



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Jiménez Giraldo, Dora Elena; Rendón, Hernando

El pass through de la tasa de cambio a los precios del consumidor de bienes transables: una
aproximación al caso colombiano

Lecturas de Economía, núm. 70, enero-junio, 2009, pp. 86-108

Universidad de Antioquia

.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155215647004>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

Lecturas de Economía. 70 (enero-junio 2009), pp. 85-108

Dora Elena Jiménez y Hernando Rendón

El pass through de la tasa de cambio a los precios del consumidor de bienes transables: una aproximación al caso colombiano

Resumen: Este trabajo estima el efecto transmisión de la tasa de cambio a los precios del consumidor de bienes transables en Colombia para el periodo 1994-2007. El análisis econométrico encuentra cointegración entre los precios de los transables, la tasa de cambio nominal, los precios externos y el ratio de la cuenta comercial respecto al producto. Se encuentra la presencia de un efecto transmisión incompleto de la tasa de cambio, tanto en el largo como en el corto plazo.

Palabras claves: efecto transmisión, precio de bienes transables, tasa de cambio, inflación.
Clasificación JEL: E31, F00, F10.

The pass through from the exchange rate to the consumer prices of tradable goods: An approach to the Colombian case

Abstract: This paper estimates the exchange rate pass through to the consumer prices of tradable goods in Colombia during the period 1994-2007. The econometric analysis shows evidence of cointegration among the prices of tradable goods, nominal exchange rate, international prices and the trade account-output ratio. We find an incomplete transmission effect of the exchange rate both in the long and in the short run.

Keywords: Pass through effect, prices of tradable goods, exchange rate, inflation. **JEL Classification:** E31, F00, F10.

Le pass through du taux d'échange des prix au consommateur des biens échangeables : Une application pour le cas colombien

Résumé: Cet article fait l'estimation de l'effet de transmission du taux de change sur les prix à la consommation de biens échangeables en Colombie pendant la période 1994-2007. Nous montrons que sur la période considérée il existe cointégration entre les prix de biens échangeables, le taux de change nominal, les prix externes et le ratio balance commerciale-produit. Les résultats montrent un effet de transmission incomplet du taux de change aussi bien à courte terme que sur le long terme.

Most clé: effet de transmission, prix des biens échangeables, taux de change, inflation.
Classification JEL: E31, F00, F10

El pass through de la tasa de cambio a los precios del consumidor de bienes transables: una aproximación al caso colombiano

Dora Elena Jiménez y Hernando Rendón*

—Introducción. —I. Aspectos teóricos. —II. *El pass-through y los precios*. —III. Comportamiento de la inflación de bienes transables en Colombia. —IV. Modelo a estimar. —V. Análisis econométrico. —Comentarios finales. —Bibliografía.

Primera versión recibida en marzo de 2009; versión final aceptada en mayo de 2009

Introducción

Uno de los temas más discutidos en las últimas décadas por los académicos y las autoridades económicas es el comportamiento de la tasa de cambio y su efecto sobre los precios domésticos, la balanza comercial y la cuenta corriente. Este interés surgió como consecuencia de las grandes fluctuaciones que se presentaron en la tasa de cambio de algunos países en la década de los 80's. Uno de los ejemplos más citados fue la gran apreciación del dólar frente al yen en el periodo 1980-1985, seguida por una gran depreciación entre 1985 y 1988. No obstante, el suceso más importante fueron los precios de las importaciones de Estados Unidos procedentes de Japón, los cuales no sufrieron una caída significativa durante la apreciación (1980-1985), ni un fuerte incremento durante la devaluación (1985-1988); lo anterior redujo el impacto de las variaciones de la tasa de cambio en el nivel de precios domésticos.

Además, el proceso de liberalización comercial que ha venido desarrollándose en la economía mundial ha motivado la realización, por parte de muchas economías, de importantes reformas orientadas a flexibilizar el sistema cambiario y facilitar las transacciones internacionales, lo cual ha generado una mayor volatilidad de la tasa de cambio y una mayor sensibilidad de las economías a los cambios externos.

* Dora Elena Jiménez Giraldo: profesora Auxiliar, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Humanas y Económicas, Universidad Nacional de Colombia. Dirección electrónica: dejimen0@unalmed.edu.co. Dirección Postal: Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Humanas y Económicas, Universidad Nacional de Colombia sede Medellín, Calle 59^a No. 63-20. Hernando Rendón Obando: profesor asociado, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Humanas y Económicas, Universidad nacional de Colombia. Dirección electrónica: hrendon@unalmed.edu.co. Dirección postal: Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Humanas Económicas, Universidad Nacional de Colombia, Calle 59^a No. 63-20, Medellín - Colombia.

El objetivo de este trabajo es estimar el *pass through* de la tasa de cambio nominal a los precios de los bienes transables en Colombia en el periodo 1994-2007 y determinar la importancia de algunas variables que podrían explicar su comportamiento. Las variables que serán empleadas para explicar el comportamiento del *pass through* son la tasa de cambio nominal, el grado de apertura y el índice de precios al consumidor de bienes transables y los precios externos.

El artículo consta de cinco secciones; la primera sección presenta una breve revisión de la teoría sobre la ley del precio único y el *pass through* de la tasa de cambio, además se exponen los principales determinantes macroeconómicos y microeconómicos del *pass through*; la segunda sección, recoge algunos trabajos empíricos que se han realizado tanto en Colombia como en el exterior; la tercera, muestra el comportamiento de la inflación de bienes transables en Colombia; la cuarta, desarrolla el modelo a estimar, donde se incluyen algunas de las variables macroeconómicas y microeconómicas que son consideradas como determinantes del *pass through*; finalmente, se estima el modelo propuesto empleando la metodología de cointegración.

I. Aspectos teóricos

A. La ley del precio único y el *pass-through* de la tasa de cambio

La definición de *pass through* (efecto transmisión) de la tasa de cambio es el porcentaje de cambio del precio de las importaciones en moneda local como resultado de una variación de uno por ciento en la tasa de cambio nominal entre países exportadores e importadores.¹ En una economía pequeña y abierta donde los agentes se comportan como tomadores de precios se espera que el *pass through* sea completo, esto quiere decir que se cumple la ley de un solo precio y que, una depreciación (apreciación) implicará un aumento (disminución) de los precios domésticos en la misma magnitud para re establecer, en el largo plazo, la razón de precios relativos.

En mercados perfectamente integrados se espera que los precios de los bienes y servicios con las mismas características sean los mismos en cualquier parte del mundo, es decir, que se cumpla la ley del precio único. La versión absoluta de esta ley es la siguiente:

$$P_i = EP_i^* \quad (1)$$

Donde P_i es el precio del bien i en moneda doméstica, P_i^* es el precio del bien en moneda extranjera y E es la tasa de cambio nominal. Si en un mercado

¹ Se presenta un *pass-through* completo cuando un uno por ciento de depreciación (apreciación) de la moneda, genera un incremento (disminución) en los precios de las importaciones igual a un uno por ciento, y un *pass through* incompleto se presenta cuando las variaciones de la tasa de cambio no se reflejan en la misma proporción en dichos precios.

se cumple la ley del precio único también debe cumplirse la paridad del poder adquisitivo (PPA), la cual afirma que los niveles de precios de todos los países son iguales cuando se expresan en términos de la misma moneda. La existencia de costos de transporte, barreras comerciales y de bienes no transables hacen que la ley del precio único no se cumpla en la práctica. Sin embargo, tal como lo plantean Goldberg y Knetter (1996), si los factores que generan las diferencias de precios entre el mercado interno y externo, permanecen estables en el tiempo, la ley del precio único se puede expresar de la siguiente manera:

$$P_i = \alpha EP^*; \quad (2)$$

Donde α es una constante que captta los factores que inciden en los diferenciales de precio.

Para determinar qué implica el cumplimiento de la ley del precio único, consideremos el siguiente modelo de regresión log-lineal para el precio bien i en el periodo t :

$$P_t = \alpha + \delta X_t + \gamma e_t \Psi Z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde P es el precio de un bien particular, x es una medida del costo, e es la tasa de cambio nominal entre dos países, ζ recoge las otras variables explicativas usadas en el modelo y ε_t es el término de error. En las investigaciones sobre la relación entre los precios y la tasa de cambio, la elección de ρ , x y ζ varía de acuerdo con el tipo de estudio. En la verificación de la ley del precio único x es la variable ρ^* . La versión absoluta de la ley del precio único predice el comportamiento de tres parámetros en (3). Si los precios son medidos en diferentes monedas, el cumplimiento de la ley del precio único implica que $\alpha = 0$, $\delta = 1$ y $\gamma = 1$, donde e es la tasa de cambio entre los dos países.

Cuando no se cumple la ley del precio único, una variación de la tasa de cambio se trasladará a los precios a través de dos canales: un canal directo y uno indirecto. El canal directo se presenta cuando un incremento en la tasa de cambio eleva los costos unitarios de los productores, los cuales los transfieren a los precios domésticos. Por su parte, el canal indirecto se da cuando la elevación de los precios de los bienes importados respecto a los bienes domésticos provoca un desplazamiento del gasto de los importados a los bienes domésticos, haciendo que el precio de estos últimos se eleven.

B. Determinantes del pass through a los precios

A continuación se presentan una serie de factores que han sido señalados como determinantes del grado de transmisión de las variaciones de la tasa de cambio nominal a los precios.

1. Factores macroeconómicos

Taylor (2000) plantea que una volatilidad menor de la tasa de cambio podría conducir a un *pass-through* menor. Al mismo tiempo, argumenta que una menor

(mayor) inflación puede conducir a una disminución (aumento) del *pass through*. Lo anterior se presenta porque los agentes no modifican sus precios ante un choque pues lo consideran transitorio. Adicionalmente, García y Restrepo (2001) argumentan que incrementar los precios puede ser una estrategia muy costosa para aquellas firmas en las cuales la utilidad depende de su participación en el mercado.

Otra explicación para que las variables macroeconómicas influyan en el efecto transmisión puede buscarse en la competencia de los exportadores por la participación en el mercado. Froot y Klempner (1988), partiendo de un duopolio, plantean que cuando el exportador estima que la apreciación de la moneda en el país importador es de carácter temporal, éste puede tomar la decisión de incrementar sus beneficios en el corto plazo; lo cual puede realizar manteniendo invariable el precio del bien que exporta a este mercado y así, obtener una mayor cantidad de dinero en moneda local por sus exportaciones, aumentando su margen de beneficio. Por el contrario, cuando la apreciación de la moneda en el país importador es permanente, el exportador puede tomar la decisión de disminuir el precio del bien, manteniendo constante su margen de beneficio con el fin de ganar una mayor participación en el mercado, no solo en el corto plazo sino también en el largo plazo.

El tamaño del mercado puede ser otro factor importante en el tamaño del efecto transmisión. Dornbusch (1987) plantea el caso de un país pequeño que toma los precios del mercado mundial; en esta situación extrema una depreciación de la moneda podría aumentar los precios domésticos en la misma proporción que la variación de la tasa de cambio. Otro caso extremo, sería cuando las variaciones de la tasa de cambio no tienen ningún efecto sobre los precios, se supone que hay un reducido número de firmas en el mercado, la mayoría de las cuales son domésticas, en este caso, las firmas extranjeras absorben la apreciación de la moneda local en forma de beneficios extras en lugar de incrementar las ventas a través de disminución en los precios.

León, Morera y Ramos (2001) plantean que los objetivos de inflación que fije el Banco Central y su credibilidad, influyen en la determinación del coeficiente *pass through*. Por ejemplo, en un régimen de metas de inflación, el crecimiento de los precios depende de la política monetaria y de las expectativas de los agentes. De esta forma, en el corto plazo se puede observar un incremento de la inflación cuando se da una devaluación, pero en el largo plazo dicha variable tenderá nuevamente al nivel definido por el Banco Central. En este caso existe una retroalimentación entre la inflación y el tipo de cambio, ya que las metas definidas por la autoridad monetaria ayudan a modificar las expectativas de los

agentes y a disminuir el grado de traspaso, esto a su vez mantiene una inflación baja ante cambios en la paridad nominal.

Goldfajn y Werlang (2000) argumentan que, en cuanto el producto se ubica por encima del potencial se espera una mayor inflación; dado que en una situación de auge, las empresas pueden transferir más fácilmente a los consumidores el aumento en los costos ocasionado por una depreciación. Por el contrario, en períodos de recesión las empresas no tiene la capacidad de transmitir el efecto que produce el tipo de cambio sobre sus costos, pues podrían perder participación en el mercado.

También se ha identificado la tasa de cambio real como una variable determinante del *pass-through*. Varios estudios empíricos han mostrado que una tasa de cambio real sobreevaluada es un importante determinante de futuras depreciaciones; Goldfajn y Valdés (1999) encontraron que las depreciaciones no van a generar un aumento en la inflación si ésta lleva la tasa de cambio al equilibrio. En este caso, la sobreevaluación sería corregida por un cambio en los precios relativos de bienes transables y no transables, y la depreciación no generaría un incremento generalizado de los precios. Por otro lado, una gran depreciación que no asegure el ajuste requerido en los precios relativos induciría a una gran inflación.

Romer (1993) plantea que economías más abiertas tienen en promedio una inflación más baja porque la apertura incentiva la competencia en el mercado interno de bienes transables, dificultando la transmisión de los aumentos en los costos. Por otro lado, Goldfajn y Werlang (2000) concluyen que ante una mayor apertura el efecto de la depreciación sobre la inflación es mayor, pues la apertura también genera una mayor dependencia de insumos importados por parte de las industrias que producen bienes no transables y, por tanto, mayor sensibilidad de estos bienes a variaciones de la tasa de cambio.

2. Factores Microeconómicos

En diversos trabajos teóricos Dornbusch (1987), Krugman (1986) y Menon (1996) plantean que en estructuras de mercado de competencia imperfecta se presenta un efecto transmisión incompleto. En competencia imperfecta el precio es superior al costo marginal y los productores pueden, aún en el largo plazo, obtener beneficios mayores a cero. La forma como el *mark-up*² responde a las variaciones de la tasa de cambio depende del número de empresas en el mercado, —lo cual determina el tipo de estructura—, de la segmentación del mercado —ya que limita el arbitraje— del grado de diferenciación del producto y de la forma funcional de la curva de demanda.

² Diferencia entre el precio y el costo marginal.

Por su parte, Adolfson (2001) plantea que una causa para el *pass through* incompleto de la tasa de cambio es la discriminación de precios, donde la meta de *mark-up* para un mercado puede ser ajustada para absorber parte del movimiento de la tasa de cambio, de esta manera a mayor grado de discriminación de precios menor *pass through*.

Cunningham y Haldane (2000) consideran que si hay costos asociados con la actualización de los precios por parte de las firmas, es decir, costos de menú, los oferentes pueden preferir absorber cualquier perturbación transitoria de la tasa de cambio alterando su *mark-up* o margen de ganancia, dejando inalterable los precios; una vez que la variación de la tasa de cambio sea considerada como duradera será transferida a los precios.

Baldwin (1988) argumenta que grandes cambios en la tasa de cambio puede inducir a la entrada de firmas al mercado y la presencia de nuevos participantes puede afectar el comportamiento de los precios. Las firmas pueden, por ejemplo, variar su margen de beneficio con el fin de proteger su participación en el mercado.

Finalmente, otra explicación importante para una transmisión incompleta es el comercio intraindustrial de las corporaciones multinacionales. Las grandes multinacionales y las cadenas a través de las cuales ellas operan, tienen un gran éxito para responder a las fluctuaciones en la tasa de cambio.

II. El *pass through* y los precios

Para el caso colombiano se han realizado varios trabajos sobre el *pass-through* de la tasa de cambio y los precios. A continuación se presenta una breve reseña sobre cada uno de estos trabajos.

En primer lugar, Rincón (2000) investigó los efectos de transmisión de las variaciones de la tasa de cambio nominal (*pass through effects*) a los precios agregados de las exportaciones e importaciones y al nivel agregado de precios de la economía, y encontró que los efectos de transmisión de largo plazo son incompletos (no proporcionales) tanto para los precios de importación como los de exportación, y que la hipótesis de paridad de poder adquisitivo absoluta no se cumple. El autor halló que el efecto de largo plazo del precio de importación y exportación con respecto a una devaluación del peso es de 0,84 y 0,61, respectivamente. El efecto de largo plazo de los precios de importación sobre el nivel general de precios es de 0,11.

Finalmente, Rincón, Caicedo y Rodríguez (2005) estimaron el *pass-through* de la tasa de cambio al precio de las importaciones de bienes manufacturados en el periodo 1995-2002, encontrando un efecto *pass through* de largo plazo para las industrias manufactureras que oscila entre 0,1 y 0,8 y en el corto plazo entre 0,1 y 0,7.

León, Morera, Ramos (2001), estimaron el coeficiente de *pass through* para Costa Rica, encontrando un efecto transmisión a corto plazo de 0,16 y de 0,55 a largo plazo. León, Laverde, Durán (2002) estiman el coeficiente de *pass through* del tipo de cambio en los precios de bienes transables y no transables en Costa Rica para el corto y el largo plazo. Dentro de los principales resultados del modelo encontraron un coeficiente *pass through* para los bienes transables de 0,13 en el corto plazo y de 0,68 en el largo plazo; para los bienes no transables, el *pass through* es de 0,10 y 0,52 en el corto y en el largo plazo, respectivamente.

Choudhri y Hakura (2001), examinaron cómo el estado inicial de la inflación afecta el *pass through* con información de 71 países, industrializados y en desarrollo, para el periodo 1979-2000. Estos autores encontraron evidencias de una asociación positiva y significativa entre el *pass through* y el nivel de inflación entre países y periodos.

Goldfajn y Werlang (2000) investigaron la relación entre la depreciación de la tasa de cambio y la inflación para 71 países, entre los cuales se encuentra Colombia. Las variables utilizadas para explicar el comportamiento del *pass through* son: el componente cíclico del producto, la tasa de inflación inicial, el grado de apertura económica y la desviación del tipo de cambio real. Los autores concluyen que para los países en desarrollo, la variable más importante para la determinación del *pass through* es la desviación del tipo de cambio real, mientras que en los países desarrollados es la inflación inicial.

Hüfner y Schröder (2002) estiman el *pass through* de la tasa de cambio a los precios del consumidor en la zona del Euro, empleando un vector de corrección de errores para Alemania, Francia, Italia, Holanda y España, y encuentra que en todos los países se presenta un *pass through* incompleto.

Ito y Sato (2008) miden el efecto *pass through* de la tasa de cambio a los precios domésticos en Asia Oriental, empleando un análisis VAR, el cual incluye varios índices de precios, variables macroeconómicas domésticas y la tasa de cambio. Los resultados del VAR muestran que el grado *pass through* de la tasa de cambio al precio de las importaciones fue muy alto en los países en los cuales se presentó la crisis, el índice de precios al consumidor fue generalmente bajo, excepto en Indonesia. En Indonesia la respuesta de las variables de política monetaria ante *shock* de la tasa de cambio y el índice de precios al consumidor son positivos, grandes y estadísticamente significativos.

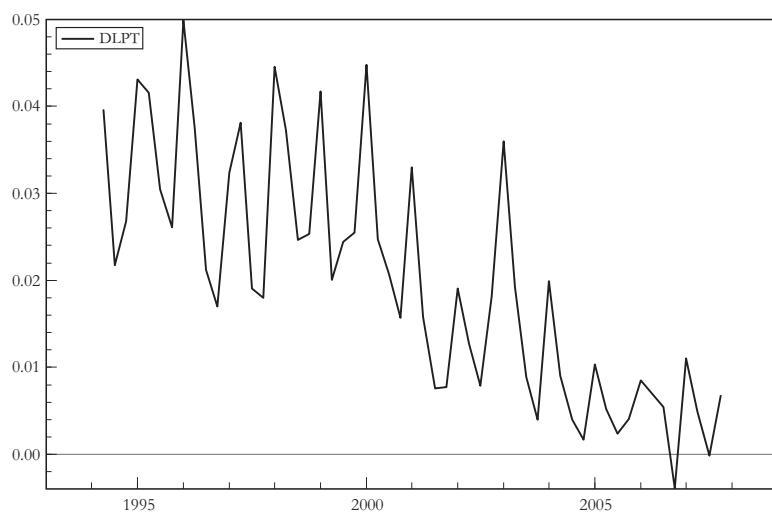
Mallick y Marques (2008) analiza el impacto de las reformas políticas que se realizaron en India en la década de los 90 sobre el *pass through* de la tasa de cambio al precio de las exportaciones, empleando un panel de datos sectorial para el periodo anterior a la reforma (1980-1990) y posterior a la reforma (1991-2001). Los resultados sugieren que el número de sectores que presentan un *pass through* incompleto incrementa en los noventas con relación a los años ochenta.

Estos cambios pueden ser parcialmente atribuidos a la eliminación de controles a la moneda y al comercio, lo cual incrementó la competencia entre firmas y su interés por captar una mayor cuota de mercado.

Mihailovo (2008) compara el *pass through* de la tasa de cambio sobre los precios agregados en Estados Unidos, Alemania y Japón. Los autores encontraron que el *pass through* sobre el precio de las importaciones ha declinado en los 90 con respecto a los 80, mientras que sobre el precio de las exportaciones permanece y sobre los precios del consumidor es insignificante en las tres economías analizadas.

III. Comportamiento de la inflación de bienes transables en Colombia

En el periodo comprendido entre 1994 – 2007 se presenta una disminución importante de la inflación de los bienes transables en Colombia, alcanzando la tasa de inflación más alta en el segundo trimestre de 1996 con un 5,1%, y las más baja en último trimestre de 2006 con un -0,4%. En el gráfico 1 se presenta el comportamiento de la inflación de bienes transables.



Fuente: elaboración de los autores con base en datos Banco de la República

Gráfico 1. Inflación bienes transables (DLPT) 1994-2007

Se observa claramente que en el periodo 2000-2007 la caída de la inflación fue mucho más pronunciada que en el periodo 1994-1999, porque las políticas de control de la inflación fueron muchas más fuertes en este segundo periodo y a la constante revaluación de la tasa de cambio.

De manera resumida se puede explicar este comportamiento descendente por los siguientes factores:

En primer lugar, las reformas estructurales realizadas en el gobierno de Cesar Gaviria con el objeto de abrir la economía a la competencia internacional. Dentro de estas medidas encontramos el proceso de liberación de las importaciones, que fue acompañado con una disminución importante en los aranceles, lo cual contribuyó a disminuir los precios de los bienes importados y, de esta manera, los costos de la producción nacional que utiliza estos bienes como insumos de producción, contribuyendo a frenar la inflación.

En segundo lugar, una disminución importante en la devaluación a finales de la década del 90, llegando incluso a un proceso de revaluación casi permanente en el periodo 2000-2007. Por un lado, la caída de la devaluación puede ser explicada por las diferentes medidas tomadas por el gobierno para controlar la inflación y, por otro, por el ingreso masivo de divisas como consecuencia de la fuerte inversión extranjera que llegó al país en los últimos años y por la caída de la tasa de interés norteamericana que hizo al mercado colombiano más atractivo para los capitales extranjeros.

Por otro lado, la independencia otorgada al Banco de la República en la constitución de 1991 con el objetivo de reducir la inflación. A partir de 1991 el banco central ya no tiene la obligación de financiar el déficit fiscal del gobierno, lo cual ha tenido un impacto bastante positivo en la reducción de la inflación.

Por último, la adopción del régimen de inflación objetivo en el año 2000, el cual consiste en fijar unas metas de inflación teniendo en cuenta el entorno macroeconómico del país.

IV. Modelo a estimar³

El modelo está constituido por una ecuación que muestra la determinación de los precios de una economía abierta.

$$p_t = \alpha + \beta e + \gamma p_t^* + \delta GA + \varepsilon \quad (4)$$

Donde p_t es el precio de los bienes transables, e es la tasa de cambio nominal pesos – dólar, p_t^* precios externos y GA^4 = grado de apertura. Tal como se planteó en los aspectos teóricos estas variables son consideradas por Taylor (2000) y Romer (1993) como determinantes del *pass through*.

El signo esperado de β es positivo, es decir, los precios de los transables domésticos dependen positivamente de la tasa de cambio; una devaluación encarece en moneda doméstica los precios de los insumos importados elevando los costos unitarios, lo cual se transfiere a los precios domésticos y lo contrario ocurre si se da una revaluación. En el caso en que esta elasticidad sea la unidad,

³ A las variables en niveles se le aplicó logaritmo para reducir la escala de las series y posteriormente fueron diferenciadas, lo que permite que se puedan interpretar como tasas de crecimiento.

⁴ Ratio exportaciones más importaciones de bienes sobre el producto.

las variaciones de la tasa de cambio se transmiten plenamente a los precios domésticos, dándose el efecto transmisión completa, mientras si es menor a la unidad este efecto es incompleto.

El impacto de los precios externos sobre los precios domésticos está dado por γ , coeficiente que se supone también positivo. El alza de estos precios, *ceteris paribus*, eleva los costos unitarios de producción domésticos, lo cual se transfiere a los precios internos; éste es el llamado efecto de la inflación importada. Ocurre lo contrario si se da una reducción de estos precios.

El impacto del grado de apertura de la economía G_A se supone que sea negativo, ya que cuanto más abierta la economía, mayor competencia externa a los transables domésticos, lo cual tiende a reducir estos precios. Adicionalmente, la mayor apertura de la economía tiende a reducir los costos unitarios de producción domésticos por el abaratamiento de los insumos importados, lo cual impacta negativamente los precios domésticos.

La ecuación anterior permite analizar otro modelo básico de la teoría macroeconómica de una economía abierta, a saber: la paridad de precios. Esta hipótesis implica las siguientes restricciones sobre los parámetros: $\alpha=\delta=0$ y $\beta=\gamma=1$, hipótesis que será objeto de contrastación en el análisis empírico.

V. Análisis econométrico

Para la modelación econométrica se empleó el procedimiento de Johansen. Los datos empleados son series de tiempo trimestrales correspondientes al periodo 1994(1) - 2007(4).

A. Análisis de raíces unitarias⁵

La serie logaritmo de los precios de los transables (LPT) se presenta en el gráfico 1 así como sus primeras diferencias, tanto para toda la muestra como las dos submuestras. En el gráfico se puede observar cómo a comienzos de 2000 hay un quiebre en la tendencia de la serie. Aplicando un contraste de raíces unitarias a LPT y a su primera diferencia DLPT para toda la muestra, se concluye que la serie es integrada de orden 2. Sin embargo, dividiendo la serie en dos partes: una desde el primer trimestre de 1994 hasta primer trimestre de 2000, y la otra desde segundo trimestre del 2000 hasta el último trimestre del 2007, los contrastes de raíces unitarias indican que para los datos en cada uno de los periodos, la serie LPT es integrada de orden 1. Estos contrastes aparecen en la tabla 2. La literatura econométrica ha señalado que los quiebres estructurales en las series de tiempo tienden a reducir el poder de los contrastes de raíces unitarias, es decir, tienden a hacer que el contraste no rechace la hipótesis nula

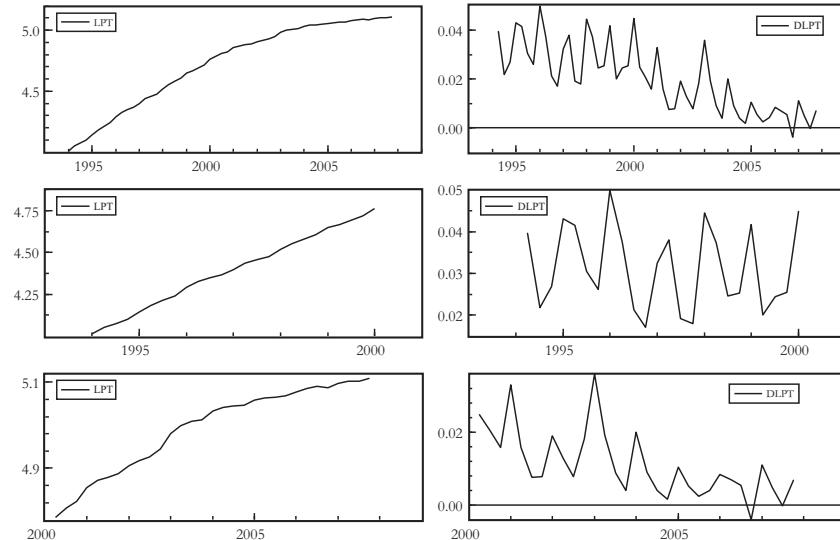
⁵ Para la variable precios externos (P^*) se empleo como variable *proxy* los precios al productor de USA (PUS).

de raíz unitaria, aún si esta hipótesis es falsa y, como el gráfico lo muestra, la serie parece tener un quiebre alrededor del primer trimestre de 2000.⁶

Tabla 1. *Estadísticas descriptivas*

Variables	Medias		Desviación Estándar	
<i>DLPT</i>	1994(2)-2000(1)	2000(3)-2007(4)	1994(2)-2000(1)	2000(3)-2007(4)
	0,031279	0,010007	0,010007	0,0089978
	0,036241	0,049337	0,049337	0,057371
	0,0036375	0,0053055	0,0053055	0,0092895
<i>DEL</i>				
<i>DLPUS</i>				
<i>DLGA</i>				
Correlaciones				
<i>DLPT</i>	1994(2)-2000(1)	2000(3)-2007(4)	1994(2)-2000(1)	2000(3)-2007(4)
	<i>DLPT</i>	<i>DLE</i>	<i>DLPUS</i>	<i>DLGA</i>
	1,0000			
	-0,043842	1,0000		
<i>DLE</i>				0,22582
<i>DLPUS</i>				0,10877
<i>DLGA</i>				-0,14461
	-0,30271	0,50447	-0,074716	1,0000
				-0,14120
				0,71026
				0,16164
				1,0000

Fuente: estimación de los autores



Fuente: estimación de los autores

Gráfico 2. *Logaritmo de precios de los bienes transables (LPT) y su primera diferencia (DLPT) para el periodo 1994-2007 y para los subperiodos 1994-2000 y 2000-2007*

⁶ Sobre el efecto de los cambios estructurales en las pruebas de raíces unitarias ver Perron (1988).

Tabla 2. Pruebas de Dickey-Fuller⁷

Variables	Periodo	Test ADF	
		Subperiodos	
		1994(1)-2000(1)	2000(2)-2007(4)
<i>LPT</i>	-0,2098		-0,364
<i>DLPT</i>	-0,5992	-3,17*	-3,32*
<i>DDLPT</i>	-8,849**		
<i>LE</i>		-1,385	-1,774
<i>LGA</i>		-2,76	-1,04
<i>LPUS</i>		2,95	-2,94
<i>DLGA</i>		-3,22*	-3,22*
<i>DLPUS</i>		-1,24	-3,63*
<i>DLE</i>		-3,08*	-5,17**

Fuente: estimación de los autores

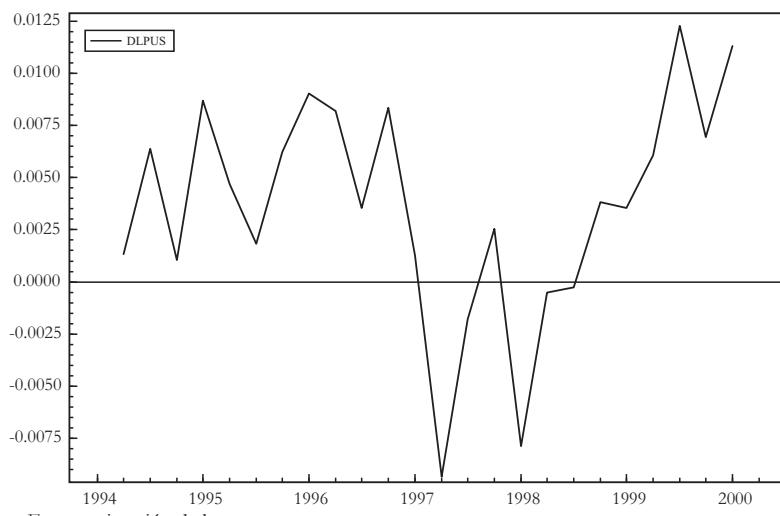
Asimismo parece que se dieron cambios en las series y en las relaciones entre ellas, como se muestra en la tabla 1 en la que se presentan las estadísticas descriptivas para las variables *DLPT*, *DLE*, *DLPUS* y *DLGA* en cada uno de los subperiodos. En especial la media de la tasa de devaluación pasa de positiva a negativa del primer al segundo subperiodo. Asimismo, los coeficientes de correlación cruzados han experimentado cambios sustanciales para algunas variables, por ejemplo los coeficientes de correlación de *DLPT* con *DLE* y con *DLPUS* cambian de signo, pasando de negativo a positivo entre el primer y segundo subperiodos.

Este cambio estructural puede ser explicado, como se mencionó anteriormente, por las políticas de control de la inflación que fueron mucho más exigentes a partir del 2000 como, por ejemplo, la adopción del régimen de inflación objetivo, sumada la constante revaluación de la tasa de cambio como consecuencia del fuerte ingreso de divisas al país.

De acuerdo con los resultados de la tabla anterior, mientras que para toda la muestra *LPT* es I(2), para las submuestras es I(1). En el gráfico 2 se muestra la primera diferencia de *LPT*, *DLPT* para cada uno de los sub-periodos. Es evidente que en ambos *DLPT* es I(0) aunque, para el segundo se presenta un quiebre a partir del 2005 cambiando su media, pero ésta se mantiene constante a partir de este año. Por tanto, se decidió hacer el análisis de cointegración entre las variables para cada uno de estos subperiodos.

⁷ Dos asteriscos indican significativos al 5% y un asterisco al 1%. Los contrastes se hicieron incluyendo constante y tendencia determinística para las series en niveles y solamente constante para las series en diferencias; el rezago máximo es 3.

En la tabla 2 también se presentan los resultados de los contrastes de raíces unitarias para las demás series en cada uno de los dos subperiodos. Nótese cómo para *LPUS*, en el primer periodo, la hipótesis nula de una raíz unitaria en su primera diferencia no se rechaza; sin embargo, el gráfico 3 sugiere que esta serie es estacionaria, aunque con un quiebre en su media alrededor de 1997.



Fuente: estimación de los autores

Gráfico 3. Primera diferencia de los precios al productor de Estados Unidos (DLPUS) 1994(1)-2000(1)

B. Análisis de Cointegración

1. Análisis de cointegración para el primer subperiodo 1994(1)- 2000(1)

En el cuadro siguiente se registran los resultados del *test* de cointegración de Johansen para el periodo 1994(1)- 2000(1) entre las variables *LPT*, *LPUS*, *LE* y *LGA*. El vector autoregresivo (VAR) de las anteriores variables se estimó con un rezago máximo de dos para cada una de las variables y como único elemento determinístico la constante. Los *tests* de diagnósticos se presentan en la tabla 3. Sobre el procedimiento de Johansen, ver Johansen (1988 y 1995).

Tabla 3. Contrastos de diagnósticos del VAR

TEST	variables			
	<i>LPT</i>	<i>LPUS</i>	<i>LE</i>	<i>LGA</i>
Far(1,13)	0,02[0,88]	0,20[0,66]	0,17[0,69]	0,99[0,33]
Chi ² (2)	0,05[0,97]	1,65[0,43]	0,46[0,79]	0,79[0,67]
Farch(1,12)	0,24[0,64]	0,78[0,39]	0,40[0,54]	0,26[0,62]

Fuente: estimación de los autores

Los *test* son de la forma $F_{j,k-l}$ que denota una prueba F contra la alternativa hipótesis j . Así $\text{Far}(1,17)$ contrasta correlación serial de orden 1, $\text{Farch}(1,12)$ heterocedasticidad autoregresiva de orden 1 y $\text{Chi}^2(2)$ contrasta normalidad. Ningún contraste es significativo, con probabilidades (entre corchetes) mayores al 0,05. Por tanto el VAR parece estar bien especificado estadísticamente.⁸ En la tablas 4 y 5 se presentan los resultados del *test* de cointegración.

Tabla 4. *Test de cointegración*

Hipótesis Nula	Máximo valor propio	Valor crítico 95%	Traza	Valor crítico 95%
$p = 0$	24,96	28,1	56,66*	53,1
$p \leq 1$	19,98	22,0	31,69	34,9
$p \leq 2$	6,885	15,7	11,71	20,0
$p \leq 3$	4,827	9,2	4,827	9,2

Fuente: estimación de los autores

Tabla 5. *Vector de cointegración y contrastación de hipótesis*

Variables	Vector de cointegración Normalizado en LPT	Vector Cointegración Restringido	Matriz de coeficiente de ajuste restringida ($\alpha_{\bar{d}}$)
<i>LPT</i>	1,0000	1,0000	-0,14305 (0,030436)
<i>LGA</i>	0,51878	0,00000	0,00000 (0,00000)
<i>LPUS</i>	-1,4348	-1,0000	0,00000 (0,00000)
<i>LE</i>	-0,70732	-0,71207	0,00000 (0,00000)
		Chi ² (4)ppa = 9,8 [0,04]	Chi ² (5) = 8,4305 [0,1341]

Fuente: estimación de los autores

De acuerdo con el contraste de la traza, la hipótesis nula de cero vectores de cointegración se rechaza, mientras la hipótesis nula de máximo un vector de cointegración no es rechazada. Por su parte, la prueba del máximo valor propio no rechaza la hipótesis nula de cero vectores de cointegración. Este tipo de resultados contradictorios entre los contrastes es común para muestras de tamaño reducido, como la utilizada aquí. En este estudio se asumirán los resultados del *test* de la traza, ya que se ha demostrado que este contraste genera resultados más consistentes. El vector de cointegración implica una relación positiva entre los precios domésticos y los precios externos y la tasa de cambio nominal, pero negativa con el grado de apertura de la economía, lo cual es razonable desde el punto de vista del análisis económico.

Dos hipótesis se contrastaron: la primera, que en el vector de cointegración los parámetros asociados a *LGA* y la constante sean cero. Esta restricción

⁸ Sobre estos contrastes ver Hansen y Juselius (1994).

genera el siguiente vector: $LPT-LE-LPUS=CI_{ppa}$, es decir que se cumpla la paridad del poder adquisitivo (PPA). El resultado del *test* $\chi^2(4)$ es 9,8, el cual es significativo al 0,04, lo que lleva a rechazar esta hipótesis; por tanto, los datos sugieren que no se da la paridad absoluta de precios. La segunda, que la elasticidad del precio doméstico respecto a los precios externos fuera la unidad, junto con la restricción de que LGA no formara parte del vector y de que las variables *LPUS*, *LGA* y *LE* fueran débilmente exógenas para los parámetros de este vector de cointegración. El resultado del *test* $\chi^2(5)$ es 8,4, con un valor de probabilidad de 0,13, por tanto, esta hipótesis conjunta no es rechazada. El vector de cointegración queda entonces como $LPT-LPUS-0,7LE$. Así, por cada un 1% de variación en la tasa de cambio, los precios de los transables varían en 0,7, por lo que se da un *pass through* incompleto, aunque alto.

Dado los resultados sobre la exogeneidad débil de las variables *LPUS*, *LE* y *LGA* para el vector de cointegración, es válido modelar los precios mediante un modelo uniecuacional de corrección de errores, el cual es útil porque nos describe el comportamiento de corto plazo de la variable *LPT*. En esta ecuación se incorpora el desequilibrio entre *LPT* y su nivel de largo plazo dado por el vector de cointegración. Esta variable se denomina $CI1=LPT-LPUS-0,7LE$. Adicionalmente se incorporaron las variables *GAPy* y *GAPtr*, rezagadas un periodo, que miden la desviación de las variables *PIB* y *TCR* de sus respectivos niveles de tendencia, los cuales fueron calculados mediante el filtro de Hodrick y Prescott (1997).⁹ La ecuación que resulta luego de eliminar de manera secuencial las variables cuyos parámetros estimados no fueran significativos al 0,05, es la ecuación (5).

$$DLPT = -0,4716 - 0,02163DLGA_1 + 0,05232DLE - 0,09261CI1_1 + 0,01855C + 0,01626SC1 - 0,01927D99q^2 \quad (5)$$

SE (0,1161) (0,01044) (0,01764) (0,02135) (0,001643) (0,001911) (0,003711)

Tabla 6. *Diagnósticos*

$R^2 =$	0,927534	$F(6,16) =$	34,132	$[0,0000]$	$\sigma =$	0,00317886	$DW =$	1,93
Far(1,15) =		0,0012897		[0,9718]				
Farch(1,14) =		0,50134		[0,4905]				
Chi^2(2) =		0,109		[0,9470]				
Fhet(9,6) =		0,22379		[0,9774]				
Freset(1,15) =		0,38161		[0,5460]				

Fuente: estimación de los autores

El interés aquí es el coeficiente de DLE, el cual mide el efecto *pass through* a corto plazo. El coeficiente de 0,05 indica que a corto plazo una devaluación

⁹ Igualmente se introdujeron dos grupos de variables dicótomas: una denominada *D99q2*, que vale uno para la observación correspondiente al segundo trimestre de 1999 y cero en las otras observaciones a fin de captar un residual negativo demasiado grande (superior a dos desviaciones estándares) y variables ficticias estacionales centradas, denominadas *SC*, *SC1* y *SC2*.

nominal del 1% se transfiere a los precios en solo un 0,05%, el cual es un impacto muy reducido. Nótese cómo las dos variables nuevas ($GAPtr$ y $GAPy$) no resultaron significativas, con un *test* de exclusión de $F(2, 14)=0,89821$ [0,4295], el cual no es significativo a los niveles convencionales, dado su valor de probabilidad de 0,43.

Todos los *tests* sugieren que la ecuación no presenta problemas de especificación en un sentido estadístico, ya que ningún contraste es significativo al 5% o menos.

2. Análisis de cointegración para el segundo subperiodo 2000(2)-2007(4)

En esta sección se hará el análisis para el periodo comprendido desde el segundo trimestre de 2000 hasta el cuarto trimestre de 2007.

El VAR se estimó con dos rezagos en cada una de las variables, como elementos determinísticos se incluyeron una constante y una variable ficticia $D06q2$, la cual vale uno para la observación correspondiente al primer trimestre de 2006, a fin de captar un residual positivo demasiado grande (superior en dos desviaciones estándares) en la ecuación de la variable LE, que hace que esos residuales no se distribuyan como una normal. La inclusión de esta variable indicadora permite que la hipótesis de distribución normal en el término de error de la ecuación para LE no se rechace. En la tabla 7 se presentan los diagnósticos para cada una de las ecuaciones del VAR y ninguno es significativo a los niveles convencionales. El contraste nuevo aquí es Fhet, el cual contrasta contra heterocedasticidad en función de los niveles y cuadrados de los regresores de cada ecuación.¹⁰ Ningún contraste es significativo a los niveles convencionales (0,01 y 0,05), ya que los valores de probabilidad son mayores a estas cantidades.

Tabla 7. *Diagnósticos del VAR*

TEST	Variables			
	LPT	LPUS	LE	LGA
Far(3,16)	1,11[0,37]	0,11[0,96]	0,66[0,59]	0,88[0,47]
Chi ² (2)	3,6 [0,17]	0,17[0,91]	0,05[0,98]	2,95[0,23]
Farch(3,13)	0,17[0,91]	0,61[0,62]	0,23[0,87]	0,37[0,78]
Fhet(16,2)	0,29[0,94]	0,14[0,99]	0,26[0,96]	0,12[0,99]

Fuente: estimación de los autores

Una vez que se comprueba que el VAR está bien especificado estadísticamente, se procede a contrastar cointegración mediante el *test* de Johansen. Este *test* se presenta en la tabla 8.

¹⁰ Ver White, 1980.

Tabla 8. *Tests de Cointegración*

Hipótesis nula	Máximo valor propio	Valor crítico 95%	Traza	Valor crítico 95%
$p = 0$	24,96	28,1	56,66*	53,1
$p \leq 1$	19,98	22,0	31,69	34,9
$p \leq 2$	6,89	15,7	11,71	20,0
$p \leq 3$	4,83	9,2	4,83	9,2

Fuente: estimación de los autores

Tabla 9. *Vector de cointegración y contrastación de hipótesis*

Variables	Vector de cointegración normalizado en LPT.	Vector de cointegración Restringido.	Matriz de los coeficiente de ajuste (alfa)
<i>LPT</i>	1,0000	1,0000	-0,1435 (0,0304)
<i>LGA</i>	0,52	0,0000	0,00000 (0,00000)
<i>LPUS</i>	-1,43	1,00000	0,00000 (0,00000)
<i>LE</i>	-0,71	-0,71	0,00000 (0,00000)
		Chi ² (3)ppa=9,82 [0,0436]	Chi ² (5) = 8,4305 [0,1341]

Fuente: estimación de los autores

De acuerdo con el *test* de la traza, la hipótesis nula de máximo un vector de cointegración en este conjunto de datos no se rechaza. Este vector indica que los precios dependen positivamente de la tasa de cambio nominal y de los precios de USA, pero negativamente del grado de apertura; lo cual es razonable desde el punto de vista del análisis económico. Al igual que en el primer subperiodo, se contrastó la hipótesis de que se cumpla la paridad del poder adquisitivo. Este *test* genera una Chi²(3) de 9,82, con un valor de probabilidad de 0,044, lo que lleva a rechazar la hipótesis, luego se contrastó la siguiente hipótesis conjunta: que la elasticidad de los precios domésticos a los externos sea la unidad, de que el grado de apertura no incida en los precios domésticos junto con la exogeneidad débil de los precios externos, de la tasa de cambio y del grado de apertura. Este *test* se reporta al final del cuadro como una Chi²(5) de 8,43, el cual no es significativo a los niveles convencionales, con un valor de probabilidad de 0,13, así esta hipótesis no es rechazada; por tanto, a largo plazo los precios de los transables domésticos dependen solamente de los precios externos y de la tasa de cambio nominal. El vector sujeto a estas restricciones en los parámetros se presenta en la tabla 9 como vector de cointegración restringido. Según éste, el impacto de la tasa de cambio nominal sobre los precios domésticos es de 0,5 % por cada variación de un 1% en la tasa de cambio nominal. Así que se presenta un *pass through* incompleto.

Con base en los resultados anteriores sobre exogeneidad débil de la tasa de cambio, los precios externos y el grado de apertura, es válido modelar los precios condicionados a las variables anteriores. Se partió de un modelo de corrección de errores, el cual incorpora la relación de desequilibrio (CI2) rezagada un periodo; luego esta ecuación fue simplificada llegándose a la ecuación (6).

$$DLPT = -0,3962 - 0,03675 * DLG4 - 0,02903 * DLG4_1 + 0,4187 * DLPUT + 0,07375 * DLE + 0,0456 * DLE_1 - 0,1036 * CI2_1 \quad (6)$$

(SE) (0,0618) (0,011) (0,0106) (0,0751) (0,0165) (0,0188) (0,0158)

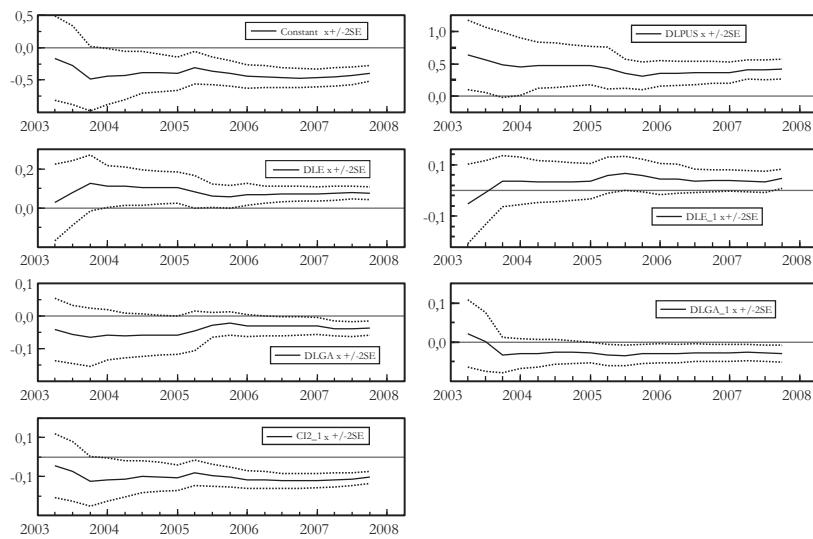
Tabla 10. *Diagnósticos*

R^2=	0,911504	sigma=	0,00307688	DW=	1,99
Far(3,18)	=	0,066262	[0,9771]		
Farch(3,15)	=	0,38103	[0,7681]		
Chi^2(2)	=	2,4007	[0,3011]		
Fhet(13,7)	=	0,54479	[0,8366]		
Freset(1,20)	=	4,2369	[0,0528]		

Fuente: estimación de los autores

En esta ecuación la tasa de cambio nominal impacta en un 0, 07% al producto, efecto que se prolonga por otro periodo en un 0,05%. Así, a corto plazo el traspaso de los cambios en la tasa de cambio a los precios es incompleto. De nuevo, al igual que el primer sub-periodo, en el corto plazo este efecto es muy pequeño comparado con el que se da en el largo plazo, el cual fue de 0,5%. La ecuación muestra que la inflación externa impacta a la inflación de los transables domésticos en un 0,4%, mientras que el grado de apertura tiene un efecto en el corto plazo de solo un 0,04% en el primer subperiodo y de un 0,03% en un segundo sub-periodo. Como para el primer subperiodo, las variables referentes a las brechas (GAPter y GAPy) no fueron significativas. En efecto, el contraste sobre su significancia conjunta es: F(2, 19) = 0,032203 [0,9684].

La ecuación anterior pasa satisfactoriamente todos los diagnósticos, excepto el *test* de RESET, el cual es casi significativo al 0,05. Adicionalmente, la ecuación es estable en gran parte de la muestra de acuerdo con los diagnósticos calculados a partir de los mínimos cuadrados recursivos, procedimiento mediante el cual se estiman los parámetros, partiendo de un tamaño mínimo de la muestra y agregando cada vez una observación, lo que genera una secuencia de parámetros estimados. El gráfico 4 muestra estas secuencias para los parámetros de la ecuación 6, junto con dos desviaciones estándares. Es claro, a partir de este gráfico, que estos parámetros han permanecido constantes en gran parte de la muestra.



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 4. Parámetros estimados por mínimos cuadrados recursivos

Consideraciones finales

El *pass through* de la tasa de cambio es el porcentaje de cambio del precio de las importaciones en moneda local, como resultado de una variación de un uno por ciento de la tasa de cambio nominal entre exportadores e importadores. Diferentes estudios teóricos han identificado una serie de factores macroeconómicos y microeconómicos que pueden explicar la presencia de un efecto transmisión incompleto. Entre los estudios macroeconómicos podemos señalar: la volatilidad de la tasa de cambio, la competencia del sector exportador por la participación en el mercado, el tamaño del mercado, las metas de inflación y la credibilidad del Banco Central y el grado de apertura. Entre los factores microeconómicos podemos señalar: la competencia imperfecta, los costos de menú y el comercio intraindustrial de las corporaciones multinacionales.

En el análisis econométrico se encontró que, para Colombia la muestra presentaba un quiebre estructural en el segundo trimestre de 2000, por lo que fue necesario hacer el análisis separadamente para cada subperiodo. En términos económicos podemos explicar este quiebre estructural como consecuencia de unas políticas de control de la inflación que fueron mucho más fuertes a partir del 2000, como por ejemplo, la adopción de la inflación objetivo, esto sumado a la constante revaluación de la tasa de cambio producto del fuerte ingreso de divisas al país.

En el primer subperiodo encontramos un vector de cointegración que establece una relación positiva entre el precio doméstico de los bienes transables y los precios externos y la tasa de cambio nominal pero negativa con el grado de apertura. En este subperiodo el *pass through* de largo plazo fue de 0,7%, es decir, una devaluación del 1% de la tasa de cambio se verá reflejado en los precios en un 0,7%, dándose un *pass through* incompleto pero cercano a la unidad. Sin embargo, en el corto plazo se encuentra un *pass through* de 0,05%, el cual es bastante reducido.

En el segundo subperiodo también se encontró un vector de cointegración que establece una relación positiva entre los precios domésticos de los bienes transables y los precios externos y la tasa de cambio nominal. En este subperiodo se encontró un *pass through* en el largo plazo 0,5% y de 0,07% en el corto plazo.

Bibliografía

- ADOLFSON, Malin (2001). "Monetary Policy with Incomplete Exchange Rate Pass-Through", *Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 476, octubre, pp.1-50
- BALDWIN, Richard (1988). "Hysteresis in import prices: the beachhead effect", *NBER Working Paper*, No. 2545, Marzo, pp.1-27.
- BALL, Laurence; MANKIW, Gregory; ROMER, David; AKERLOF, George; ROSE, Andrew; YELEN, Janet y SIMS, Christopher (1988). "The New Keynesian Economics and The Output-Inflation Trade-Off", *Brooking Paper on Economic Activity*, Vol. 1988, No. 1, pp.1-82.
- CHOUDHRI, Ehsan y HAKURA, Dalia (2001). "Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?", *Fondo Monetario Internacional working paper*, No. 01/194, diciembre, pp. 1-36
- CUNNINGHAM, Alastair, HALDANE, Andrew (2000). "The Monetary Transmission Mechanism in the United Kingdom: Pass-Through and Policy Rules", Banco Central de Chile, octubre de 2000, No. 83. Disponible en: <http://www.bcentral.cl/estudios/documentos-trabajo/pdf/dtbc83.pdf> (octubre 10 de 2008)
- DORNBUSCH, Rudiger (1987). "Exchange rates and prices", *American Economic Review*, Vol. 77, No. 1, pp.93-106.
- FROOT, Kenneth y KLEMPERER, Paul (1988). "Exchange Rate Pass-Through when Market Share Matters", *NBER working paper*, No. 2542, marzo 1988, pp.1-42.
- GARCIA, Carlos y RESTREPO, Jorge (2001). "Price inflation and exchange rate pass through in Chile", Banco Central de Chile, working paper, noviembre, No. 128. Disponible en: <http://www.bcentral.cl/estudios/documentos-trabajo/pdf/dtbc128.pdf> (septiembre 17 de 2008).

- GOLDBERG, Pinelopi y KNETTER, Michael (1996). “Goods Prices and Exchange Rates: What Have we Learned?”, *NBER working paper*, No. 5862, diciembre, pp.1-42.
- GOLDFAJN, Ilan y WERLANG, Sergio (2000). “The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study”, Banco Central de Brasil, julio de 2000, working paper No. 5. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=224277> or DOI: 10.2139/ssrn.224277
- GOLDFAJN, Ilan y VALDES, Rodrigo (1999). “The Aftermath of Appreciations”, *The Quarterly Journal Of Economics*, Vol. 114, No.1, febrero, pp. 229-262.
- HANSEN, Henrik y JUSELIUS, Katarina (1995). *Manual To cointegration Analysis of Time Series CATS in RATS*, Illinois, Institute of Economics, University of Copenhagen.
- HÜFNER, Felix y SCHRÖDER, Michael (2002). “Exchange rate pass through to consumer prices: A European perspective”, *Centre for European Economic Research* (ZEW), marzo, Discussion paper No. 02-20.
- JOHANSEN, Soren (1988). “Statiscal Analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2, marzo, pp.231-254.
- JOHANSEN, Soren (1995). *Likelihood based Inference in Cointegration Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
- HODRICK, Rober y PRESCOT, Edward (1997). “Postwar U.S. Business Cycles. An empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No.1, febrero, pp.1-16.
- ITO, Takatoshi y SATO, Kiyotaka (2008). “Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian economies: VAR analysis of Exchange Rate Pass Through”, *Journal of Money, Credit and Banking*, octubre de 2008.
- KRUGMAN, Paul (1986). “Pricing to market when the exchange rate change”, *NBER working paper*, No. 1926, Mayo, pp.1-43
- LEÓN, Jorge; LAVERDE, Bernal y DURÁN, Rodolfo (2002). “Pass Through del tipo de cambio en los precios de bienes transables y no transables en Costa Rica”, Banco Central de Costa Rica, documento de investigación *DIE-05-2002-DI*, junio 2002, pp. 1-45
- LEÓN, Jorge; MORERA, Ana y RAMOS, Welmer (2001). “El Pass Through del tipo de cambio: un análisis para la economía costarricense de 1991-2001”, Banco Central de Costa Rica, documento de investigación *DIE-DM/11-2001-DI*, diciembre, pp.1-37.

- MALLICK, Sushanta y MARQUES, Helena (2008). "Exchange rate transmission into industry-level export prices: a tale of two policy regimes in India", *IMF Staff Paper*, Vol. 55, No.1, enero.
- MENON, Jayant (1996). "The degree and determinants of exchange rate pass-through: market structure, non-tariff barrier and multinational corporations", *The Economic Journal*, Vol. 106, No. 435, marzo 1996, pp. 434-444.
- MIHAILOV, Alexander (2008). "Exchange rate pass-through to prices in macrodata: a comparative sensitivity analysis", *International Journal of Finance & Economics*, Vol. 9999, No. 9999, Julio, pp. 1-42.
- NAUG, Bjorn y NYMOEN, Ragnar (1996). "Pricing to market in small open economy", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 98, No. 3, marzo, pp. 329-350.
- PERRON, Pierre (1989). "The Great Crash, the oil shock and the unit root process", *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, noviembre, pp. 1361- 1404.
- RINCÓN, Hernán (2000). "Devaluación y precios agregados en Colombia, 1980-1998", *Desarrollo y Sociedad*, Universidad de los Andes, No. 46, septiembre, pp. 109-144.
- RINCÓN, Hernán, CAICEDO, Edgar y RODRÍGUEZ, Norberto (2005). "Exchange Rate Pass-Through Effects: A disaggregate Analysis of Colombian Imports of Manufactured Goods", Banco de la República, *Borradores de Economía*, No. 330, marzo, pp. 1-31.
- ROMER, David (1993). "Openness and Inflation: Theory and Evidence", *Quarterly Journal Of Economics*, Vol. 108, No. 4, Noviembre, pp. 869-903.
- TAYLOR, John (2000). "Low Inflation, Pass-through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, No. 44, pp. 1389-1408.