo, tal y como lo establece el marco teórico, además dichas variables son parte fundamental del vector de cointegración, según se deduce de los resultados de las pruebas de exclusión. En segunda instancia, los signos de las elasticidades estimadas son conformes a lo que predice la teoría. Por otra parte, dados los resultados de las pruebas de exogeneidad, se encuentra que los movimientos en la tasa de cambio y la producción explican los movimientos en la oferta monetaria, es decir, la política monetaria ha sido acomodaticia. Se puede deducir de la ecuación (18) que la elasticidad de la oferta monetaria con respecto a la tasa de cambio y la producción es 0,3 y 5,5, respectivamente.⁸

Durante el régimen de bandas cambiarias, la oferta monetaria era el instrumento que se ajustaba con el objetivo de responder a la presión que se ejercía sobre la tasa de cambio en el mercado, en tanto que a partir de 1999, dada la flexibilidad “sucia” de la tasa de cambio, la oferta monetaria se ajuste acorde a las intervenciones del Banco de la República en el mercado cambiario, según se puede deducir de los resultados hallados. En este mismo orden de ideas, los hechos estilizados enseñan que la oferta monetaria se ha ajustado a los movimientos en la producción, según la política de inflación

8 Los resultados que se presentan son los estimados al tomar como referencia la oferta monetaria para normalizar el vector de cointegración.

objetivo practicada por el Banco de la República, en la cual las decisiones sobre la tasa de intervención y por consiguiente sobre la expansión monetaria en la economía, se ajustan según la brecha de la producción. Un hecho contra intuitivo del ejercicio econométrico realizado es que la tasa de interés foránea no es débilmente exógena, se podría deducir que la especificación econométrica planteada toma en consideración el posible efecto de retroalimentación entre los movimientos en la tasa de interés foránea y la oferta monetaria, pero no es capaz de identificar el orden secuencial de los acontecimientos causa-efecto.

Bibliografía

- Alonso, C., Cárdenas, M. y Bernal, R. (1997). *La Tasa de Cambio en Colombia*. Bogotá. Tercer Mundo Editores.
- Alonso, C. y Patiño, I. (2005). "Determinantes de la Tasa de Cambio Nominal en Colombia: Evaluación de Pronósticos".
- Arias, F. y Misas, M. (1998). "Monetary Neutrality in the Colombian Exchange Rate". Serie Borradores de Economía, número 85.
- Carrasquilla, A. (1997). "An Exchange Rate Band in Times of Turbulence: Colombia, 1991–1996". Serie Borradores de Economía, número 70.
- Dornbusch, R. (1976). "Expectations and Exchange Rate Dynamics." *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6.
- Gámez, Consuelo. y TORRES, José. (1997). *Teoría Monetaria Internacional*. Madrid. McGraw-Hill.
- Gómez, J. (1999). "Un Modelo de Tasa de Cambio Nominal y Real para Colombia". Serie Borradores de Economía, número 129.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Análisis*. Princeton University Press.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52.
- Oliveros, H. y Huertas, C. (2002). "Desequilibrios Nominales y Reales del Tipo de Cambio en Colombia". Serie Borradores de Economía, número 220.
- Rowlan, P. (2003). "Forecasting the USD/COP Exchange Rate: a Random Walk with a Variable Drift". Serie Borradores de Economía, número 253.

ANEXO

Cuadro A.1

Esquema de clasificación de los modelos para la determinación de la tasa de cambio

Evolución teórica de los modelos de la tasa de cambio

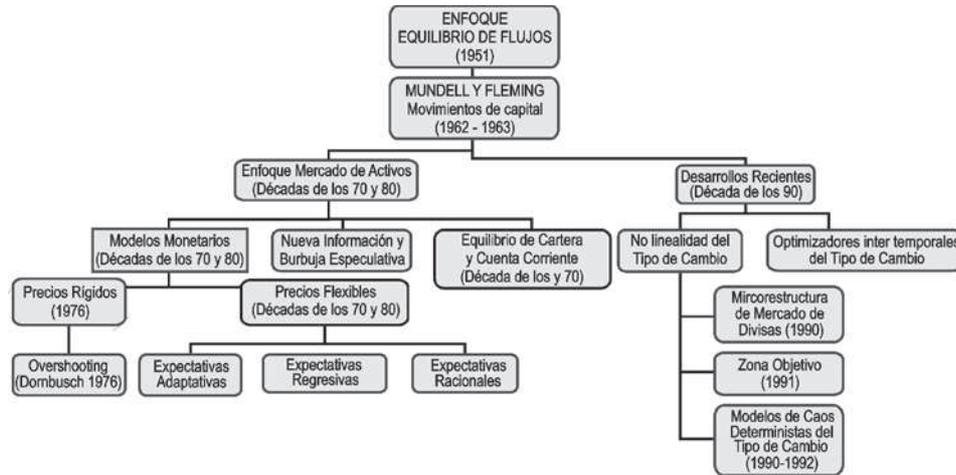


Tabla A.1

Criterios de información para la selección del número de rezagos del VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	9.511785	NA	9.20e-06	-0.244968	-0.084376	-0.185101
1	235.5866	401.9108	8.14e-10	-9.581628	-8.778667	-9.282292
2	254.3272	29.98498	7.34e-10	-9.703433	-8.258103	-9.164628
3	266.1344	16.79241	9.25e-10	-9.517085	-7.429386	-8.738812
4	330.6952	80.34227*	1.17e-10*	-11.67534*	-8.945273*	-10.65760*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabla A.2

Criterio Schwarz de información para la selección de la especificación en los componentes determinísticos en la representación VEC

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-9.885647	-9.885647	-9.682597	-9.682597	-9.523058
1	-9.861773	-10.17911*	-10.03673	-10.08613	-10.01079
2	-9.386639	-9.779102	-9.716438	-10.17009	-10.10673
3	-8.879137	-9.189114	-9.201383	-9.735486	-9.750707
4	-8.203022	-8.568521	-8.568521	-9.116986	-9.116986

Tabla A.3

Información estadística asociada a la representación VEC

Error Correction:	D(LN_M)	D(LN_S)	D(LN_Y)	D(IF)
R-squared	0.975481	0.384831	0.368217	0.674778
Adj. R-squared	0.965199	0.126857	0.103276	0.538395
Sum sq. resids	0.025312	0.070856	0.003896	3.185609
S.E. equation	0.028575	0.047809	0.011211	0.320564
F-statistic	94.87206	1.491745	1.389808	4.947660
Log likelihood	104.5186	81.35747	146.6233	-4.271804

Tabla A.4
Prueba de independencia serial sobre el modelo especificado

H0: No correlación serial de los residuales hasta de orden 4

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.519794	0.9814
2	15.87699	0.4616
3	12.55216	0.7052
4	21.27476	0.1682

Tabla A.5
Prueba de homocedasticidad sobre el modelo especificado.

H0: Homocedasticidad de los residuales

Chi-sq	df	Prob.
273.3844	270	0.4311
