



**Condición Marshall-Lerner:  
una aproximación al caso colombiano,  
1980-2001**

*Hernando Rendón Obando,  
Andrés Ramírez Hassan*

*Hernando Rendón Obando\**  
*Andrés Ramírez Hassan\*\**

• **Resumen:** Este estudio pretende analizar empíricamente la condición Marshall-Lerner en la economía Colombiana tomando como marco de referencia el período 1980-2001. El efecto de una depreciación de la tasa de cambio real sobre la balanza comercial en el largo plazo es analizado utilizando el procedimiento de cointegración de Johansen, bajo un modelo cuya especificación seguirá los desarrollos recientes de macroeconomía abierta basados en agente representativo y optimización dinámica. Luego del análisis econométrico se realizará una revisión sobre las implicaciones de política económica.

**Palabras clave:** Balanza comercial, Condición Marshall-Lerner, Tasa de cambio.

• **Abstract:** This research will analyse the Colombian evidence about Marshall-Lerner condition in the 1980 to 2001 period. The effect of the one real exchange's depreciation over the trade balance in the long term is analysed with the Johansen's cointegration procedure under a model which specification will follow the new developments of open macroeconomics based on representative agent with dynamic optimization. After the econometric analysis, a review about the economic policy implications will be done.

**Key words:** Trade Balance, Marshall-Lerner Condition, Exchange rate.

JEL classification: F11, F13, F41.

---

\* Profesor asociado Universidad Nacional de Colombia

\*\* Funcionario Empresas Públicas de Medellín y docente e investigador Universidad Eafit, e-mail: aramireh@eppm.com

# **Condición Marshall-Lerner: una aproximación al caso colombiano, 1980-2001\***

*Hernando Rendón Obando,  
Andrés Ramírez Hassan*

## **Introducción**

Estudiar los múltiples fenómenos de retroalimentación entre la balanza comercial, la tasa de cambio real y el ingreso es especialmente importante para las economías con bajo nivel de desarrollo. En esencia, el escaso nivel evolutivo del mercado de capitales interno, la tendencia decreciente en los términos de intercambio y un mercado interno bastante estrecho, son entre otros, factores que incentivan el estudio de la dinámica del comercio internacional para una economía como la colombiana.

La evidencia empírica ha enseñado como Colombia ha adoptado diversos esquemas de tasa de cambio, pasando del sistema de mini-devaluaciones que inició en el año 1967, al sistema de bandas cambiarias acogido oficialmente en enero de 1994 y la posterior adopción del esquema de libre flotación a partir del mes septiembre del año 1999. Este de tipo de posiciones sobre la tasa de cambio han sido adoptadas con el fin de alcanzar estabilidad económica, tanto a nivel externo como interno. Claro está que dichas decisiones también se instauran bajo presiones de grupos de interés, los cuales no toman en consideración los efectos distributivos nefastos de algunas decisiones de política económica que hacen alusión a movimientos

---

\* Los Autores agradecemos a los profesores Héctor Arango, Jesús Botero, Ramón Javier Mesa y Sergio Restrepo por sus comentarios y sugerencias. Todos los errores que puedan existir en el presente artículo son nuestra responsabilidad.

nominales en la tasa de cambio, y asumen a priori efectos positivos de las devaluaciones sobre la posición comercial externa.

La evidencia empírica enseña que una depreciación de la tasa de cambio tiene dos efectos sobre la balanza comercial. El primero es el efecto valor, el cual implica que las importaciones se vuelvan más caras valoradas en moneda doméstica y que las exportaciones se vuelvan más baratas para los compradores foráneos. El segundo es el efecto volumen asociado a la disminución de las importaciones y el incremento de las exportaciones. Dado que el volumen de los flujos comerciales podría no cambiar en el corto plazo -por las restricciones temporales que entrañan la ampliación de la capacidad instalada de la economía y los nuevos canales de distribución- el efecto valor tiende a dominar en el corto plazo sobre el efecto volumen, por consiguiente, una depreciación de la moneda doméstica deteriora la balanza comercial en el corto plazo. En el largo plazo, si la condición Marshall-Lerner se mantiene, es decir, si la suma de la elasticidad precio de la demanda de exportaciones e importaciones es suficientemente grande (sumen más que uno), el efecto volumen domina sobre el efecto valor y la balanza comercial mejorará ante una depreciación.

Al analizar las relaciones existentes entre la balanza comercial, la tasa de cambio y el ingreso, se observa como la teoría económica no se encuentra en capacidad de establecer unanimidad en los criterios emitidos en lo que se refiere a los canales de transmisión y la secuencia temporal de los efectos entre una y otra variable, por consiguiente, si se desea indagar sobre la relación existente entre estas variables es necesario utilizar modelos econométricos acordes a las restricciones que imponen las condiciones de endogenización de cada una de las variables en cuestión, y los múltiples fenómenos de retroalimentación entre ellas. Por tanto, para la estimación econométrica de los nexos existentes entre las variables arriba nombradas se pretende utilizar esquemas multivariados de series de tiempo, tales como los modelos VEC (Vector Error Correction) en los cuales todas las variables se toman como endógenas.

El propósito del presente artículo es realizar un ejercicio econométrico que pretende indagar sobre el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner para la economía colombiana en el período 1980:1 a 2001:4. Este período

se toma en consideración dada la disponibilidad de series de estadísticas confiables.

En la siguiente sección se desarrollará el marco teórico del problema. En la tercera sección se expondrá la metodología econométrica, y la cuarta enseñará el ejercicio y los principales resultados. Finalmente se expondrán las implicaciones de política económica de los resultados obtenidos y las conclusiones.

## I. Marco Teórico<sup>1</sup>

En la literatura macroeconómica moderna los determinantes de la balanza comercial de una economía pequeña, tal como la colombiana, se derivan de modelos en los cuales se asumen dos países con agente representativo. En dichos modelos se obtienen las funciones de demanda de importaciones y demanda de exportaciones por medio de un proceso de optimización dinámico, en el cual, el agente representativo deriva su utilidad intertemporal del consumo de dos clases de bienes, uno producido domésticamente -no transable- ( $n$ ) y otro bien importado -transable- ( $m$ ), sujeto a una restricción presupuestaria también de carácter intertemporal.

El problema que enfrenta el agente representativo del país doméstico -economía pequeña- es el siguiente:

$$\begin{aligned} \text{Max} U & \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(n_t, m_t) dt \\ \text{s.a} & \\ g & = d_t + x_t \left( \frac{p^x}{p^f} \right) - g_t \left( \frac{p}{p^f} \right) - n_t - m_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right) \end{aligned} \quad (1)$$

Donde  $\rho > 0$  es la tasa subjetiva de descuento del agente representativo.

La restricción presupuestaria intertemporal está determinada por la variación del presupuesto ( $g$ ), cuyos movimientos se deben a la diferencia

<sup>1</sup> Esta sección es una adaptación del modelo propuesto por Reinhart (1995), el cual es seguido por Misas, Ramírez y Silva (2001).

entre un presupuesto inicial  $g_0$ , una dotación de bienes producidos internamente ( $d$ ) y las exportaciones domésticas ( $x$ ), a lo cual se le restan los gastos de consumo interno en bienes no transables ( $n$ ) y transables ( $m$ ). Además, observamos que tanto las exportaciones como las importaciones (medidas en términos de no transables) son deflactadas por el nivel de precios foráneo.

Asumiendo una función de utilidad del tipo CES, tenemos específicamente el siguiente problema de optimización dinámica:

$$\begin{aligned} \text{Max } U &= \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \frac{1}{\sigma} \ln(n_t^\sigma + \lambda_t m_t^\sigma) dt \\ \text{s.a.} & \\ g &= d_t + x_t \cdot p^x / p^f + g_t \cdot p / p^f + n_t + m_t \cdot p^m / p^f \end{aligned} \quad (2)$$

El modelo es solucionado mediante la teoría del control óptimo, donde la demanda por bienes no transables y la demanda de importaciones son las variables control, la variable estado es el presupuesto y la variable co-estado es el multiplicador dinámico. El Hamiltoniano respectivo es:

$$H(g_t, n_t, m_t, \lambda_t) = e^{-\rho t} \frac{1}{\sigma} \ln(n_t^\sigma + \lambda_t m_t^\sigma) + \lambda_t [d_t + x_t \cdot p^x / p^f + g_t \cdot p / p^f + n_t + m_t \cdot p^m / p^f - g] \quad (3)$$

Las condiciones de primer orden asociadas al problema son:<sup>2</sup>

*C.P.O*

$$\frac{\partial H}{\partial n} = e^{-\rho t} \frac{1}{\sigma} \frac{\lambda_t^\sigma n^{\sigma-1}}{n^\sigma + \lambda_t m_t^\sigma} - \lambda_t = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial H}{\partial m} = e^{-\rho t} \frac{1}{\sigma} \frac{\lambda_t^\sigma m^{\sigma-1}}{n^\sigma + \lambda_t m_t^\sigma} - \lambda_t \cdot p^m / p^f = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial H}{\partial g} = g + d_t + x_t \cdot p^x / p^f + g_t \cdot p / p^f + n_t + m_t \cdot p^m / p^f - g = 0 \quad (6)$$

<sup>2</sup> Dadas soluciones interiores.

$$\frac{\partial H}{\partial g} = \frac{\partial}{\partial g} \left( \frac{p^m}{p^f} \right) \quad (7)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} g_t = 0 \quad (8)$$

La ecuación número (8) es la llamada condición de transversalidad e implica que al final del horizonte de planeación, el valor que los agentes le asignan a la riqueza es nulo.

Luego de manipular las ecuaciones (4) y (5), se obtiene la relación existente entre la demanda de bienes no transables y la demanda de importaciones:

$$m_t = \frac{\partial}{\partial p^f} \left( \frac{p^f}{p^m} \right) n_t \quad (9)^3$$

En estado estacionario el crecimiento tanto de las variables estado, la variable co-estado y las variables control es cero, y asumiendo la condición “market clearing”, la cual implica  $d_t = n_t$ , tenemos la función de demanda de importaciones del país doméstico:<sup>4</sup>

$$m_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right) = g_t \left( \frac{p}{p^f} \right) = x_t \left( \frac{p^x}{p^f} \right) \quad (10)$$

Aplicando logaritmo a la ecuación (10), tenemos:

$$\ln m_t = \ln \left( \frac{p}{p^f} \right) = x_t \left( \frac{p^x}{p^f} \right) = \ln \left( \frac{p^f}{p^m} \right) \quad (11)$$

Por simetría en el análisis, la función de demanda de exportaciones domésticas, es decir, las importaciones del país foráneo, vienen dadas por:

$$\ln m_t^f = \ln \left( \frac{p^f}{p^f} \right) = x_t^f \left( \frac{p^{x,f}}{p^f} \right) = \ln \left( \frac{p^f}{p^{m,f}} \right) \quad (12)$$

<sup>3</sup> Donde  $\frac{\partial}{\partial p^f} \left( \frac{p^f}{p^m} \right)$  es la elasticidad de sustitución.

<sup>4</sup> Véase, Reinhart (1995) y Misas, Ramírez y Silva (2001).

Donde las variables con superíndice  $f$  denotan el país foráneo. Además, dado el supuesto de dos países, la condición de equilibrio general transforma la ecuación (12).<sup>5</sup>

$$\ln x_t \approx \ln g_t^f \approx m_t \ln p^m / p^f \approx \ln p^f / p^x \quad (13)$$

Si se define la balanza comercial ( $bc$ ) como el ratio entre exportaciones e importaciones se obtiene:

$$\ln x_t \approx \ln m_t \approx \ln g_t^f \approx m_t \ln p^m / p^f \approx \ln g_t \ln p / p^f \approx x_t \ln p^x / p^f \approx \ln p^f / p^x \approx \ln p^f / p^m \quad (14)$$

Finalmente,<sup>6</sup>

$$\ln bc_t \approx \ln \frac{x}{m} \approx \ln g_t^f \approx m_t \ln p^m / p^f \approx \ln g_t \ln p / p^f \approx x_t \ln p^x / p^f \approx \ln p^m / p^x \quad (15)$$

Definiendo,

$$\begin{aligned} BC_t &\approx \ln bc_t \\ Y_t^f &\approx \ln g_t^f \approx m_t \ln p^m / p^f \\ Y_t &\approx \ln g_t \ln p / p^f \approx x_t \ln p^x / p^f \\ R_t &\approx \ln p^m / p^x \end{aligned}$$

La ecuación estimable se reduce a la forma:

$$BC_t \approx \alpha_1 R_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Y_t^f + \epsilon_t \quad (16)^7$$

Para el caso en particular, los determinantes de la balanza comercial son:<sup>8</sup> los precios relativos ( $R$ ) –Tasa de cambio real como proxy– cuyo signo

<sup>5</sup> La condición de equilibrio general implica  $x_t \approx m_t^f$  y  $x_t^f \approx m_t$ .

<sup>6</sup> El resultado de la balanza comercial es desarrollado desde la perspectiva de la demanda asumiendo elasticidad infinita de la oferta en el país doméstico (Colombia) y foráneo.

<sup>7</sup> La ecuación (16) muestra la especificación tradicional del equilibrio de largo plazo de la balanza comercial.

<sup>8</sup> La medida de la balanza comercial es representada por el ratio entre exportaciones-importaciones. Siguiendo Bahamani-Oskooee y Else J. (1994), el uso de este ratio presenta las siguientes características: primero, la ecuación de regresión puede ser expresada en forma log-lineal o en forma de elasticidad constante, luego los parámetros obtenidos son elasticidades. Segundo, la balanza comercial es independiente de las unidades de medida de las exportaciones y las importaciones. Otros autores siguen esta metodología Anju-Gupta-Kapoor y Ramakrishnan (1999), y Alves, Fava y Silver (2000).



esperado es  $\alpha_1 > 0$  (si se cumple la condición Marshall-Lerner  $\alpha_1 > 1$ ), el ingreso doméstico  $Y^d$ -PIB es utilizado como proxy- del cual se espera  $\alpha_2 < 0$  y el ingreso foráneo  $Y^f$ -proxy índice de producción de EE.UU.<sup>9,10</sup> del cual se espera  $\alpha_3 > 0$ . La variable  $Z$  incorpora componentes determinísticos, tales como intercepto y tendencia, además  $\epsilon_t$  es una perturbación estocástica. Siguiendo a Boyd, Caporale y Smith (2001), la variable  $Z$  se puede descomponer y la ecuación estimable de la relación de largo plazo de la balanza comercial se transforma en:

$$BC_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Y_t^f + \alpha_4 t + \epsilon_t \quad (17)$$

Donde la tendencia captura efectos de los términos de intercambio (por ejemplo, para productores de productos primarios), mejoras inmediatas de calidad, nuevos canales de distribución o tendencias de liberalización.

La teoría considera que una devaluación real de la moneda doméstica tiende a empeorar el estado inicial de la balanza comercial debido a que el efecto valor tiende a dominar el efecto volumen en el corto plazo,<sup>11</sup> luego de este proceso el comportamiento se revierte y unos meses más tarde el efecto volumen domina sobre el efecto valor y como resultado el estado inicial de la balanza comercial presenta mejores condiciones.

El efecto valor domina en primera instancia el proceso, puesto que el primer impacto de una depreciación sobre la balanza comercial consiste en un aumento del valor de las importaciones expresadas en producto interno, las cuales fueron formalizadas previamente a la depreciación. Dado que las exportaciones expresadas en producto interno no varían y las importaciones expresadas en producto interno aumentan, el resultado en el corto plazo es el empeoramiento de la balanza comercial.<sup>12</sup>

<sup>9</sup> Esta metodología es seguida por Bahmani-Oskooee (1998). Los países involucrados en dicho análisis fueron: Corea, Filipinas, Grecia, Pakistán, Singapur y Sudáfrica. El proxy del ingreso foráneo tomado fue el Índice de Producción Industrial de los países pertenecientes OECD. Boyd, Caporale y Smith (2001) también siguieron dicha metodología.

<sup>10</sup> EE.UU. representa en promedio el 40% del comercio exterior colombiano en el período analizado.

<sup>11</sup> Esta consideración se fundamenta teóricamente en el enfoque de elasticidades.

<sup>12</sup> Un resultado empírico que corrobora dicho acontecimiento es el hecho que los contratos de exportación e importación son realizados con varios meses de antelación, luego la balanza comercial expresada en producto interno puede deteriorarse dada una depreciación.

El efecto volumen reacciona más lentamente ante la devaluación de la moneda doméstica por varias causas: en primera instancia por el lado de la producción, ampliar la capacidad instalada de la economía doméstica para acondicionarse a las nuevas estructuras de demanda requiere cierto lapso de tiempo. Las empresas exportadoras requieren contratar nuevos empleados y ampliar las instalaciones, mientras que las empresas importadoras deben encontrar productores domésticos que estén en capacidad de sustituir los pedidos procedentes del extranjero. En segunda instancia, por el lado del consumo, el aumento de la demanda foránea de productos domésticos requiere de nuevos canales de distribución que necesitan tiempo para ser establecidos en el mercado internacional.

En conclusión, los efectos negativos sobre la balanza comercial que se presentan en el corto plazo por causa del efecto valor, se compensan en el mediano plazo a medida que la capacidad instalada de la economía doméstica se acopla al cambio estructural, finalmente, en el largo plazo, se observa una mejora en el estado de la balanza comercial en comparación al estado inicial, dicho efecto tiende a desvanecerse en el tiempo a medida que el proceso de ajuste se completa.

La evidencia empírica hasta el momento ha sido inconsistente en corroborar la hipótesis Marshall-Lerner. Los análisis clásicos realizados por: Houthankker y Magee (1969), Khan (1974), Goldstein y Khan (1978), Wilson y Takaes (1979), Warner y Kreinin (1983), Krugman y Baldwin (1987), etc, en general han concluido en contra de la condición Marshall-Lerner. Pero estos análisis se han basado en estimaciones mediante la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), técnica que presenta problemas de regresiones espurias cuando la muestra contiene series no estacionarias.<sup>13</sup> Conforme las técnicas econométricas han avanzado, se ha insistido en realizar nuevas estimaciones de los problemas antiguamente concebidos y la condición Marshall-Lerner no ha sido la excepción. Bahmani-Oskooee y Niroomand (1998) y Coparale y Chui (1999) han utilizado procedimientos de cointegración para verificar tal condición. Bahmani-Oskooee M y Alse J (1994) examinaron la relación entre el ratio importaciones-exportaciones y

---

<sup>13</sup> Las regresiones espurias se caracterizan por presentar  $R^2$  altos y parámetros estimados significativos a niveles de confianza normales (90%, 95% y 99%), pero con contradicciones teóricas graves.

la tasa de cambio real para muchos países usando un modelo de corrección de errores. Estos investigadores encontraron que había poca evidencia de una relación de largo plazo entre el ratio importaciones-exportaciones y la tasa de cambio real. En particular para el caso Colombiano Rincón (1999) encontró evidencia de la hipótesis Marshall-Lerner. Este autor estimó un modelo de corrección de errores en el cual incluye las variables: balanza comercial, tasa de cambio real, dinero e ingreso para una muestra 1979:1 a 1995:4. Rincón encontró que hay un vector de cointegración entre las variables. Se debe tener presente que este autor no involucró en el modelo el ingreso foráneo, puesto que el objetivo era verificar los tres enfoques para la determinación de la cuenta corriente y no específicamente la condición Marshall-Lerner.

## II. Metodología econométrica

Dado que la teoría económica no está en capacidad de establecer plenamente los múltiples fenómenos de retroalimentación, causalidad y simultaneidad entre la balanza comercial, la tasa de cambio real y el ingreso, debemos 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.<sup>14</sup> Dado que muchas de las variables objeto de estudio en economía presentan tendencias estocásticas, lo cual implica que la ecuación en diferencias que

<sup>14</sup> Una variable estacionaria  $x_t$  se caracteriza por no presentar una tendencia decreciente o creciente en el tiempo, es decir que conserve una media  $E x_t$  independiente del tiempo, su varianza  $E (x_t - E x_t)^2$  presente un valor finito, también independiente del tiempo y su autocovarianza  $E (x_t - E x_t)(x_{t-h} - E x_{t-h})$  es igual a  $E (x_{t-h} - E x_{t-h})(x_t - E x_t)$  para todo  $k$  y  $h$ . En resumen, la serie gira alrededor de su media en el tiempo a menos que se presente un cambio estructural, el cual modifique el valor medio de la serie. Además una perturbación aleatoria transitoria ejerce un efecto transitorio sobre la serie.

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.<sup>15</sup>

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.<sup>16</sup> Si las variables son individualmente integradas de orden uno I(1) y la teoría económica sugiere una relación estacionaria de largo plazo entre las variables en niveles, implica que las variables están cointegradas<sup>17,18</sup>.

Afortunadamente muchos métodos se han desarrollado para evitar los problemas de pérdida de información. Johansen (1988), y Stock y Watson (1988) entre otros desarrollaron estimaciones basados en funciones de máxima verosimilitud. El método que será desarrollado en el artículo se basará en los aportes realizados por Johansen que parte de la siguiente especificación VEC(k-1):<sup>19</sup>

$$\sum_{i=1}^k \alpha_i Z_{t-i} + \beta_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i Z_{t-i} + \beta_t \quad t = 1, \dots, T \quad (19)$$

<sup>15</sup> Test de raíces unitarias tales como: Dickey-Fuller aumentado y Phillips-Perron deben ser realizados sobre cada variable para testiar la estacionariedad de las series.

<sup>16</sup> La diferenciación implica pérdida de información valiosa contenida en un número finito de rezagos (Hamilton, 1994).

<sup>17</sup> 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.

<sup>18</sup> Teóricamente la condición Marshall-Lerner  $\eta_{x,R} - \eta_{m,R} > 1$ , es un fenómeno de largo plazo.

Donde:  $\eta_{x,R}$ : Elasticidad precio de la demanda de exportaciones.

$\eta_{m,R}$ : Elasticidad precio de la demanda de importaciones.

<sup>19</sup> Donde:  $\sum_{i=1}^k \alpha_i I_i$  y  $\sum_{j=1}^k \beta_j I_j$ . Además, las matrices  $A$  son las matrices de coeficientes obtenidas de un sistema VAR(k).

Donde:

$Z_t$  ? Vector de variables endógenas, i.e.  $\{BC_t, R_t, Y_t, Y_t^f\}$ .

$\alpha_t$  ? Componentes determinísticos.

$\beta_i$  ? Matriz de coeficientes.

$\gamma \gamma \gamma \gamma$  Donde  $\gamma$  es una matriz de velocidades de ajuste, y  $\gamma \gamma$  es una matriz compuesta por vectores de cointegración.<sup>20</sup>

El modelo permite separar la estacionariedad del cambio de  $Z_t$  en la proveniente de sus cambios rezagados y en las combinaciones lineales estacionarias de las series integradas. Es en este contexto que Johansen (1988) resuelve dos interrogantes sobre  $\gamma$ : primero el de su existencia, la cual garantiza su descomposición en dos matrices  $\gamma$  y  $\gamma$ , a través de una prueba de hipótesis, y segundo, el de su estimación, la cual se lleva a cabo a partir de los vectores y los valores propios pertenecientes a la solución de una ecuación característica en  $\lambda$ .

### III. Ejercicio econométrico<sup>21</sup>

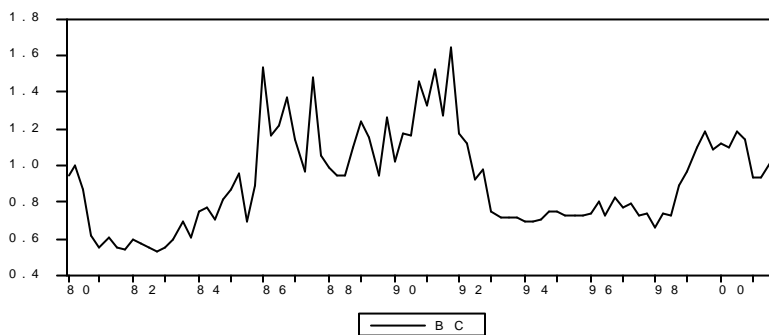
El rango de análisis para el ejercicio econométrico comprende el periodo 1980:1 a 2001:4 a una frecuencia trimestral. Dado el modelo teórico adaptado y la necesidad de estimar elasticidades, las series se encuentran en logaritmo, transformación que corrige problemas de varianza.

La primera aproximación que se tiene con las series en cuestión es el análisis gráfico en el cual aparentemente se observan series no estacionarias, pero es necesario establecer test de raíces unitarias para confirmar los resultados.

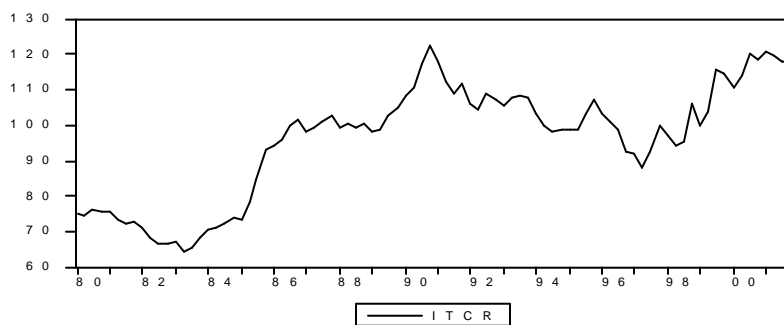
<sup>20</sup> Donde:  $\gamma$  de dimensión  $(p \times r)$  es la matriz de velocidad de ajuste de los parámetros ante desequilibrios y  $\gamma$  también de dimensión  $(p \times r)$  es la matriz de vectores de cointegración de las variables. Donde  $r$  es el número de vectores cointegrados seleccionados a través de los estadísticos de prueba implementados por Johansen, estos 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.  $p$  es el número de variables del sistema.

<sup>21</sup> La fuente de la Balanza Comercial, el Producto Interno Bruto Real y el Índice de Tasa de Cambio Real es el Banco de la República de Colombia. La fuente del Índice de Producción Industrial de Estados Unidos es [www.economagic.com](http://www.economagic.com).

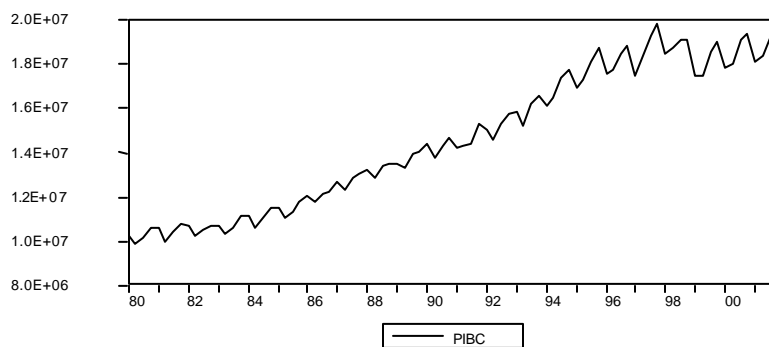
**Gráfico 1.**  
Colombia: Trayectoria Balanza Comercial, 1980-2001



**Gráfico 2.**  
Colombia: Trayectoria Tasa de Cambio Real, 1980-2001

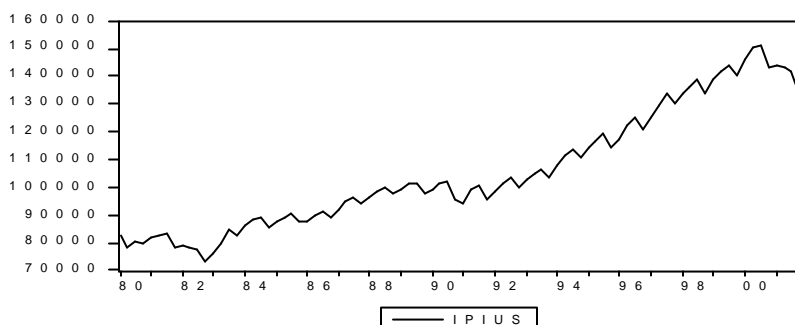


**Gráfico 3.**  
Colombia: Trayectoria PIB, 1980-2001



**Gráfico 4.**

Estados Unidos: Trayectoria Índice de Producción, 1980-2001



A continuación se mostrará en la tabla 1 el resumen del test Dickey-Fuller (1979a, 1981), el cuál no rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria dadas las variables en niveles, pero no acepta la hipótesis de raíz unitaria de las variables en primeras diferencias, es decir, las series en cuestión son integradas de orden uno,  $I(1)$ .<sup>22</sup>

Luego de comprobar el orden de integración de las series en cuestión, la tarea es especificar el número de rezagos apropiados para la estimación y los componentes determinísticos. El punto de la elección del número de rezagos es definitivo, puesto que un reducido número de rezagos puede conllevar a mala especificación y un número amplio de estos implica sobre parametrización del modelo. Los principales criterios en la selección del número de rezagos son: primero, se utilizan los criterios de información Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn, el error de predicción final y la prueba de razón de verosimilitud para encontrar el número de rezagos más apropiado. Luego, se observa si para el modelo seleccionado se alcanza: normalidad, independencia serial y homocedasticidad en los residuales del sistema total, basados en las pruebas: LM (autocorrelación), Cholesky (Lutkepohl; normalidad) y términos no cruzados (Homocedasticidad). Segundo, que sugiere la teoría económica acerca del tópico en cuestión. La prueba inicia con un número de rezagos igual a ocho, puesto que este es el número de rezagos

<sup>22</sup> El test Phillips-Perron (1988) confirma los resultados.

recomendado por Bahamani-Oskooee (1985), el cual argumenta que si una devaluación mejora la balanza comercial un período de dos años es suficiente para captar los posibles impactos.

**Tabla 1.**  
Test Raíces Unitarias.<sup>23</sup>

Variable	Estadístico	Valor Crítico (5%)
$BC_t$	$? = -1,77$	-1,94
$? BC_t$	$? = -7,97$	-1,94
$R_t$	$?_? = -1,37$	-2,89
$? R_t$	$?_? = -3,25$	-2,89
$Y_t$	$?_? = -0,76$	-3,46
$? Y_t$	$?_? = -3,85$	-3,46
$Y_t^f$	$?_? = -2,64$	-3,46
$? Y_t^f$	$?_? = -4,50$	-3,46

El número apropiado de rezagos que se encontró es cinco ( $k=5$ ) (ver anexo uno), además se establece la presencia de un intercepto en la especificación junto con la introducción de variables dummies ortogonales y dos dummies de intervención<sup>24</sup> (ver anexo dos). Lo anterior para alcanzar normalidad y corregir efectos estacionales.

---

<sup>23</sup> Valores críticos reportados por Mckinnon (1991). El procedimiento fue de reconocimiento secuencial recomendado por Doldado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990).

<sup>24</sup> Se debe precisar que los valores críticos de los test de cointegración no son completamente válidos cuando se incluyen otros componentes determinísticos diferentes de la tendencia e intercepto. El uso de dummies de intervención en el análisis de cointegración puede verse en Hendry y Doornik (1994) referenciado por Misas, Ramírez y Silva (2001). Un caso relacionado con el análisis de la condición Marshall-Lerner en Alves, Fava y Silbert (2000).



Luego de encontrar la mejor especificación posible se procede a realizar las pruebas de cointegración. Estas se basarán en la prueba de traza y máximo valor propio; ambas pruebas son consistentes y detectan la presencia de un vector de cointegración entre las variables analizadas a un nivel de significancia del 95% y 99%, es decir, se presenta una relación de largo plazo estacionaria entre variables no estacionarias.

**Tabla 2**  
Test Traza (Johansen).

$H_0$	Estadístico	Valor crítico	Valor crítico
$\lambda_{Traza}$	Valor Propio	Traza	Traza
		(5%)	(1%)
$r = 0$ **	0,610580	118,1079	70,05
$r \leq 1$	0,211429	39,83102	48,45
$r \leq 2$	0,173706	20,11584	30,45
$r \leq 3$	0,050248	4,279031	16,26

\*(\*\*) Denota rechazo de la hipótesis al 5%(1%).

El test de traza indica una ecuación de cointegración al 5% y 1%.

La selección del modelo para el análisis de cointegración se basó en el hecho de que algunas de las variables consideradas en el vector de cointegración presentan tendencia en sus niveles, y por esta razón es necesario considerar una relación cointegrante que permita captar dicho fenómeno, además la especificación del modelo plantea la posibilidad de una tendencia que influye sobre la balanza comercial. Una vez se halla cointegración es necesario realizar pruebas de exclusión sobre el vector encontrado, para determinar si las variables involucradas en el estudio hacen parte fundamental de la relación de largo plazo de equilibrio.<sup>25</sup> El modelo seleccionado bajo

<sup>25</sup> Un modelo es descartado, en su orden, por: (1) Signos no esperados en el vector de cointegración, (2) Modelación inadecuada (Pruebas de exclusión), (3) Rechazo en la exogeneidad débil en lo referente a la variable balanza comercial, (4) comportamiento inadecuado de los residuales del modelo (autocorrelación y no normalidad a nivel multivariado) y (5) factores de ajuste inadecuados (Signo contrario al esperado). Ver Misas, Ramírez y Silva (2001).

las anteriores premisas es el que presenta intercepto y tendencia lineal en el vector cointegrante, pero no en la parte de corrección de errores.

**Tabla 3**  
Test Máximo Valor Propio (Johansen).

H <sub>0</sub>	Estadístico	Valor crítico	Valor crítico
$?_{Max}$	Valor propio	Max-Valor propio	(5%) (1%)
r = 0 **	0,610580	78,27693	31,46 36,65
r = 1	0,211429	19,71517	25,54 30,34
r = 2	0,173706	15,83681	18,96 23,65
r = 3	0,050248	4,279031	12,25 16,26

\*(\*\*) Denota rechazo de la hipótesis al 5% (1%).

El test de máximo valor propio indica una ecuación de cointegración al 5% y 1%.

A continuación se presenta el vector de cointegración normalizado y se observa como presenta los signos adecuados según el enfoque de elasticidades, es decir, una depreciación de la tasa de cambio real y un aumento del ingreso foráneo tienen un impacto positivo sobre la balanza comercial, pero un aumento del ingreso doméstico ocasiona una reducción de esta.

$$BC_t = 1,873 + 1,580R_t + 0,898Y_t + 0,831Y_t^f - 0,005t$$

(0,13) (0,43) (0,40) (0,005)

Notamos como la elasticidad de la balanza comercial con respecto a la tasa de cambio real es mayor que uno, lo cual significa que la condición Marshall-Lerner se mantiene para la economía colombiana en el largo plazo.<sup>26</sup> Esta evidencia empírica señala que una depreciación de la tasa de

<sup>26</sup> Un resultado similar encontró Rincón (1999), pero la diferencia con los hallazgos de este autor radica en la presencia de un signo positivo del ingreso doméstico, es decir, la evidencia que este investigador encuentra es que un aumento del PIB mejora la balanza comercial.

cambio real mejora la balanza comercial al menos en el largo plazo,<sup>27</sup> al igual que lo hace el aumento del ingreso foráneo,<sup>28</sup> en tanto que el aumento del ingreso doméstico reduce la balanza comercial.

Además, observamos que las variables involucradas en el análisis de cointegración son significativas a excepción de la tendencia.<sup>29</sup>

**Tabla 4**  
Comportamiento de las variables en el vector de cointegración.

Variables	Exclusión “P-value”	Exogeneidad débil “P-value”	Prueba Exogeneidad Conjunta “P-value”
$BC_t$	0,000	0,000	0,000
$R_t$	0,000	0,120	0,371
$Y_t$	0,058	0,406	0,210
$Y_t^f$	0,052	0,757	0,111
Velocidades de ajuste: $\beta_{BC}, \beta_R, \beta_Y, \beta_{Y^f}$			
0,417 0,042 0,017 0,003			
(0,04)(0,03)(0,01)(0,01)			

<sup>27</sup> La evidencia empírica no ha sido muy concluyente para la condición M-L, pero para economías en desarrollo generalmente esta se acepta, por ejemplo Galindo y Guerrero (1997) encontraron suficiente evidencia de dicho fenómeno en la economía mexicana.

<sup>28</sup> El coeficiente hallado para el proxy del ingreso foráneo en la ecuación cointegrante de la balanza comercial es 0,831. Este coeficiente es superior al encontrado por Galindo y Guerrero (1997) para la economía mexicana (0,46) y Alves, Fava, Silbert (2000) para la economía brasilera (0,41). Además observamos que el coeficiente encontrado es inferior al estimado por Misas, Ramírez y Silva (2001) para las exportaciones no tradicionales de la economía colombiana a Estados Unidos y el Mundo (1,928 y 2,622, respectivamente).

<sup>29</sup> Esta evidencia señala que el equilibrio de la balanza comercial colombiana no sigue una tendencia determinística que puede ser generada por procesos de liberalización comercial, variación en los términos de intercambio, o mejoras no cuantificables en la calidad o en los canales de distribución.

La evidencia señala que a un nivel de confianza muy cercano al 95% las variables involucradas en el análisis hacen parte fundamental del vector de cointegración. Además se observa evidencia de exogeneidad débil de la tasa de cambio real, el ingreso doméstico y el ingreso foráneo, mientras que la balanza comercial no es débilmente exógena. La ecuación de cointegración normalizada que se obtiene, luego de imponer las restricciones de exogeneidad es la siguiente:

$$BC_t = 0,277 + 1,542R_t + 0,937Y_t + 0,759Y_t^f + 0,004t$$

$$(0,143) \quad (0,443) \quad (0,413) \quad (0,005)$$

Donde:  $\beta_{BC} = 0,405$   
(0,042)

Como lo señala Johansen (1995), la imposición de restricciones de exogeneidad, previamente verificadas bajo la modelación VEC, permite la construcción de sistemas parciales. Luego de comprobar la existencia de un único vector de cointegración y probada la exogeneidad débil del ITCR, el PIBC y el IPIUS, se puede realizar la representación uniecuacional del modelo de corrección de errores. Esta ecuación permite capturar toda la dinámica del sistema, tanto los efectos a largo plazo, como los de corto plazo.<sup>30,31</sup>

$$\begin{aligned} \Delta BC_t = & 0,315\Delta BC_{t-2} + 0,291\Delta BC_{t-3} + 0,350\Delta BC_{t-4} - 0,698Y_{t-2} - 1,833Y_{t-3} + \\ & (0,07) \quad (0,08) \quad (0,07) \quad (0,38) \quad (0,31) \\ & + 0,514\Delta R_t - 0,961\Delta Y_t + 0,578D86/1 + 0,433D87/3 \\ & (0,26) \quad (0,39) \quad (0,11) \quad (0,11) \\ & - 0,514(-0,277 + BC_{t-1} - 1,54R_{t-1} + 0,93Y_{t-1} - 0,75Y_{t-1}^f - 0,004t) \\ & (-0,07) \end{aligned}$$

Donde: D86/1 y D87/3 son Dummies de intervención

$$R^2 = 0,61$$

Desviación estándar entre paréntesis

<sup>30</sup> La versión uniecuacional del VEC presenta tres dummies ortogonales y dos dummies de intervención. Los valores entre paréntesis son los estadísticos t. El  $R^2 = 0.9197$ .

<sup>31</sup> Dado que el rango de la matriz fue determinado en el sistema completo "no hay necesidad de testiar la hipótesis sobre el rango de este sistema parcial" (Hansen y Juselius, 1995).

Esta especificación alcanza los supuestos básicos que subyacen la representación uniecuacional del modelo de corrección de errores, es decir, normalidad, independencia serial y homocedasticidad. Los residuales de dicha representación se comportan como ruido blanco y además, se conserva estabilidad en el modelo. Ver anexo cuatro.

Se observa como los sucesivos rezagos de la variación de la balanza comercial tienen un efecto positivo sobre el valor presente de ésta, es decir, la tasa de crecimiento de la balanza comercial está positivamente correlacionada con sus valores pasados. Notamos además, como la elasticidad de corto plazo de la balanza comercial con respecto a la tasa de cambio real es positiva (0,514). En cuanto al crecimiento del ingreso doméstico y su efecto sobre la balanza comercial, se observa una elasticidad de corto plazo es negativa (-0,961). Observamos en la parte de corrección de errores del modelo (corto plazo) como en la relación de cointegración (largo plazo), una fuerte evidencia a favor del enfoque de elasticidades para la determinación de la balanza comercial.

La velocidad de ajuste del modelo es significativa al 1%, lo cual quiere decir, que el modelo tiende a su relación de largo plazo a una velocidad cercana al 51,4% por trimestre "*ceteris paribus*". Esta evidencia muestra que la relación cointegrante es importante en la representación de corrección de errores uniecuacional y que el enfoque de elasticidades e implícitamente la condición Marshall-Lerner es significativa para la economía colombiana.

En el análisis se incluyen dos dummies de intervención que recogen valores atípicos en la balanza comercial que no son explicados por las variables exógenas del modelo. Estas dummies se ubican en el primer trimestre de 1986 y en el tercer trimestre de 1987, períodos caracterizados por una bonanza cafetera que influyó enormemente en el comportamiento de la balanza comercial. Estas variables son significativas al 1%.

La evidencia señalada muestra que la condición Marshall-Lerner se cumple para la economía colombiana, es decir, una depreciación de la tasa de cambio real conlleva en el largo plazo a un mejoramiento del estado inicial de la balanza comercial.

#### **IV. Implicaciones de política económica.**

Los resultados econométricos hallados contienen importantes implicaciones en la política económica que deben tomarse en consideración. El hecho que una depreciación de la tasa de cambio real afecte positivamente la balanza comercial desde el mismo período en que esta se alcanza, significa que las políticas destinadas a promover la balanza comercial basadas en la tasa de cambio son eficientes.

Bajo la actual coyuntura económica en la cual la tasa de cambio nominal es flexible y es el mercado el encargado de orientarla, se pierde la posibilidad de utilizar directamente esta variable como instrumento de política económica, pero los fundamentales económicos pueden afectar la tasa de cambio, además la importancia de las expectativas sobre la futura evolución de las variables en cuestión juegan un rol trascendental.

Bajo un esquema de tasa de cambio flexible se evidencia la importancia relativa de la que gozan la política fiscal y la política monetaria para alcanzar los objetivos internos y externos. El gasto público será la variable clave para guiar la trayectoria temporal de la tasa de cambio real, puesto que en un escenario de una pequeña economía abierta tal como la colombiana, los constantes déficit públicos ejercen grandes presiones que ocasionan apreciaciones de la tasa de cambio real, reduciendo así la competitividad de los productos domésticos.<sup>32</sup> La situación deficitaria del sector público agrava aún más la situación en economías que poseen un limitado acceso a capitales internacionales, puesto que un constante déficit aumenta la percepción de riesgo de no pago de la deuda, y la tasa de cambio puede no depreciarse lo suficiente como consecuencia del incremento en la prima por riesgo. Además en un enfoque intertemporal de la cuenta corriente se observa como desviaciones transitorias de gasto público ejercen efectos sobre la balanza comercial. En este contexto un aumento transitorio del gasto público conlleva a un déficit comercial.<sup>33</sup>

---

<sup>32</sup> Baumgarten Monica (2002), demostró los efectos negativos del gasto público sobre la tasa de cambio real.

<sup>33</sup> Grupo de macroeconomía aplicada, Universidad de Antioquia (1999) encontró efectos negativos del gasto transitorio del sector público sobre la cuenta corriente.

Observamos que la influencia del gasto público sobre la balanza comercial presenta dos efectos; uno directo vía absorción y gasto transitorio y un efecto indirecto vía tasa de cambio real. Así, la política más sana en términos de inflación que podría traducirse en una mejora del saldo de la balanza comercial es la corrección de los constantes déficit fiscales, puesto que dicha política implica una depreciación de la tasa de cambio real y una disminución de la absorción interna.

En lo que se refiere a la política monetaria esta posee un efecto transitorio sobre la tasa de cambio real, puesto que una expansión monetaria causa una inmediata depreciación de la tasa de cambio nominal (*overshooting*) y por consiguiente una depreciación en el corto plazo sobre la tasa de cambio real, pero a medida que los precios reaccionan, el efecto sobre la tasa de cambio real se desvanece, es decir, finalmente se termina con una tasa de cambio nominal y precios elevados en la misma proporción con respecto al nivel inicial, dada la homogeneidad de grado uno de ambas variables con respecto al dinero. Luego, la política monetaria no será un instrumento legítimo para incentivar la balanza comercial, puesto que no ejerce un efecto permanente sobre la tasa de cambio real.<sup>34</sup>

Por último, las expectativas de los agentes juegan un gran papel en la determinación de la tasa de cambio y por consiguiente su impacto sobre la balanza comercial. La llegada de nueva información modifica las sendas temporales de los mecanismos de ajuste de las variables en cuestión, y la credibilidad de la cual goza las entidades encargadas de realizar política económica es un factor trascendental para determinar la respuesta del mercado ante posibles anuncios. La posición firme del gobierno central de mantener una política fiscal austera será un factor determinante en el propósito de alcanzar una buena evolución de la tasa de cambio real y la balanza comercial.

---

<sup>34</sup> Gómez Javier (1999) demuestra que la tasa de cambio nominal responde ante cambios en variables nominales y reales, pero la tasa de cambio real sólo responde ante cambios reales.

## **Conclusiones**

La evidencia bajo esta metodología econométrica ha mostrado la presencia de la condición Marshall-Lerner. Esto indica que los agentes partícipes del comercio internacional colombiano son altamente sensibles a las variaciones de la tasa de cambio real. Las hipótesis que pueden en una forma u otra explicar dichos acontecimientos se centran en la estructura productiva del comercio exterior colombiano que se basa en productos con bajo contenido de valor agregado, es decir, los productos de exportación colombianos no incorporan un componente tecnológico significativo, esto trae como consecuencia la incapacidad de competir en el mercado internacional con calidad y productividad, y la única salida a la competencia internacional es mediante la depreciación de la tasa de cambio real.

La evidencia encontrada atañe importantes implicaciones de política económica. En esencia, una política fiscal restrictiva claramente emprendida por el gobierno es un factor determinante para alcanzar una tasa de cambio real competitiva y así, una mayor participación de los productos domésticos en el mercado internacional, además la reducción de la absorción interna conlleva un efecto directo que mejora la balanza comercial. Pero un aspecto que no se debe olvidar son los efectos de bienestar que contienen implícitas las depreciaciones reales que benefician el sector transable de la economía, y por ende, los agentes dueños del capital, puesto que dicho sector se caracteriza por contener un componente relativamente intensivo en este factor productivo.<sup>35</sup> La consecuencia de dicha política sería una reducción de los salarios dado un estancamiento relativo del sector no transable, pero este efecto será reducido dadas las características de la canasta exportadora de Colombia.

Otro resultado significativo de la presente investigación son los efectos positivos y negativos que ejerce la tasa de crecimiento de las economías estadounidense y colombiana sobre la balanza comercial doméstica. Hallazgos que están acorde con la evidencia señalada por Misas, Ramírez y Silva (2001) y Oliveros y Silva (2001) para las exportaciones no tradicionales e importaciones de la economía colombiana.

---

<sup>35</sup> Obstfeld M., Rogoff K. *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts. 1996.



En línea con futuras investigaciones sobre el tema se debe realizar un análisis que incorpore las relaciones país a país especialmente un estudio que verifique la presencia de la condición Marshall-Lerner con Venezuela y Ecuador. Este estudio sería de gran trascendencia dada la importancia relativa de dichas economías para el comercio exterior colombiano, además este procedimiento evadiría una posible dificultad relacionada con el sesgo de agregación. Otro futuro análisis será estudiar la relación que describe mejor la situación de una economía como la colombiana (economía pequeña) en donde las elasticidades foráneas tienden a infinito, esto quiere decir que el país doméstico es tomador de precios en el mercado internacional. Bajo la anterior situación, la condición relevante es que la elasticidad de la oferta de exportaciones sea mayor que el valor absoluto de la elasticidad de la demanda de importaciones.<sup>36</sup> La gran dificultad de esta relación radica en calcular la elasticidad de la oferta doméstica de exportaciones.

## **Bibliografía**

- Alves D., Fava V. y Silbert S., "Current Account Balance and the Real Exchange Rate: The Brazilian Case in the Last Two Decades". 2000.
- Anju-Gupta-Kapoor y Ramakrishnan U., "Is there a J-Curve? A New Estimation For Japan", *International Economic Journal*, volumen 13, número 4. Invierno 1995.
- Arango, Castaño, Gómez, Mesa, Pérez y Rhenals, "Determinantes de la cuenta corriente en Colombia: un enfoque intertemporal". *Lecturas de Economía*, número 50, enero 1999.
- Backus D. K., P. J. Kehoe, F. Kydland, "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve?", *American Economic Review*, 84, 84-103. Enero 1994.
- Bahmani-Oskooee M., "Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDC's", *The Review of Economics and Statistics*, 500. Abril 1985.
- Bahmani-Oskooee M., "Cointegration Approach to Estimate the Long-Run Trade Elasticities in LDC's", *International Economic Journal*, volumen 12, número 3. Otoño 1998.
- Bahmani-Oskooee M y Alse J., "Short-run versus Long-run Effects of Devaluation: Error-Correction Modeling and Cointegration", *Eastern Economic Journal*, 20, 4, 453-564. 1994.

---

<sup>36</sup> Este es el caso que muestra una economía pequeña. Vease Lindert y Kindleberger (1982).

- Bahmani-Oskooee, M., Brooks T., "Cointegration Approach to Estimating Bilateral Trade Elasticities Between U.S. and her Trading Partners", *International Economic Journal*, volumen 13, número 4. Invierno 1999.
- Bahmani-Oskooee M. y Niroomand, "Long-run Price Elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revised", *Economics Letters*, 61, 101-109. 1998.
- Boyd, Caporale y Smith, "Real Exchange Rate Effects on the Balance of Trade: Cointegration and Marshall-Lerner Condition". University of East London, London. 2001.
- Baumgarten de Bolle, "Fiscal Policy, Borrowing Constraints, and Real Exchange Rates in Colombia and Ecuador". IMF Working Paper. 2002.
- Caporale G. y Chui M., "Estimating Income and Price Elasticities of Trade in a Cointegration Framework", *Review of International Economics*, 7, 2, 192-202. 1999.
- Chiang A., *Elements of Dynamic Optimization*. McGraw-Hill. 1992.
- Chiang A., *Métodos Fundamentales de Economía Matemática*. McGraw-Hill. 1985.
- Dickey D. y Fuller W., "Distribution of the Estimators of Autorregresive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 427-431. 1979.
- Dickey D. y Fuller W., "Likelihood Ratio Statistics for Autorregresive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1073. 1981.
- Doldado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero, "Cointegration and Unit Roots", *Journal of Economic Surveys* 4, 249-273. 1990.
- Galindo Luis Miguel, Guerrero Carlos, "Factores Determinantes de la Balanza Comercial de México, 1980-1995", *Comercio Exterior*, volumen 47, número 10. Octubre 1997.
- Goldstein M y Khan M, "The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach", *Review of Economics and Statistics*, 60, 275-286. 1978.
- Gómez J, "A Model of the Nominal and Real Exchange Rates in Colombia". 1999.
- Hamilton J. D., *Time Series Analysis*. Princeton University Press. 1994.
- Hansen H. y Juselius K., *CATs in RATs: Cointegration Analysis of Time Series*, Evanston: Estima. 1995.
- Hendry, D. F. y A. Doornik, "Modelling Linear Dynamic Econometric Systems". *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 45. 1994.
- Houthankker Hendrik S. y Stephen Magee, "Income and Price Elasticities in World Trade", *Review of Economics and Statistics*, 111-125. 1969.
- Johansen S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, , 231 - 254. Diciembre, 1988.
- Johansen S., *Likelihood Based Inference in Cointegration Vector Autorregresive Models*. Oxford: Oxford University Press. 1995.
- Khan, Mohsin, "Import and Export Demand in Developing Countries", *IMF Staff Papers*, 678-693. 1974.

- Krugman, R. y Baldwin, R. "The Persistence of the U.S Trade Deficit", *Brookings Paper on Economic Activity*, 1, 1-43. 1987.
- Lindert P. y Kindleberger C., "International Economics", Irwin, Series in Economics, Homewood, IL. 1982.
- Lütkepohl, H., *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Spriger-Verlag, Second edition. 1993.
- Mackinnon J., *Critical Values for Cointegration Tests*. In: Engle R. F. and Granger, C. W. J. (Eds). *Lon-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. Oxford: Oxford University Press. 1991.
- Misas, Martha y Oliveros Hugo, "Cointegración, exogenidad y crítica de Lucas: Funciones de demanda de dinero en Colombia: Un ejercicio mas", *Borradores de economía*, No. 75. Subgerencia de estudios económicos del Banco de la República. Colombia. 1997.
- Misas, Ramírez y Silva, "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes". *Borradores de economía*, No. 178. Subgerencia de estudios económicos del Banco de la República. Colombia. 2001.
- Obstfeld M., Rogoff K. *Foundatios of International Macroeconomics*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts. 1996.
- Oliveros H. y Silva F., "La demanda de importaciones en Colombia". *Borradores de economía*. No. 187. Subgerencia de estudios económicos del Banco de la República. Colombia. 2001.
- Phillips P. y Perron P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regresión", *Biométrica*, vol. 75, 335-346. 1988.
- Reinhart C., "Devaluation, Relative Prices, and International Trade Evidence from Developing Countries". *IMF Staff Paper*, vol 42, No. 2. 1995.
- Rincón Hernán, "Testing the Short-and-Long-Run Exchange Rate Effects on Trade Balance: The Case of Colombia", *Borradores de Economía*, número 120. Abril 1999.
- Rose A., "Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence From Developing Countries", *Economic Letters*, 34, 271-275. 1990.
- Rose A. y Yellen J., "Is there a J-curve?", *Journal of Monetary Economics*, 24, 53-68. 1989.
- Stock J. y Watson M., "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107. 1988.
- Stolper W. y Samuelson P., "Protection and Real Wages", *Review of Economics Studies*. 23 june, 165-180. 1941.
- Warner D. Y Kreinin M., "Determinants of International Trade Flows", *Review of Economics and Statistics*, 65, 96-104. 1983.
- Wilson J. Y Takaes W., "Differential Responses to Foreing Trade of Selected Industrial Countries", *Review of Economics and Statistics*, 61, 261-279. 1979.

## Anexos

### Anexo 1.

Pruebas estadísticas VAR(5).

#### Tabla A1.

Criterios selección de rezagos.

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LBC LITCR LPIBC LIPIUS

Exogenous variables: C D\_1 D\_3 D\_4 DINT1 DINT2

Date: 12/26/02 Time: 16:35

Sample: 1980:1 2001:4

Included observations: 82

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	224.9615	NA	8.75E-08	-4.901500	-4.197095	-4.618692
1	686.1459	809.8849	1.69E-12	-15.75966	-14.58565*	-15.28831
2	713.2954	45.02835	1.30E-12	-16.03159	-14.38798	-15.37171
3	727.8794	22.76527	1.37E-12	-15.99706	-13.88384	-15.14863
4	765.2401	54.67426	8.31E-13	-16.51805	-13.93523	-15.48109
5	812.3940	64.40525*	4.03E-13*	-17.27790*	-14.22548	-16.05240*
6	826.1407	17.43489	4.49E-13	-17.22294	-13.70092	-15.80890

\* 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 A2.**  
Pruebas multivariadas sobre los residuales.

Modelo	Normalidad*	LM(1)*	LM(4)*	Homocedasticidad*
$\{BC_t, R_t, Y_t, Y_t^f\}$ Dummies: Estacionales Intervención	0.99	0.27	0.57	0.19

\* "P-value"

**Anexo 2.**  
Dummies de intervención.

La dummy de intervención número uno refleja los siguientes hechos atípicos en las series en cuestión: cambio estructural en el ITCR (85:2), punto de mayor déficit comercial antes de la apertura (85:3), proceso acelerado de devaluación (86:1), mínimo crecimiento de las exportaciones no tradicionales (87:1), mayor superávit balanza comercial antes de la apertura (87:3), inicio proceso acelerado de devaluación (88:4) y decrecimiento del IPIUS (99:4)<sup>37</sup>.

La dummy de intervención número dos considera los siguientes valores atípicos en las series: punto extremo crecimiento Estados Unidos (83:2, 89:1), quiebre estructural en el crecimiento de la balanza comercial (83:3, 83:4 y 89:3, 89:4), quiebre estructural en la tasa de cambio real (84:3), proceso acelerado de devaluación (86:1), punto extremo revaluación (88:1), crecimiento acelerado exportaciones no tradicionales (90:2), punto extremo en el Índice de Tasa de Cambio Real en el período analizado (90:4), inicio de la apertura (91:4), crecimiento acelerado importaciones (95:2), crecimiento acelerado exportaciones totales (97:1), recesión de la economía colombiana (98:4, 99:1)<sup>38</sup>.

<sup>37</sup> Ver Misas, Ramírez y Silva (2001).

<sup>38</sup> Los quiebres estructurales fueron comprobados mediante en test de Chow en modelos Autorregresivos.

**Anexo 3.**  
Pruebas estadísticas VEC(4).

**Tabla A3.**  
Pruebas multivariadas sobre los residuales.

Modelo	Normalidad*	LM(1)*	LM(4)*	Homocedasticidad*
$\{BC_t, R_t, Y_t, Y_t^f\}$	0.98	0.40	0.82	0.47
Dummies: Estacionales				
Intervención				

\* "P-Value"

**Anexo 4.**  
Pruebas estadísticas representación uniecuacional.

Normalidad "P-value"	Autocorrelación "P-value"	Homocedasticidad "P-value"
0.56	LM(2) 0.87	ARCH(2) 0.96

**Gráfico A4.**  
Test CUSUM CUADRADOS.

