



Devaluación y precios agregados en Colombia, 1980-1998

Hernán Rincón C.*

Resumen

Este documento estima modelos de precios para el caso colombiano en el período 1980-1998. Específicamente, se estudian 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. Se encuentra que los efectos de transmisión de largo plazo son incompletos (no son proporcionales) tanto para los precios de importación como los de exportación, y que la hipótesis de poder de paridad de compra *absoluta* no se cumple. El efecto de largo plazo del precio de importación y exportación con respecto a una devaluación nominal 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. El efecto directo estimado de la tasa de cambio sobre el nivel general de precios es de 0.48. Contemporáneamente, una devaluación incrementa respectivamente el precio de las importaciones y el de las exportaciones (en moneda interna) en un valor estimado del 7.0% y 63.0%. La inflación de los importados tiene un efecto contemporáneo sobre la inflación agregada de aproximadamente 9.0%. La devaluación nominal afecta positivamente la inflación agregada con un rezago de cerca de siete meses.

* Investigador de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Se agradecen los comentarios de Carlos Felipe Jaramillo, Carlos Esteban Posada y Hernando Vargas. También se agradece a los participantes en los seminarios de economía del DNP, del CEDE de la Universidad de los Andes y del Banco de la República por sus sugerencias. Los comentarios de dos evaluadores anónimos fueron de gran ayuda. Las opiniones y posibles errores de este trabajo son de la responsabilidad exclusiva del autor y su contenido no compromete al Banco de la República ni a su Junta Directiva. *E-mail*: hrincoca@banrep.gov.co.

Clasificación JEL: F31; F41; E31; F47

Palabras clave: tasa de cambio; precios; efectos de transmisión; PPP; Johansen y Juselius

1. Introducción

Uno de los aspectos más discutidos en los países latinoamericanos, incluido Colombia, por parte de académicos, autoridades económicas y analistas especializados en los años 80 y 90 ha sido la dinámica de la tasa de cambio. Dicho interés se basa en los posibles efectos que este precio proyecta sobre otros de la economía (precios absolutos y relativos), así como sobre agregados externos como la balanza comercial, la cuenta corriente, y la posición de reservas internacionales de la economía.

El objetivo de este trabajo es analizar y estimar los efectos de transmisión de las variaciones en la tasa de cambio nominal sobre diferentes medidas de precios agregados para el caso colombiano en el período 1980-1998. Específicamente, el documento estudia los efectos que transmiten las variaciones de la tasa de cambio nominal a los precios de las exportaciones, importaciones y al nivel agregado de precios de la economía: efectos que han sido denominados por la literatura como *pass-through effects* o efectos de transmisión de la tasa de cambio (ETTC)¹.

El aporte de este trabajo a la literatura empírica consiste en que toma datos actualizados de la economía colombiana y los coloca a la luz de desarrollos recientes de la teoría económica y econométrica para cuantificar y cualificar la relación entre algunos precios agregados del país y la tasa de cambio, de tal modo que se puedan derivar algunas implicaciones de política. Dos de las fortalezas principales del trabajo son las siguientes: Primera, a diferencia de otros estudios hechos para Colombia sobre el tema, los cuales serán reseñados más adelante, el presente analiza con-

¹ En términos estrictos, los efectos de *pass-through* de la tasa de cambio se refieren al grado hasta el cual los precios de los bienes transados (en la moneda del país de destino) responden a las variaciones de la tasa de cambio nominal. Es de notar que la literatura estándar de *pass-through* estudia sólo los efectos de variaciones en la tasa de cambio sobre el precio de un(os) determinado(s) bien (es), por ejemplo, sobre el precio de los vehículos importados o exportados, no los efectos sobre precios agregados.

juntamente los efectos, tanto estáticos como dinámicos, de la tasa de cambio sobre tres de los índices de precios más importantes de la economía desde un punto de vista macroeconómico como son los precios de las importaciones, exportaciones y el nivel general de los mismos. Segunda, las técnicas de regresión utilizadas, las cuales parten de un sistema multivariado que considera en principio todas las variables como endógenas, permiten corregir muchos de los problemas empíricos que sufre parte de la literatura colombiana e internacional que ha estudiado el tema.

Primero que todo, se evalúa si estadísticamente existe evidencia de relaciones de largo plazo (existencia de cointegración) entre la tasa de cambio y cada uno de los índices de precios, una vez se ha controlado por los movimientos en otras variables que los afectan. Luego, se cuantifican tanto los efectos de largo plazo como los de corto (la dinámica de los efectos). El análisis utiliza tanto variables de oferta (indicadores de ciclo como costos laborales, *gap* del producto y productividad) como de demanda (efectivo)². Se utiliza también una medida del grado de "desalineación" de la tasa de cambio real en las ecuaciones dinámicas de corto plazo buscando controlar por el nivel de dicha tasa.

El trabajo se divide en seis secciones después de esta introducción. La segunda sección discute la teoría. La tercera presenta los modelos de regresión. La cuarta describe los datos. La quinta describe brevemente el procedimiento econométrico, el cual está basado en la técnica de Johansen y Juselius. La sexta presenta las estimaciones. La última sección resume los resultados y discute algunas implicaciones de política.

2. La teoría

La teoría de los ETTC tiene su origen en la *ley de un solo precio* (Menon, 1995). De acuerdo con dicha *ley*, el precio de un determinado bien debe ser el mismo, medido en términos de una misma moneda, sin importar el lugar donde es producido o vendido. Según dicho supuesto, uno debería

² En la literatura es conocido el debate sobre si es mejor o no, en términos empíricos, utilizar indicadores de ciclo o agregados monetarios a la hora de construir modelos de precios (véanse, por ejemplo, Hill y Robinson, 1989; MaCallum, 1990). Con el objetivo de enfrentar el debate, este trabajo utiliza alternativamente ambos tipos de variables.

esperar que en un determinado país, sin diferencias importantes en sus bienes transables en términos de homogeneidad y sustituibilidad con el resto del mundo, la ley de un solo precio sea satisfecha permanentemente³. Esto significa que, para el caso de una economía "pequeña", aquella que toma los precios como dados, una variación en la tasa de cambio nominal implicará una modificación de igual proporción en los precios en moneda interna de los bienes en consideración, sean ellos exportados o importados (Dornbusch, 1973).

A partir de la ley de un solo precio se han generado básicamente dos líneas complementarias de estudio de los efectos de transmisión de la tasa de cambio: 1) una línea de estudios microeconómicos, que concentrada en la estructura de mercado y la teoría de organización industrial, resalta las imperfecciones en el mecanismo de transmisión de precios; 2) una línea macroeconómica, que se concentra en el estudio de los efectos inflacionarios de la transmisión de precios.

La línea microeconómica establece que, si hay imperfecciones en los mercados y/o los bienes no son homogéneos y plenamente sustituibles, los ETTC podrían ser menores que los predichos por la ley de un solo precio o la hipótesis de PPP⁴. Entre los factores que pueden influenciar el grado de los ETTC se encuentran: la estructura de los mercados y su grado de concentración (Krugman, 1987); el grado de homogeneidad y sustituibilidad entre los bienes y la participación de las firmas extranjeras con respecto a los competidores internos en determinado bien (Dornbusch, 1987; Froot y Klemperer, 1989); el grado de asimetría (histéresis) de las decisiones de entrada o salida de las firmas de una industria determinada cuando la tasa de cambio varía (Krugman y Baldwin, 1987; Baldwin, 1988; Dixit, 1989); el grado de intercambio *entre* firmas (Holmes, 1978; Goldstein and Khan, 1985; Menon, 1993); y algunas decisiones de políti-

³ Como es bien conocido, dicha ley es garantizada bajo el supuesto de un perfecto arbitraje y movilidad de bienes a nivel doméstico y externo.

⁴ La ley de un solo precio se refiere al de un bien particular, y la hipótesis de poder de paridad de compra (PPP) se refiere al precio de una canasta de bienes. Si uno supone que la ley de un solo precio se cumple para todos los bienes que se incluyen en determinada canasta (o índice), entonces la hipótesis de PPP debe cumplirse para esa misma canasta de bienes; en este caso, las dos hipótesis son equivalentes. Como corolario se puede decir que la ley de un solo precio implica que PPP se cumple; sin embargo, lo contrario no necesariamente es cierto.

ca comercial, cambiaria o monetaria (Bhagwati, 1988; Branson, 1989; Froot y Klemperer, 1989; Hooper y Mann, 1989). Algunos ejemplos de estas teorías son los siguientes: Una firma extranjera que tiene poder para fijar precios, digamos a través de la segmentación de los mercados, podría no transferirle inmediatamente el mayor precio (en moneda interna) a los consumidores del país con el objetivo de mantener la participación en el mercado doméstico del bien⁵. En este caso, los ETTC son incompletos. Otro ejemplo es cuando no existe una perfecta sustitución entre los bienes importados y los producidos domésticamente. En este caso, arbitraje no necesariamente implica que los precios de los bienes se van a regir por la ley de un solo precio. Entonces, los precios de las importaciones podrían aumentar o disminuir cuando existieran variaciones en la tasa de cambio, siguiendo de cerca la disciplina que impondría el poder de paridad y, sin embargo, los ETTC no serían completos (Goldstein y Khan, 1985).

El caso de histéresis se presenta cuando existen firmas en determinado sector que actúan bajo una regla de 'entrada' y 'salida' que funciona de una manera no simétrica, lo cual hace que para ciertos rangos de variaciones en las tasas de cambio, es decir diferentes rangos de *pass-through*, la competencia en el mercado no cambie. Intuitivamente la dinámica es la siguiente: supongamos que las ganancias en moneda interna de una firma extranjera están en función inversa con la tasa de cambio y que ella debe asumir unos costos fijos de 'entrada' pero no tiene costos de 'salida' al sector donde actúa. Además, supongamos que el precio al cual vende la firma en el mercado interno de su producto está en función inversa del número de firmas en el mercado. Bajo estos supuestos, dejando todo lo demás constante, si suponemos que existe un rango para las ganancias de dicha firma, el cual determina si la firma 'entra' o no, entonces se puede predecir que la firma se mantendrá en el mercado para un rango de variaciones en la tasa de cambio. Esto hace que exista un rango de valores de *pass-through* para los cuales los precios internos del producto no cambiarán, ya que el número de firmas en dicho sector no está variando.

⁵ Este tipo de comportamiento ha sido denominado como *pricing to market behavior* (véase Krugman, 1987).

Un caso típico de por qué el intercambio *entre* firmas puede disminuir los efectos de transmisión de la tasa de cambio está relacionado con los arreglos internos en los sistemas de pago entre una casa matriz y sus subsidiarias. Este mecanismo permite que modificaciones inesperadas en las tasas de cambio no tengan efectos importantes sobre la permanencia de las firmas en determinado sector y sobre sus políticas de precios, haciendo que las subsidiarias puedan tomar actitudes del tipo *pricing to market* (Menon, 1996). Finalmente, un ejemplo de cómo las decisiones de política económica afectan el grado de los ETTC está relacionado con las variaciones del régimen cambiario. Si las firmas esperan que las variaciones en la tasa de cambio tengan un carácter temporal, como los movimientos esperados en un régimen de tasa de cambio flexible, ellas probablemente van a responder en precios y cantidades en menor grado. De esta manera, los efectos de transmisión de la tasa de cambio no serán independientes del tipo de régimen cambiario vigente (Froot y Klemperer, 1989).

La línea macroeconómica se concentra en los efectos sobre el nivel general de precios (Ball *et al.*, 1977; Bruno, 1978; Rodríguez, 1978; Sachs, 1980). De acuerdo con dichos estudios, la transmisión de la devaluación hacia el nivel general de precios se da a través de los siguientes canales: a) los precios (en moneda interna) de los bienes y servicios importados; b) los precios (en moneda interna) de los bienes exportados (Ball *et al.*, 1977); y c) los precios relativos entre transables y no transables (Salter, 1959) y los precios de los transables (Edgren *et al.*, 1969; Ludberg, 1972; Balassa, 1964).

En el caso del primer canal, la transmisión se da a través del incremento de los costos en moneda interna como consecuencia del incremento de los precios de los bienes y servicios importados⁶. El grado de transmisión por medio de este canal dependerá de:

- i. cuán perfectos son los mercados y de las características (homogeneidad y sustituibilidad) de los bienes. Por ejemplo, modelos de determinación de salarios bajo PPP, como el desarrollado por Bruno (1978), predicen que el nivel de precios internos se incrementará en igual

Este texto es una traducción de un artículo publicado en la revista *Estudios Económicos*, número 10, 1998.

⁶ Este primer mecanismo ha sido denominado por la literatura como los *feedback effects* (Goldstein y Khan, 1985).

- porcentaje que la devaluación. Esto implica que si la hipótesis de PPP se cumple, un país no gana nada en términos reales devaluando;
- ii. de la elasticidad del ajuste de los precios de los factores, digamos salarios nominales, con respecto a cambios en los niveles de precios internos (Sach, 1980). Por ejemplo, si los salarios se fijan en un proceso de negociación, los trabajadores pueden anticipar un cambio en el nivel de precios ante una devaluación y exigir un incremento salarial. De esta manera, si la *indexación* es generalizada en la economía y los salarios reales son rígidos a la baja, los efectos en el nivel general de precios de cambios en los precios de las importaciones serán significativos, ya que las empresas pasarán el incremento en los costos de producción directamente a los precios finales (*ibid.*). Esto implica que, mientras mayor sea la elasticidad del nivel de precios doméstico a cambios en los precios de los factores, mayor será la elasticidad del nivel de precios doméstico con respecto a los precios de las importaciones y, por tanto, mayores los ETTC;
 - iii. en el caso de que las importaciones estén representadas por consumo intermedio para la producción interna, del grado de apertura de la economía. Como lo señalan Ball *et al.* (1977), y discutido por Goldstein y Khan (1985), al menos bajo un régimen de tasa de cambio fija, mientras más *import-open* es una economía, mayor es el efecto de los precios de las importaciones sobre el nivel general de los mismos⁷. El punto está en que la apertura hace que los precios internos sean más sensibles a cualquier cambio en los precios externos medidos en moneda interna, es decir, que sigan más de cerca la hipótesis de PPP, y con ella la transmisión completa de la devaluación sobre los precios de los bienes importados y, a través de ellos, la transmisión completa al nivel general de precios interno.

En el caso del segundo canal de transmisión, es decir, los precios de los bienes exportados, los efectos se dan directamente, porque al aumentar el precio en moneda doméstica de los bienes exportados, bienes transables, el nivel general de precios interno aumenta⁸. Hay que anotar que el

⁷ La elasticidad de los precios internos con respecto a los precios de los bienes intermedios importados son aproximados en este tipo de argumentos por el valor de la participación de las importaciones en el producto total.

⁸ El tamaño del efecto total del incremento del precio en moneda doméstica de las exportaciones sobre el nivel general de precios dependerá de su participación total en el índice.

grado de transmisión a través de estos precios depende de la estructura de mercado del sector a nivel interno e internacional. En el caso de competencia perfecta en el mercado de exportados, una variación de la tasa de cambio debe verse reflejada en la misma proporción en los precios medidos en moneda del país y en moneda extranjera. Por el contrario, en caso de que exista poder de mercado, los precios de las exportaciones, medidos en moneda interna, tenderán a incrementarse para contrarrestar, en una parte o en el total, la reducción del precio de las exportaciones medidas en moneda extranjera. Esto causa que los ETTC sobre los precios de las exportaciones medidos en moneda externa sean "menos que completos" (Goldstein y Khan, 1985: 1088-89).

El tercer canal de transmisión actúa a través del efecto sobre los precios relativos entre bienes transables y no transables y desde éstos a aquéllos, y de ahí, al nivel general de precios. Al primer mecanismo se le ha denominado como el *expenditure-switching effect* (Salter, 1959). La idea central es que la devaluación produce un incremento en el precio relativo de los bienes transables. Esto desvía la demanda hacia el sector de no transables. Entonces, ante un exceso de demanda de los bienes de este sector se producirá un incremento en sus precios y luego en la inflación. El segundo mecanismo, suponiendo plena competencia en el mercado mundial de bienes, actúa a través de los precios de los transables. El punto está en que se supone que una devaluación incrementa en la misma proporción el precio de los transables en moneda doméstica (un cambio en los precios de estos bienes se supone igual al cambio en los precios mundiales expresado en moneda interna). Ello causa, bajo el supuesto de que los salarios se igualan en los dos sectores, un cambio en los salarios (precios) en el sector de no transables. Como el nivel de precios es una suma ponderada de los precios de los dos sectores, entonces la devaluación produce un aumento de la misma proporción en dicho nivel.

Finalmente, hay que anotar que la línea macroeconómica llama la atención en cuanto a que los posibles efectos inflacionarios de una devaluación dependerán también del nivel en que se encuentre la tasa de cambio real observada⁹. Si la tasa de cambio real está en equilibrio, uno debe

⁹ Se supone que la tasa de cambio real observada puede ser diferente de la tasa de cambio real de equilibrio. Si no hubiera ningún tipo de restricciones o imperfecciones en la economía, las dos

esperar que una devaluación produzca, dado todo lo demás constante, un incremento de igual proporción en los precios. En términos algebraicos simples, definiendo la tasa de cambio real como $q_e = SP^*/P$, donde q_e es el nivel de equilibrio de la tasa de cambio real y P^* es el nivel de precios externo (considerado dado para una economía como la colombiana), lo que se está diciendo es que el nivel de precios P consistente con q_e es aquel que varíe en igual proporción con la tasa de cambio S^{10} . Si la tasa de cambio real observada está 'depreciada' ('apreciada'), entonces uno esperaría, dado todo lo demás constante, que una devaluación tenga un efecto más (menos) que proporcional sobre el nivel general de precios de tal manera que se logre la tasa real de equilibrio q_e . Con el fin de controlar por tal posible "desalineación" de la tasa de cambio real, las estimaciones incluirán una medida de dicho grado de "desalineación" en las ecuaciones de corto plazo (las ecuaciones en forma de corrección de errores).

3. Los modelos de regresión

La literatura empírica de los ETTC a nivel internacional define modelos alternativos de regresión y utiliza diferentes técnicas econométricas (desde mínimos cuadrados ordinarios hasta técnicas más avanzadas como estimación de paneles de datos y cointegración)¹¹. La forma funcional de los modelos ha dependido del tipo de supuestos que se han hecho sobre el comportamiento de las variables que se incluyan y la estructura económica que se está tratando de modelar. Así, los modelos que analizan los ETTC basados en la hipótesis de la *ley de un solo precio* incluyen en el modelo de regresión el precio de cierto bien importado (o exportado), el correspondiente precio externo, y la tasa de cambio. Los modelos que analizan ETTC dentro del marco de la hipótesis de PPP se basan en agre-

tasas deberían ser iguales para todo momento t y la variable que mide la "desalineación" sería simplemente cero (0).

¹⁰ Este análisis sencillo puede hacerse también definiendo la tasa de cambio real en términos de bienes transables y no transables. Por ejemplo, un aumento en el precio de los bienes transables causados por una devaluación debe ser compensado proporcionalmente, pero en sentido inverso, por una variación de los precios de los bienes no transables con el fin de mantener la relación de equilibrio de la tasa de cambio real.

¹¹ Un excelente y completo resumen de esta literatura se encuentra en Goldberg y Knetter (1997).

gados de precios. Modelos basados en las teorías de organización industrial y competencia imperfecta, incluyen además de las anteriores variables, variables indicadoras que capturen estructuras de costos externos, medidas de las participaciones de las importaciones (o exportaciones) en el mercado interno (externo), medidas de elasticidades de sustitución entre bienes producidos internamente (externamente) y los importados (exportados), etc.

Para el caso colombiano, el autor conoce únicamente tres documentos recientes que han tratado el tema: el primero de ellos lo ha estudiado directamente con un importante esfuerzo en el uso de cifras desagregadas y los otros dos trabajos lo han hecho en forma indirecta y poco elaborada. Como quedará comprobado más adelante, los procedimientos analíticos y empíricos difieren de manera significativa de los que se presentan aquí.

El primer trabajo es el de Steiner y Botero (1994), quienes estudian directamente los ETTC sobre el precio de algunos bienes manufacturados exportados por Colombia. Ellos utilizan como marco teórico algunos de los principios teóricos de competencia imperfecta discutidos en la sección 2 y el procedimiento uniecuacional de dos etapas de Engle y Granger sobre datos trimestrales del período 1980:1-1992:4¹². Se encuentra que los efectos de transmisión son incompletos para los casos analizados; concretamente, los valores estimados están entre 0.13 y 0.83.

El segundo trabajo es el de Leibovich y Caicedo (1996), quienes utilizan la matriz “semiinsumo producto” de la economía colombiana y cuantifican el efecto de “corto plazo” de una variación en la tasa de cambio nominal sobre la inflación interna para el período 1990-1995. Ellos encuentran una elasticidad del IPC con respecto a la tasa de cambio de 0.12. Hay que notar que este hallazgo en ningún momento tiene en cuenta los posibles efectos dinámicos sobre los precios provenientes de la devaluación, algo que sí es capturado estadísticamente en el presente estudio.

¹² Dos de las críticas más conocidas al procedimiento de Engle-Granger, son: 1) no es invariante a la normalización del vector de cointegración y 2) puede sufrir de sesgos de muestras pequeñas y problemas especificación (Benerjee *et al.*, 1986; Stock, 1987). La técnica econométrica que se utiliza aquí no sufre de estos problemas (véase, por ejemplo, Hamilton, 1994, capítulos 19 y 20).



El tercer trabajo es el de Mesa, Salguero y Sánchez (1998), quienes basan su análisis en un modelo de competencia imperfecta que analiza los efectos de la tasa de cambio real sobre la inversión industrial. Estos autores usan datos mensuales agregados para el período 1991-1997 y la metodología de Johansen y Juselius sobre un modelo de dos variables (el índice de precios de las exportaciones o importaciones y la tasa de cambio). Las elasticidades estimadas de largo plazo según sus regresiones son de 1.07 y 0.49 para los precios de importación y exportación, respectivamente. De acuerdo con los modelos que se presentan más adelante, estos últimos resultados arrojan muchas dudas ante los graves problemas de especificación de sus modelos de regresión.

Este documento utiliza modelos de precios que buscan capturar los efectos directos de transmisión (de corto y largo plazo) de cambios de la tasa de cambio (nominal) sobre el agregado de los precios de las importaciones y de las exportaciones colombianas. Con el fin de dar alguna luz sobre la relación entre la tasa de cambio y el nivel general de precios, y por consiguiente con la inflación, se adicionan dos modelos para el nivel agregado de precios. El primer modelo incluye los precios de las importaciones como una de las variables explicativas, mientras el segundo separa el precio de importación entre la tasa de cambio nominal y el precio externo. Todos los modelos en su presentación dinámica (de corto plazo), excepto el primer modelo del nivel general de precios, incluyen una medida del grado de "desalineación" de la tasa de cambio real, el cual busca controlar por el nivel de dicha tasa. Los modelos presentados aquí se inspiran en la teoría discutida anteriormente y en las especificaciones propuestas por Murgasova (1996), las cuales son derivadas de Menon (1992) y Athukorala y Menon (1994)¹³.

¹³ Tres de las diferencias más importantes con los modelos utilizados por Murgasova, son: 1) mientras su trabajo se orienta a explicar la inflación y su estabilidad, el objetivo aquí es identificar y cuantificar los efectos de transmisión de la tasa de cambio sobre ciertos índices de precios; 2) la especificación de los modelos presentados en este trabajo utilizan variables alternativas a las utilizadas por ella. Por ejemplo, mientras Murgasova utiliza indicadores del ciclo como la capacidad instalada para capturar el comportamiento de la demanda, aquí se utiliza un agregado monetario (efectivo). Otro ejemplo es que aquí se introduce un término constante (que puede ser reemplazado por una tendencia) en cada modelo, con el fin de recoger determinantes fijos o el cambio tecnológico, los cuales podrían no ser recogidos por las otras variables y 3) la variable "desalineación" no es considerada por Murgasova en ninguna de sus estimaciones de corto plazo.

Los modelos de regresión de largo plazo son los siguientes:

i. Precio de importación

$$P_M = \delta_0 + \underset{(+)}{\delta_1} S + \underset{(+)}{\delta_2} P_X^* + \underset{(+)}{\delta_3} CO + \varepsilon_M,$$

donde P_M es el precio de las importaciones, S es la tasa de cambio nominal, P_X^* es el precio (en moneda extranjera) de las exportaciones hacia Colombia y CO es una medida del comportamiento del ciclo (o de demanda) de la economía y ε_M es el respectivo término de error¹⁴. Los signos esperados están entre paréntesis. El coeficiente δ_1 es llamado el coeficiente de transmisión (o coeficiente de "pass-through"). Si los ETTC son completos, como sería el caso de una economía "pequeña" como la colombiana, $\delta_1 = 1$. Si $\delta_1 = \delta_2 = 1$, los efectos de la tasa de cambio y el precio externo de exportación tienen un efecto proporcional sobre el precio doméstico de importación. Se dice que los ETTC son incompletos y que la hipótesis de PPP no se cumple cuando $\delta_1 < 1$.

ii. Precio de exportación

$$P_X = y_0 + \underset{(+)}{y_1} S + \underset{(+)}{y_2} P_M^* + \underset{(+)}{y_3} CLU + \varepsilon_X,$$

donde P_X es el precio de las exportaciones, P_M^* es el precio en moneda extranjera de las exportaciones colombianas, CLU es un índice de costos laborales unitarios (y_3 captura entonces el *markup* sobre los costos de producción de los exportadores del país) y ε_X es el respectivo término de error¹⁵. Si los exportadores son tomadores de precios entonces y_1 es igual a uno (los ETTC son completos) y no existe un comportamiento del tipo *pricing to market*. Esto implica que la variación en la tasa de cambio se refleja en su totalidad en el precio de exportación en moneda interna y que las variaciones en los costos laborales no se reflejan en dichos precios; es decir, $y_3 = 0$. Estas últimas variaciones las asume el exportador

¹⁴ Este término de error, y el de los modelos siguientes, se asume distribuido *i.i.d.* $N(0, \sigma^2)$.

¹⁵ Recuerde que el valor del *markup* depende tanto de las condiciones de demanda en el mercado doméstico como las del mercado externo. Se espera que dicho *markup* aumente, por ejemplo, cuando aumente el precio de los competidores y que disminuya cuando se incrementen los costos internos de producción.

doméstico, ya que no puede trasladar la variación de sus costos al comprador externo. Si los exportadores internos tienen pleno poder de mercado, ellos podrían no ajustar sus precios en moneda interna. Así, una devaluación se reflejaría en su totalidad en los precios al comprador externo. En este caso, y_1 sería igual a cero. Al igual que el caso del precio de importación, existen efectos proporcionales de la tasa de cambio y el precio en moneda extranjera de las exportaciones sobre el precio doméstico de exportación cuando $y_1 = y_2 = 1$. Siguiendo a Deppler y Repley (1978), quienes muestran que los países "pequeños" tienden a basar el precio de sus exportaciones en el precio de sus competidores y no en sus costos de producción, uno esperaría que $y_3 < y_1 + y_2$.

iii. Nivel general de precios (usando el precio de importación)

$$P = \psi_0 + \psi_1 P_M + \psi_2 CLU + \psi_3 CO + \varepsilon_{P_i} ,$$

(+)

donde P es el nivel general de precios, P_M es el índice de precios de las importaciones, tal y como se definió anteriormente y ε_p es el respectivo término de error. CLU se utiliza aquí como una medida del *markup* y del comportamiento de los precios de los bienes no transables y CO como una medida de la demanda (o del ciclo) interna (o). ψ_1 es el coeficiente de transmisión de la tasa de cambio a través de los bienes importados. Siguiendo a Sachs (1980), mientras mayor sea la elasticidad del nivel de precios doméstico a cambios en los precios de los factores, más alto será el valor de este coeficiente; es decir, mayor será la elasticidad del nivel general de precios respecto a los precios de los bienes importados.

iv. Nivel general de precios (separando entre la tasa de cambio y el precio de importación en moneda externa)

$$P = \psi_0 + \psi_1 S + \psi_2 P_x^* + \psi_3 CLU + \psi_4 CO + \varepsilon_{P_s} ,$$

(+)

donde cada una de las variables corresponden a las definidas anteriormente.

4. Los datos

Los datos son series de tiempo mensuales para el período 1980:1 a 1998:12. Las series utilizadas fueron la tasa de cambio nominal del final de período, la tasa de cambio nominal efectiva promedio del peso colombiano implícita en el cálculo del precio de las exportaciones e importaciones, los índices de tasa de cambio real que usan el IPP e IPC en su construcción (ITCR1 e ITCR3), los índices de precios de las exportaciones (sin café) e importaciones con base en el índice de precios al por mayor (IPP), el índice de precios al consumidor (IPC), el efectivo en términos reales (utilizando el IPC como deflactor), el índice de producción real de la industria manufacturera y una medida de los costos laborales unitarios¹⁶. Esta medida se construyó como la relación entre el índice de salarios de la industria manufacturera y la productividad en ese sector (la productividad se define como la relación entre el índice de producción y el índice de empleo). Como medida de los precios de exportación externos se utilizan alternativamente el índice de precios al por mayor y el de las exportaciones de los Estados Unidos con base en las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI¹⁷. Para el precio de importación externo se utilizan el índice de precios de las importaciones de los Estados Unidos.

Algunos comentarios acerca de la metodología y de las series utilizadas son los siguientes:

- a. con el fin de recoger posibles efectos del cambio de régimen cambiario a mediados de 1991, la muestra fue dividida en dos submuestras¹⁸. Ellas fueron 1980:1 a 1991:5 y 1991:6 a 1998:12. Los resultados de dicha separación se comentan más adelante;

¹⁶ La literatura empírica muestra que, en el caso de la tasa de cambio, lo correcto es utilizar un índice ponderado por el volumen de las transacciones internacionales y no por el tipo de moneda en que se hacen dichas transacciones (Menon, 1995; Goldberg y Knetter, 1997). Esto fue lo que se hizo aquí al utilizar un índice efectivo de la tasa de cambio nominal cuando se analizan los precios de las exportaciones e importaciones.

¹⁷ El uso de uno u otro índice se hizo con un criterio empírico, ya que se tomó aquel que arrojara el signo esperado en la ecuación de precios respectiva.

¹⁸ Antes de 1991 el sistema cambiario colombiano estaba basado en un régimen de minidevaluaciones. A partir de mediados de este año, el sistema cambió a un régimen basado en la flotación de la tasa de cambio en el interior de una banda predeterminada por la autoridad monetaria y cambiaria.

- b. se escoge el efectivo como el indicador (monetario) de demanda meramente por motivos estadísticos, ya que es la única serie monetaria consistente a lo largo de la muestra y con la periodicidad y extensión requerida que se pudo encontrar. Hay que anotar que esto no parece ser inadecuado, ya que en otro tipo de trabajos empíricos sobre Colombia se ha utilizado dicha variable como indicador de ingreso;
- c. se utiliza el *gap* de la producción industrial como una medida alternativa del ciclo económico. Éste se construyó simplemente como la diferencia entre el logaritmo del índice de producción real de la industria manufacturera y su serie filtrada, utilizando el filtro de Hodrick-Prescott (HP);
- d. la medida del grado de “desalineación” de la tasa de cambio real (llamada *miss*) se calcula simplemente como la diferencia entre el valor observado del ITCR1 o ITCR3 y su serie filtrada, utilizando el filtro de HP. La serie resultante, usando el ITCR1 (*miss1*), se utiliza en las ecuaciones del precio de exportaciones e importaciones y la del ITCR3 (*miss3*) en la del nivel general de precios, separando la tasa de cambio del precio de importación en moneda extranjera. Hay que anotar que se utilizó alternativamente el residual de una regresión de la tasa de cambio real observada contra algunos fundamentales (términos de intercambio, gasto público, flujos de capital y una tendencia) como la medida de la “desalineación”. La utilización de esta medida no cambió significativamente los resultados, por lo cual para las estimaciones se utilizó la serie resultante del filtro de HP;
- e. el hecho de utilizar índices agregados de precios hace que los resultados de este trabajo no escapen a posibles problemas de sesgo de agregación (véase discusión en Hooper and Mann, 1990; Goldberg y Knetter, 1997), y
- f. las canastas (índices de precios) del país y del exterior que se están comparando no guardan las propiedades de homogeneidad que sugiere la teoría, y podrían producir algún sesgo en las estimaciones; sin embargo, en este trabajo se han tomado los índices que se consideraron más adecuados del país con el que históricamente Colombia ha mantenido las mayores relaciones comerciales por lo que dicho sesgo podría verse disminuido¹⁹.

19 Con el fin de recoger un comentario de uno de los evaluadores sobre el problema de la homogeneidad de las canastas, se construyeron índices de precios, ponderados por comercio exterior, usando los cuatro mayores socios comerciales de Colombia: Alemania, Japón, Estados Unidos y

Las series para Colombia en niveles y en primeras diferencias se muestran en los gráficos A.1 y A.2 del anexo A.1. El gráfico A.1 muestra, primero que todo, un comportamiento tendencial (no estacionario) de la mayoría de las series. Las series de la tasa de cambio real se comportan como *paseos aleatorios*. En el caso de la serie de costos laborales unitarios se observa un comportamiento estacional, algo que se espera en una economía bajo un régimen de salario nominal controlado como la economía colombiana. También se observa una estacionalidad pronunciada en el índice de producción industrial y en el efectivo. En segundo lugar, se observan *co-movimientos* de cada una de las series de precios con la tasa de cambio. Las tasas de crecimiento en el gráfico A.2 muestran cómo el nuevo régimen cambiario produjo un incremento sustancial en la volatilidad de la tasa de cambio nominal (¿y real?). Este gráfico muestra también cómo las series oscilan ahora alrededor de un valor medio. En términos del lenguaje de series de tiempo, las series parecen comportarse ahora como series estacionarias en *primeras diferencias*.

5. El procedimiento econométrico

El procedimiento econométrico del trabajo está basado en el método de máxima verosimilitud de Johansen y Juselius (Johansen, 1988; Johansen y Juselius, 1990, 1992). Como es bien conocido, esta técnica permite capturar tanto las relaciones de largo plazo como la dinámica de corto plazo entre las variables en un sistema simultáneo que *a priori* no diferencia entre variables endógenas y exógenas.

Por ilustración, se presenta el modelo estadístico en forma de *corrección de errores* para el precio de importación:

$$\Delta p_{mt} = \theta_1 \Delta p_{mt-1} + \dots + \theta_{k-1} \Delta p_{mt-k+1} + \varphi_1 \Delta s_{t-1} + \dots + \varphi_{k-1} \Delta s_{t-k+1} + \lambda_1 \Delta p_{xt}^* + \dots + \lambda_{k-1} \Delta p_{xt-k+1}^* + \vartheta_1 \Delta co_{t-1} + \dots + \vartheta_{k-1} \Delta co_{t-k+1} + \alpha \beta' x_{t,k} + \mu + \varphi D_t + v_t$$

Venezuela, y se hicieron de nuevo las estimaciones que se reportan en la sección 6. Nótese que aquí se incluye a un país que tiene más o menos canastas parecidas con Colombia. Los resultados mostraron que no había diferencias significativas con los valores reportados.

Las variables se presentan en minúscula para señalar que todas están en forma logarítmica. Esto permite interpretar los coeficientes del sistema como elasticidades. Las variables que quedan por definir son: α es el parámetro de corrección de errores (o de velocidad de ajuste de la dinámica de corto plazo hacia el equilibrio de largo plazo), β representa los coeficientes de largo plazo (o sea, los δ antes de ser normalizados por el coeficiente de largo plazo del precio de importación), z es el vector de las variables *incluidas* en el vector de cointegración, μ es una constante, D son variables cualitativas estacionales y/o las variables *débilmente exógenas excluidas* y v es el término de error ($v \sim i.i.d N(0, \sigma^2)$)²⁰. El índice k representa el número de rezagos, D es el operador de diferencia y $t = 1, 2, \dots, T$.

6. Las estimaciones

Primero que todo, se hicieron las correspondientes pruebas de raíz unitaria. Para ello, se utilizó la prueba aumentada de Diekey-Fuller (ADF) para las series en niveles y en primeras de diferencias. Los resultados se reportan en el cuadro 1. Las pruebas muestran que todas las series, excepto la serie *gap* se comportan como *procesos integrados de orden uno*; es decir, como procesos que contienen únicamente una raíz unitaria²¹. Este resultado corrobora estadísticamente las hipótesis en cada uno de los modelos de precios. Aquí se reportan únicamente los resultados utilizando la muestra total (1980:1-1998:12). Los resultados de las *pruebas de rango* ($\lambda_{máx}$ y λ_{traza}) para identificar el número de vectores de cointegración para la muestra total se presentan en el cuadro 2²². Como se observa, en todos los sistemas, excepto el tercero, se encuentra única-

²⁰ Hay tres cosas que anotar acerca del modelo: 1) en principio se supone que todas las variables en el vector de cointegración son endógenas en todos los modelos de precios; 2) si existen variables *débilmente exógenas incluidas* en el espacio de cointegración, sus primeras diferencias pueden entrar contemporáneamente y en rezagos en el modelo en forma de corrección de errores (véase Johansen, 1992, 1995); y 3) el vector de cointegración podría incluir un término constante o una tendencia determinística. Estos dos supuestos son evaluados estadísticamente más adelante.

²¹ Para la tasa de cambio nominal s se hicieron pruebas adicionales de raíz unitaria con cambio estructural siguiendo Perron (1997, 1999). En ninguno de los casos, es decir, con cambio estructural endógeno o exógeno, se rechazó la hipótesis nula de raíz unitaria.

²² Antes de realizar estas pruebas, se llevaron a cabo las pruebas estadísticas para determinar los componentes determinísticos y del número 'correcto' de rezagos de cada sistema.

Cuadro 1 Pruebas de Raíz Unitaria

Variable	τ	ADF	Q(12)	ADF	Q(12)
1/	2/	(Nivel)	3/	(1ª. Dif.)	
<i>s</i>	$\tau\tau =$	-1.02	5.5(.07)	-3.68*	8.4(.13)
<i>itcr1</i>	$\tau\mu =$	-1.36	6.9(.73)	-10.5*	6.9(.81)
<i>itcr3</i>	$\tau\mu =$	-1.38	13.2(.21)	-9.43*	13.1(.28)
<i>p_m</i>	$\tau\tau =$	-0.08	12.5(.08)	-4.71*	12.4(.13)
<i>p_x</i>	$\tau\tau =$	-2.43	10.9(.36)	-11.91*	13.2(.27)
<i>p</i>	$\tau\tau =$	-0.79	1.3(.99)	-3.86*	1.2(.99)
<i>chu</i>	$\tau\tau =$	-0.26	18.7(.10)	-6.47*	18.6(.10)
<i>efe</i>	$\tau\tau =$	-1.11	17.0(.15)	-6.37*	16.2(.18)
<i>gap</i>	$\tau\mu =$	-4.88*	18.1(.11)		—
<i>p_x[*]</i>	$\tau\tau =$	-2.19	10.6(.06)	-3.75*	9.0(.11)
<i>p_m[*]</i>	$\tau\tau =$	-1.81	17.6(.06)	-10.70*	18.4(.07)

1/ *s* es el logaritmo de la tasa de cambio nominal efectiva; *itcr1* e *itcr3* son, respectivamente, los logaritmos de la tasa de cambio real ITCR1 e ITCR3. *p_m* es el logaritmo del índice de precios de las importaciones. *p_x* es el logaritmo del índice de precios de las exportaciones, *p* es el logaritmo del índice de precios al consumidor, *chu* es logaritmo de la medida de los costos laborales unitarios, *efe* es el logaritmo del efectivo (en términos reales), *gap* es la medida del *gap* del producto, *p_x^{*}* es el logaritmo del índice de precios al por mayor o de las exportaciones de los Estados Unidos, *p_m^{*}* es el logaritmo del índice de precios de las importaciones de los Estados Unidos.

2/ $\tau\tau$ es la prueba *t* para una ecuación de regresión que incluye el intercepto y una tendencia lineal. El valor crítico, el cual corresponde a una muestra de 100 observaciones y a un nivel de significación del 5%, es -3.45.

3/ Q(12) es la prueba Ljung-Box. Esta prueba evalúa por correlación serial de orden mayor que uno y está basada en las autocorrelaciones estimadas de los primeros 12 rezagos. Su nivel de significación se presenta entre paréntesis.

mente una relación de cointegración. Resultados similares a éstos, a pesar de que en un contexto diferente y bajo otra especificación, se encuentran para Colombia por Mesa *et al.* (1998). En el caso de la primera especificación del nivel general de precios se encontraron dos vectores, el tercero es rechazado por el estadístico $\lambda_{m\acute{a}x}$. Como en este vector se incluyó una variable estacionaria, la medida del *gap* del producto, los estadísticos reportados para este vector en el cuadro 2 no escapan a la crítica de Rahbek y Mosconi (1999) que dice que cuando una serie estacionaria se incluye en el sistema de cointegración, aparecen parámetros no necesarios al sistema que afectan la distribución asintótica de los estadísticos. Con el fin de enfrentar esta crítica, se siguió el procedimiento sugerido

Cuadro 2 Pruebas de Cointegración 1/

$\hat{\lambda}_i$ ($i = 1,2,3,4$)	Ho:	Ha:	$\lambda_{m\acute{a}x}$	ACV (10%)	Ho:	Ha:	λ_{Trasa}	ACV (10%)
Vector del precio de importación								
0.09	$r = 0$	$r = 1$	32.23*	24.73	$r = 0$	$r > 0$	49.55*	43.95
0.04	$r = 1$	$r = 2$	9.64	18.60	$r \leq 1$	$r > 1$	17.32	26.79
0.03	$r = 2$	$r = 3$	7.58	12.07	$r \leq 2$	$r > 2$	7.68	13.33
0.00	$r = 3$	$r = 4$	0.10	2.69	$r \leq 3$	$r > 3$	0.10	2.69
Vector del precio de exportación								
0.10	$r = 0$	$r = 1$	24.80*	24.73	$r = 0$	$r > 0$	56.43*	43.95
0.08	$r = 1$	$r = 2$	17.95	18.60	$r \leq 1$	$r > 1$	31.83*	26.79
0.04	$r = 2$	$r = 3$	8.43	12.07	$r \leq 2$	$r > 2$	13.88	13.33
0.01	$r = 3$	$r = 4$	5.45	2.69	$r \leq 3$	$r > 3$	5.45	2.69
Vector del nivel general de precios (usando el precio de importación)								
0.15	$r = 0$	$r = 1$	44.80*	29.12	$r = 0$	$r > 0$	95.45*	59.14
0.10	$r = 1$	$r = 2$	25.69*	23.11	$r \leq 1$	$r > 1$	50.66*	39.06
0.06	$r = 2$	$r = 3$	16.35	16.85	$r \leq 2$	$r > 2$	24.97*	22.76
0.03	$r = 3$	$r = 4$	8.62	10.49	$r \leq 3$	$r > 3$	8.62	10.49
Vector del nivel general de precios (separando la tasa de cambio del pr. ext.)								
0.12	$r = 0$	$r = 1$	47.44*	30.90	$r = 0$	$r > 0$	84.24*	64.84
0.09	$r = 1$	$r = 2$	20.95	24.73	$r \leq 1$	$r > 1$	36.61	43.95
0.04	$r = 2$	$r = 3$	9.21	18.60	$r \leq 2$	$r > 2$	15.85	26.79
0.03	$r = 3$	$r = 4$	5.90	12.07	$r \leq 3$	$r > 3$	6.64	13.33
0.00	$r = 4$	$r = 5$	0.74	2.69	$r \leq 4$	$r > 4$	0.74	2.69

1/ El primer vector incluye las variables p_m , s , p_x^* y efe ; el segundo, p_x , s , p_m^* y ctu ; el tercero, p , p_m , ctu y gap ; y el cuarto, p , s , p_x^* , ctu y efe . En cada uno de los sistemas VEC se incluyó el respectivo componente determinístico, variables dicótomas centradas con el fin de controlar por estacionalidad y mejorar las propiedades estadísticas de los residuales y una variable cualitativa (llamada *dumcr*) que busca recoger el efecto del cambio de régimen cambiario a partir de mediados de 1991. La variable *miss* fue incluida como una *variable exógena excluida* en todos los sistemas, excepto en el tercero. Los valores ACV son los puntos críticos asintóticos y "*" indica significación al nivel del 10%. Los valores críticos son tomados de las tablas respectivas de Osterwald-Lenum (1992).

por ellos y se estimó nuevamente el modelo del nivel de precios usando el valor acumulado de la serie *gap* en vez de su nivel. El resultado señaló que sólo un vector de cointegración estaba presente en los datos (se utilizaron los valores críticos de la "tabla 2" de Harbo *et al.*, 1998). Las

estimaciones para este vector se hicieron entonces considerando la presencia de un solo vector de cointegración²³.

Para finalizar, se hicieron las pruebas de *exogeneidad débil* y *exclusión* en todos los vectores siguiendo las recomendaciones de Johansen (1992) y Johansen y Juselius (1994). Como se muestra en el anexo A.2, en el vector del *precio de importación* la variable *s* es débilmente exógena; en el vector del *precio de exportación* *s*, p_m^* y *clu* son débilmente exógenas; en el vector del *nivel general de precios* (usando el precio de importación) p_m y *clu* son débilmente exógenas. Cuando simultáneamente se impone la restricción de exclusión de la constante, la prueba es rechazada; y en el vector del *nivel general de precios* (separando la tasa de cambio del precio externo) *s*, p_x^* , *clu* y *efe* son débilmente exógenas. Las estimaciones reportadas en la siguiente sección provienen de los sistemas VEC respectivos condicionados por exogeneidad y exclusión.

Las estimaciones de las relaciones de largo plazo (vectores de cointegración) y las de corto plazo (las representaciones en forma de corrección de errores) para la muestra total son las siguientes:

i. Precio de importación

$$p_m = 0.84s + 1.38p_x^* + 0.13efe,$$

La elasticidad de largo plazo del precio de importación con respecto a una devaluación nominal del peso es 0.84. Esto indica que los efectos de transmisión de los cambios en la tasa de cambio nominal sobre el precio de las importaciones es incompleto para los datos analizados. Con el fin de verificar la posibilidad de que el coeficiente fuera estadísticamente igual a uno se evaluó el modelo restringido. Las pruebas (no reportadas aquí) señalaron que la hipótesis nula debía ser rechazada. Una prueba adicional sobre la igualdad de los coeficientes de la tasa de cambio y el precio (costo) de los bienes exportados hacia Colombia (en moneda ex-

²³ Es de notar que las estimaciones reportadas más adelante para el nivel general de precios se hacen condicionando el sistema inicial para $r = 1$. No se utilizaron las estimaciones que emplean el valor acumulado del *gap* porque los resultados van en contra de lo que dice la teoría expuesta en la sección 2; además, es complicado darle una interpretación económica a la variable resultante del acumulado del *gap*.

tranjera) fue rechazada. Ello indirectamente (los modelos aquí propuestos no buscan evaluar directamente condiciones de arbitraje) implica que la hipótesis de PPP *absoluto* debía ser rechazada²⁴. Este resultado está de acuerdo con la teoría, ya que cuando los ETTC son incompletos la hipótesis de PPP no debería ser satisfecha.

Las elasticidades de largo plazo con respecto a los precios (en moneda extranjera) de las exportaciones hacia Colombia es, como lo esperado, cercano a uno. La elasticidad con respecto a la medida de la demanda, es decir, efectivo, es relativamente baja (0.13). Esto indicaría que la demanda doméstica no influye de manera importante, en lo que le pase al precio de las importaciones, algo esperado para una economía pequeña como la colombiana. Las estimaciones para este vector utilizando las submuestras indicaron que la variable de precios era una variable exógena en ambas submuestras: por lo tanto, los resultados no se reportan.

La ecuación dinámica (modelo en forma de corrección de errores) para el precio de importación arroja los siguientes resultados²⁵:

$$\begin{aligned} \Delta p_{mi} = & .12\Delta p_{mi-1} + .22\Delta p_{mi-5} + .2\Delta p_{mi-7} + .07\Delta s_t + .28\Delta s_{t-1} + .11\Delta s_{t-2} - .09\Delta s_{t-3} - .09\Delta s_{t-6} \\ & - .06\Delta s_{t-9} + .24\Delta p'_{xt-3} + .24\Delta p'_{xt-4} - .18\Delta p'_{xt-12} + .03\Delta efe_{t-4} + .02\Delta efe_{t-5} + .03\Delta efe_{t-9} \\ & + .03\Delta efe_{t-10} + .03\Delta efe_{t-11} - .02\Delta missI_t - .005\Delta dumcr_t + .02\Delta sea(11)_t - .05 \hat{\beta} z_{t-1} - .37 \\ & (-2.04) \end{aligned}$$

Estadísticos:

Multivariados: $L-B(53)$, $\chi_{357} = 401.2$ ($p\text{-val} = .05$); $LM(4)$, $\chi_9 = 4.5$ ($p\text{-val} = .87$); normalidad (D-H, 1994), $\chi_6 = 31.6$ ($p\text{-val} = .00$)

Univariados: $ARCH$, $\chi_{14} = 8.2$ ($p\text{-value} = .75$); normalidad (D-H, 1994), $\chi_2 = 16.7$ ($p\text{-val} = .05$); $R^2 = .76$.

²⁴ Un test más elaborado de la hipótesis de PPP debería construir más cuidadosamente la composición de las canastas de los bienes sobre las que se construyen los índices que se están comparando.

²⁵ Todas las ecuaciones dinámicas reportan únicamente los resultados para la muestra total del precio respectivo. Únicamente se muestran los coeficientes que resultan significativos a un nivel del 10% de significación.

Como se observa, el coeficiente de corrección de errores resulta significativo. Esto significa que la ecuación de la variación del precio de las importaciones contiene información acerca de la relación de largo plazo y, por lo tanto, la relación de cointegración debe entrar en esta ecuación. En otras palabras, la ecuación de las variaciones en los precios de las importaciones contribuye, así sea en una forma muy lenta, hacia el ajuste de largo plazo. Como lo indica el valor estimado, un desequilibrio de corto plazo de los precios de importación es 'corregido' a una velocidad de sólo 5.0% por período (mes).

No hay una transmisión inmediata de las variaciones del precio de las importaciones a su variación en el período corriente. Como lo indican las estimaciones, los efectos aparecen con un rezago. Por ejemplo, a los de cuatro meses el efecto es del 12.0%. Lo que sí se observa es que las variaciones en la tasa de cambio se transmiten inmediatamente. Una devaluación incrementa el precio de las importaciones en un valor estimado del 7.0% y 28.0% contemporáneamente y en el primer mes. Con un rezago de tres meses, un incremento de los precios externos aumenta el de las importaciones (en moneda interna) en cerca del 24.0%. El hecho de que el precio de las importaciones reaccione en mayor medida a la tasa de cambio que al precio externo podría estar indicando que en el corto plazo la hipótesis del comportamiento *pricing to market* está actuando para la muestra utilizada. Los exportadores externos y/o los importadores internos no cambian sus precios en igual proporción a la que se mueve la tasa de cambio. En forma similar a la ecuación de largo plazo, en la ecuación dinámica las variaciones en la demanda, tal y como son medidas por las variaciones en el efectivo real, tienen un efecto pequeño (3.0%) y con un rezago de cuatro meses. Finalmente, los efectos del grado de "desalineación" y del cambio de régimen de tasa de cambio, medidos respectivamente, por las variables *miss1* y *dumcr*, son marginales sobre la inflación de los importados. Únicamente una de las variables cualitativas que recogen la estacionalidad de las series resulta significativa.

ii. Precio de exportación

$$p_x = 0.61s + 0.87p_m^* + 0.31clu,$$

La elasticidad de largo plazo del precio de exportación con respecto a una devaluación del peso es 0.61. Al igual que en el caso del precio de impor-

tación, se hizo una prueba de homogeneidad sobre el coeficiente de transmisión. La prueba indicó que la hipótesis nula debía ser rechazada, lo cual corrobora la conclusión de que los ETTC sobre los precios de exportación son también incompletos. Sin embargo, nótese que la elasticidad con respecto a los precios externos (0.87) es mayor que con respecto a la tasa de cambio. De acuerdo con la teoría, este resultado indicaría que los exportadores colombianos no se comportan de acuerdo con la hipótesis de *pricing to market*. Esto es lo que uno esperaría, dada la estructura y la naturaleza de la mayoría de los bienes exportados por Colombia. Se hizo de nuevo la prueba adicional sobre la igualdad de los coeficientes de la tasa de cambio y el precio de las exportaciones (importaciones) colombianas (del exterior) y el resultado señaló que la hipótesis nula debía ser rechazada. Esto indica que la hipótesis de PPP *absoluto* tampoco se cumple para los precios de exportación.

La elasticidad de los precios de exportación con respecto a los costos unitarios es de 0.31; es decir, menor que la elasticidad con respecto a los precios de importación (en moneda externa). Esto va en línea con lo mostrado por Deppler y Ripley (1978) para países “pequeños”. En otras palabras, que el precio al que venden los exportadores de una economía como la colombiana se basa más en el precio de exportación de sus competidores que en sus propios costos de producción. Al igual que en el caso del precio de importación, las estimaciones para las submuestras indicaron que la variable de los precios de exportación era una variable exógena para las dos submuestras, de ahí que los resultados no se reporten.

Los resultados de la ecuación dinámica para el precio de exportación es:

$$\begin{aligned} \Delta p_{xt} = & .18\Delta p_{xt-1} + .15\Delta p_{xt-7} + .63\Delta s_t + 1.27\Delta p_{mt}^* + .46\Delta p_{mt-1}^* - .55\Delta p_{mt-6}^* - .29\Delta chu_{t-1} \\ & + .22\Delta chu_{t-3} + .20\Delta chu_{t-4} - .02\text{sea}(7)_t - 12 \hat{\beta} \varepsilon_{t,5} - .45 \end{aligned} \quad (4.4)$$

Estadísticos:

Multivariados: $L-B(55)$, $\chi_{47}^2 = 63.2$ ($p\text{-val} = .06$); $LM(4)$, $\chi_4^2 = .26$ ($p\text{-val} = .61$); normalidad (D-II, 1994), $\chi_2^2 = 7.7$ ($p\text{-val} = .01$)

Univariados: $ARCH$, $\chi_8^2 = 4.0$ ($p\text{-value} = .85$); normalidad (D-H, 1994), $\chi_2^2 = 7.7$ ($p\text{-val} = .01$); $R^2 = .55$.

Al igual que en el caso del precio de importación, el coeficiente de corrección de errores resulta significativo; sin embargo, la velocidad de ajuste es mayor (12.0%). Se encuentra que hay una transmisión inmediata, únicamente con un rezago, de las variaciones del precio de las exportaciones a su variación del período corriente: una variación del 1.0% en el precio de exportación hoy, incrementa su precio (en moneda interna) en 0.18% en un mes. Las variaciones en la tasa de cambio, lo mismo que los precios (en moneda externa) de importación, también se transmiten rápidamente. Una devaluación del 1.0%, incrementa hoy el precio de las exportaciones (en moneda interna) en 0.63%. Un incremento de 1.0% en los precios externos de importación aumentan contemporáneamente la inflación de los exportados colombianos en aproximadamente un 1.27%. Nótese que en forma similar a las estimaciones de largo plazo, la elasticidad de la ecuación dinámica para la tasa de cambio es menor que la de los precios externos de importación.

Las variaciones en los costos laborales se transmiten positivamente pero con rezagos (su valor acumulado es positivo), lo que va en línea con lo que uno esperaría dados los sistemas de negociación de salarios vigentes en el mercado laboral colombiano. Finalmente, ni la “desalineación” ni el cambio de régimen de tasa de cambio resultan efectivas sobre el comportamiento del precio de las exportaciones (resultaron no significativos y, por tanto, no fueron reportados). La evidencia respecto a la no significación del cambio de régimen cambiario sobre los precios de los exportados resulta interesante y clama por un estudio sobre el tema; el autor no conoce ninguno, dada la importancia de profundizar en los efectos micro y macroeconómicos de los cambios de régimen para la política monetaria y cambiaria. Sólo una de las variables cualitativas que recogió los cambios estacionales resultó significativa.

iii. Nivel general de precios (usando el precio de importación)

Este modelo se estimó alternativamente con la variable que medía el ciclo (*gap*) y la demanda (efectivo). Cuando se utilizó el efectivo como variable explicativa, la variable del nivel general de precios resultó débilmente exógena con la utilización de todas las muestras, razón por la cual los resultados fueron descartados. El resultado utilizando la variable *gap* es el siguiente:

$$p = 0.11p_m + 0.74clu + 1.2gap + 0.004t$$

Primero que todo, este resultado confirma la hipótesis de que aumentos en los precios de las importaciones, y de ahí los costos unitarios de producción interna, aumentan el nivel general de precios y disminuyen las posibles ganancias de una devaluación; sin embargo, *dichos feedback effects* resultan relativamente pequeños. Los costos laborales unitarios tienen un efecto significativo sobre el nivel de precios. En el largo plazo, un incremento del 1.0% en el precio de las importaciones incrementa el nivel de precios en 0.11%, mientras que un aumento del 1.0% en los costos laborales aumenta dicho nivel en cerca de un 0.74%²⁶.

Un aumento del 1.0% en el *gap* se ve reflejado en un incremento del 1.2% en *p*. El *gap*, un indicador del comportamiento del *markup* de acuerdo con literatura del ciclo económico, estaría señalando que los precios en Colombia se incrementan (disminuyen) de manera importante por encima (por debajo) de los niveles determinados por el precio de las importaciones y los salarios en etapas de crecimiento (decrecimiento) económico. La variable de tendencia, la cual captura condiciones tecnológicas, presenta el signo contrario al esperado; sin embargo, para efectos prácticos, su valor estimado puede considerarse igual a cero. Los valores estimados para las dos submuestras (no reportados) mostraron que la elasticidad del precio de importación se hace mucho menor en ambos períodos y que la variable que medía el ciclo debía ser excluida de la ecuación de largo plazo.

La ecuación dinámica estimada es:

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & .49\Delta p_{t-1} + .13\Delta p_{t-5} + .14\Delta p_{t-10} + .08\Delta p_{mt} - .16\Delta p_{mt-2} - .11\Delta p_{mt-4} + .09\Delta p_{mt-7} - .08\Delta gap_{t-1} \\ & - .04\Delta gap_{t-2} - .04\Delta gap_{t-3} - .05\Delta gap_{t-4} - .06\Delta gap_{t-5} - .04\Delta gap_{t-6} + .01sea(2)_t + .02sea(3)_t \\ & + .02sea(4)_t + .01sea(5)_t + .01sea(8)_t + .01sea(9)_t + .01sea(10)_t - .09\hat{\beta} z_{t,11} + .06 \end{aligned} \quad (-4.2)$$

²⁶ El resultado para el caso de los precios de las importaciones es un poco mayor que el encontrado en la literatura internacional. Por ejemplo, para el caso de España, Murgasova (1996) encuentra que el coeficiente es de 0.09. Esto iría en línea con lo anotado por Sachs (1980) para países con altas rigideces de precios; es decir, que para estos países uno debería esperar una elasticidad mayor del nivel de precios con respecto al de importación.

Estadísticos:

Multivariados: $L-B(54)$, $\chi_{172} = 272.3$ ($p\text{-val} = .05$); $LM(4)$, $\chi_4 = 5.4$ ($p\text{-val} = .24$); normalidad (D-H, 1994), $\chi_4 = 28.1$ ($p\text{-val} = .00$)

Univariados: $ARCH$, $\chi_{11} = 18.0$ ($p\text{-value} = .07$); normalidad (D-H, 1994), $\chi_4 = 26.4$ ($p\text{-val} = .00$); $R^2 = .77$.

El coeficiente estimado de corrección de errores resulta significativo. Su valor indica que las desviaciones de la relación de largo plazo del nivel de precios se corrigen muy lentamente: como lo señala el coeficiente, únicamente a una velocidad del 9.0% por mes. Esto podría estar indicando las bien conocidas rigideces nominales de precios de la economía colombiana que hacen que los ajustes sean más lentos.

Hay una transmisión inmediata e importante de las variaciones del nivel de precios a su valor del período corriente. Los resultados indican que los efectos empiezan a aparecer al primer rezago: una variación del 1.0% en el nivel de precios, se ve reflejado en incrementa del 0.49% en dicho nivel dentro de un mes. Obsérvese que este resultado añade evidencia a los argumentos que señalan el carácter inercial de la inflación en Colombia. Las variaciones en los precios de importación tienen un efecto contemporáneo y rezagado sobre la inflación. Un incremento del 1.0% en el precio de importación se ve reflejado en un aumento contemporáneo del 0.08% en el nivel de precios. Las variaciones en la medida del ciclo se transmiten negativamente y con rezagos. Hay que anotar que uno esperaría que, aun en el corto plazo, un incremento del valor observado del producto sobre su valor potencial tenga un efecto positivo sobre la inflación. Algunas de las variables cualitativas que recogen los cambios estacionales resultan significativas.

iii. Nivel general de precios (separando la tasa de cambio del precio externo)

En este caso, la variable que resultó relevante en el sistema fue el indicador de demanda (*efe*). El resultado para la muestra total es el siguiente:

$$p = 0.48s + 1.23p_x^* + 0.33clu + 0.59efe$$

El efecto estimado de largo plazo de la tasa de cambio es de 0.48; es decir, una devaluación del 1.0% incrementa el nivel general de precios en el

largo plazo en aproximadamente un 0.48%. Los costos laborales unitarios tienen un efecto significativo sobre el nivel de precios. Hay que notar cómo, cuando se hace la desagregación del precio de importación, los costos laborales pierden importancia; sin embargo, el coeficiente no es comparable con el del anterior modelo, dado que estos resultados corresponden a otra especificación. El efecto de largo plazo sobre el nivel de precios proveniente de la demanda es de 0.59.

La ecuación dinámica estimada es:

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & .49\Delta p_{t-1} - .07\Delta s_{t,2} + .05\Delta s_{t,7} - .06\Delta clu_t + .06\Delta clu_{t,5} - .02\Delta efe_t - .03\Delta efe_{t,2} + 0.002dumcr_t \\ & .01sea(1)_t + .01sea(2)_t + .01sea(3)_t + .02sea(4)_t + .02sea(5)_t + .02sea(6)_t + .01sea(8)_t \\ & + .01sea(9)_t + .01sea(10)_t - .02\hat{\beta} \pi_{t,20} - .16 \end{aligned} \quad (-3.7)$$

Estadísticos:

Multivariados: $L-B(55)$, $\chi_{47} = 65.0$ ($p\text{-val} = .04$); $LM(4)$, $\chi_1 = .84$ ($p\text{-val} = .36$); normalidad (D-II, 1994), $\chi_2 = 76.7$ ($p\text{-val} = .00$)

Univariados: $ARCH$, $\chi_8 = 12.3$ ($p\text{-value} = .15$); normalidad (D-II, 1994), $\chi_2 = 76.7$ ($p\text{-val} = .00$); $R^2 = .74$

El coeficiente estimado de corrección de errores resulta significativo pero menor que en el caso anterior. Hay una transmisión inmediata (con un rezago) de la inflación a su valor del período corriente: una inflación del 1.0% se ve reflejada en una inflación en el siguiente mes del 0.49%. La devaluación tiene un efecto negativo de 0.07 para el segundo rezago y positivo de 0.05 para el séptimo rezago. Extrañamente el efecto contemporáneo de los costos laborales unitarios y de la demanda son negativos. Como se mostró anteriormente, este resultado se invierte en el largo plazo. La variable cualitativa que mide el cambio del régimen cambiario resulta ahora significativa aunque tiene un efecto menor.

Cuando se hacen los ejercicios (no reportados) utilizando las submuestras se encuentran relaciones de cointegración; sin embargo, para la muestra de 1991:6-1998:12 el nivel de precios y la tasa de cambio se convierten en variables débilmente exógenas con respecto al sistema estadístico estimado. El resultado más pertinente de señalar desde la primera muestra

(1980:1-1991:5) es el de la tasa de cambio. En dichas estimaciones el efecto directo de la tasa de cambio en la relación de largo plazo fue de 0.58 y en la de corto, de 0.29 para el primer rezago.

7. Conclusiones

El documento analizó y cuantificó los efectos de transmisión de corto y largo plazo de las variaciones de la tasa de cambio nominal sobre índices alternativos de precios para Colombia en el período 1980-1998. Se encuentra que los efectos de transmisión de largo plazo son incompletos tanto para los precios de importación como para los de exportación. Esta evidencia indica que la hipótesis de PPP no se cumple para la muestra analizada en ninguno de estos precios. Las elasticidades estimadas de largo plazo del precio de importación y exportación con respecto a una devaluación nominal del peso son 0.84 y 0.61, respectivamente. El efecto de transmisión de largo plazo de los precios de importación sobre el nivel general de precios es de aproximadamente 0.11. Para el caso del nivel general de precios, separando entre la tasa de cambio y el precio externo, se encontró una relación de largo plazo. El efecto directo estimado de largo plazo de la tasa de cambio sobre el nivel general de precios fue de 0.48. Contemporáneamente, una devaluación incrementa el precio de las importaciones y exportaciones (en moneda interna) en un valor estimado del 7.0% y 63.0%, respectivamente. La inflación de los importados tiene un efecto contemporáneo sobre la inflación agregada de cerca del 9%. La devaluación nominal afecta positivamente la inflación agregada con un rezago de cerca de siete meses.

De los resultados de este documento se pueden resaltar algunos puntos importantes de política económica, una vez se tenga en cuenta que los modelos de regresión y los resultados presentados corresponden a un análisis parcial. Primero, los cambios en la tasa de cambio nominal podrían tener efectos reales de largo plazo tanto en producción como en precios relativos (por ejemplo, sobre la tasa de cambio real). El punto está en que los efectos de transmisión estimados no son completos, aun en el largo plazo. Segundo, el hecho de encontrar que los efectos de transmisión son incompletos, implicaría que el uso de la tasa de cambio nominal como instrumento de ajuste externo a través de los *expenditure-switching effects* no necesariamente garantiza dicho ajuste. Tercero, el hecho de que los efectos de transmisión de la tasa de cambio nominal

sobre los precios de los bienes importados (en moneda interna) no sean completos, haría que un régimen de tasa de cambio flexible para Colombia no tenga mayores efectos sobre la variabilidad de dichos precios, y de ahí sobre la variabilidad de los costos y el nivel general de precios de la economía. Finalmente, los modelos para el análisis de la política monetaria deben considerar que los efectos de transmisión de la tasa de cambio no son inmediatos, sino que ellos actúan con rezagos. La falta de consideración de dicha dinámica puede crear problemas graves de especificación de dichos modelos lo cual hace que sus resultados sean poco creíbles.

Para terminar es bueno hacer una reflexión final sobre ¿por qué los efectos de transmisión resultan incompletos y relativamente bajos, y por qué la hipótesis de PPP no se cumple para los datos analizados? Desde un punto de vista económico, la literatura expuesta en la sección 2, y la evidencia empírica de la sección 6 darían algunas respuestas. Por ejemplo, valga repetir, podría ser por la existencia de estructuras no competitivas, tanto en el país como en el exterior, que hacen que las condiciones de arbitraje y movilidad de bienes (y factores) no sean perfectas. También por la posible inexistencia de perfecta homogeneidad y sustituibilidad de los bienes transados (por ejemplo, por diferenciación de productos y la segmentación de mercados). Desde un punto de vista estadístico, las razones podrían estar dadas por un problema de homogeneidad en los bienes de las canastas (índices) que se están comparando, por el tamaño de la muestra, por el período analizado, por problemas de agregación, o por posibles errores de medida de algunas variables, por ejemplo, del ciclo económico, que hacen que los efectos de transmisión de la tasa de cambio sean sesgados hacia abajo.

Referencias

- Athukorala, P. y J. Menon (1994), "Pricing to Market Behavior and the Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports", *The Economic Journal*, 104, 271-281.
- Baldwin, R. E. (1988), "Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect", *American Economic Review*, 78, 773-785.
- Balassa, B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, Vol. 72, 584-596.

- Ball, R. J., T. Burns y J. Laury (1977). "The Role of Exchange Rate Changes in Balance of Payments Adjustment: The United Kingdom Case". *Economic Journal*, 87, 1-29.
- Benerjee, A., J. J. Dolado, D. F. Hendry, y G.W. Smith (1986). "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 253-277.
- Bhagwati, J. (1988), "The Pass-Through Puzzle: The Missing Prince from Hamlet", *mimeo*, Columbia University.
- Branson, W. (1988), "Comment" on 'Exchange rate Pass-Through in the 1980s: The Case of U.S. Imports of Manufacturers' by P. Hooper and C. Mann, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 330-333.
- Bruno, M. (1978), "Exchange Rates, Import Costs, and Wage-Price Dynamics", *Journal of Political Economy*, 86, 379-403.
- Deepler, M. y D. Ripley (1978). "The World Trade Model: Merchandise Trade", *IMF Staff Papers*, 25, 147-206.
- Dixit, A. (1989), "Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through", *Quarterly Journal of Economics*, 104, 205-228.
- Dornbusch, R. (1973), "Devaluation, Money, and Nontraded Goods", *American Economic Review*, 5, 871-880.
- (1987). "Exchange Rates and Prices", *American Economic Review*, 77, 93-105.
- Edgren, G., F. Faxen y C. Odhner (1969), "Wages Growth and the Distribution of Income", *Swedish Journal of Economics*, September.
- Froot, K. y P. Klemperer (1989). "Exchange Rate Pass-Through when Market Share Matters", *American Economic Review*, 79, 637-54.
- Goldberg, P. y M. Knetter (1997). "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXV, pp. 1243-1272.

- Goldstein, M. y M. Khan (1985), "Income and Price Effects in Foreign Trade", *Handbook of International Economics*, Vol. II, por R. Jones y P. Kenen (eds.).
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Harbo, I., S. Johansen, B. Nielsen y A. Rahbek (1998), "Asymptotic Inference on Cointegrating Rank in Partial Systems", *Journal of Business and Economic Statistics*, 14,4, 388-399.
- Hill, J. y K. Robinson (1989), "Money, Wages and Factor Scarcity as Predictors of Inflation", *Federal Reserve Bank of Dallas Economics Review*, 21-29.
- Holmes, P. M. (1978), *Industrial Pricing Behavior and Devaluation*, Macmillan, London.
- Hooper, P y C. Mann (1989), "Exchange Rate Pass-Through in the 1980s: The Case of US Imports of Manufactures", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 297-329.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 231-254.
- (1992), "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis", *Journal of Econometrics*, 52, 389-402.
- (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- (1992), "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53, 211-244.

- (1994), "Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure: An Application to the ISLM model", *Journal of Econometrics*, 63, 7-36.
- Krugman, P. (1987), "Pricing to Market when the Exchange Rate Changes", en S. Arndt and D. Richardson (eds.), *Real-Financial Linkages Among Open Economies*.
- Krugman, P. y R. Baldwin (1987), "The Persistence of the U.S. Trade Deficit", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-43.
- Leibovich, J. y E. Caicedo (1996), "Apertura e inflación en la economía colombiana, 1990-1995", *Desarrollo y Sociedad*, 36-37, CEDE, Uniandes, 5-46.
- Lundberg, E. (1972), "Productivity and Structural Change - A Policy Issue in Sweden", *Economic Journal*, Vol. 82 (Supplement), March.
- McCallum, B. (1990), "Inflation and Evidence", en B. Friedman y F. Hahn (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. III.
- Mesa, F. L. Salguero y F. Sánchez (1998), "Efectos de la tasa de cambio real sobre la inversión industrial en un modelo de transferencia de precios (Pass Through)", *Revista de Economía del Rosario*, 1, 111-143.
- Menon, J. (1992), "Exchange Rate and Prices of Australian Manufactured Exports", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 128, 110-25.
- (1993), "Exchange Rate Pass - Through Elasticities for the MONASH Model: A Disaggregate Analysis of Australian Manufactured Imports", *Working Paper* No. OP-76, CPSIP.
- (1995), "Exchange Rate Pass-Through", *Journal of Economic Surveys*, 9, 197-231.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 3, 461-472.

- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57, 6, 1361-1401.
- (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80, 2, 355-85.
- Rahbek, A. y R. Mosconi (1999), "Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR Models", *Econometrics Journal*, 2, 76-91.
- Rodríguez, C. (1978), "A Stylized Model of the Devaluation-Inflation Spiral". *IMF Staff Papers*, 25.
- Sachs, J. (1980), "Wage Indexation, Flexible Exchange Rates and Macroeconomic Policy", *Quarterly Journal of Economics*, 94, 731-748.
- Salter, W. (1959), "International and External Balance: The Role of Price and Expenditure Effects", *Economic Record*, 35, 226-238.
- Stéiner, R. y J. C. Botero (1994), "Transmisión de la tasa de cambio al precio de algunas exportaciones colombianas", *Coyuntura Económica*, 1. 111-25.
- Stock, J. (1987), "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, Vol. 55, 1035-1056.

Anexo

A.1 Gráficos de los datos

Gráfico A.1 Valores observados de las series

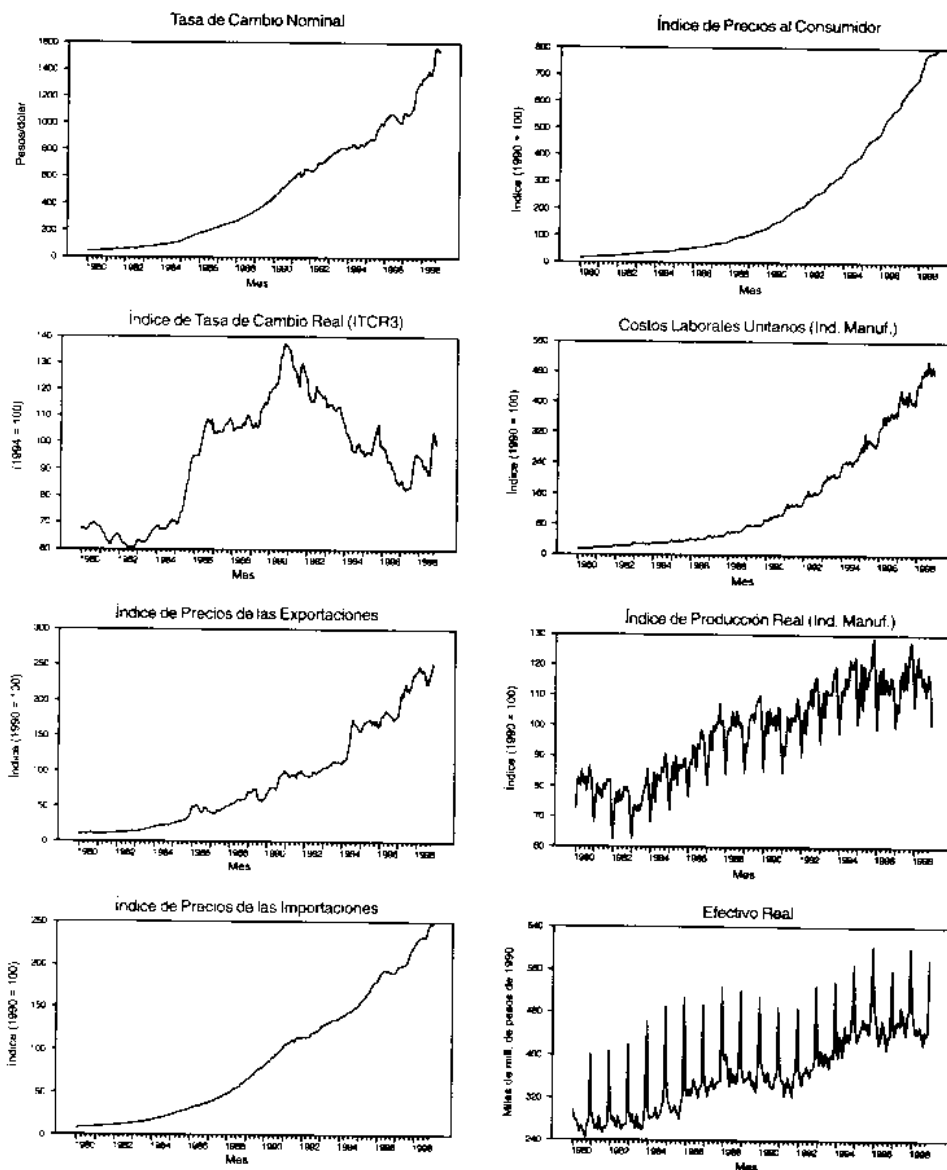
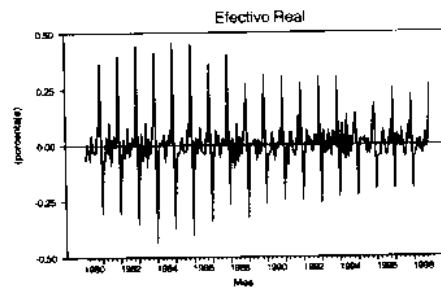
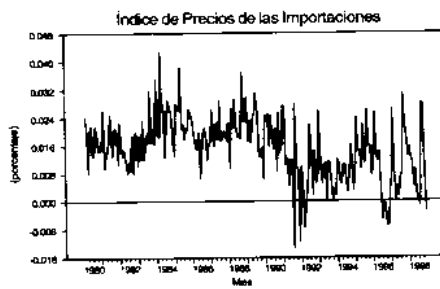
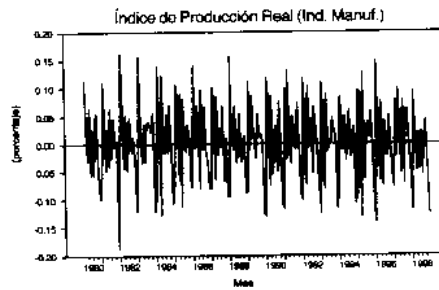
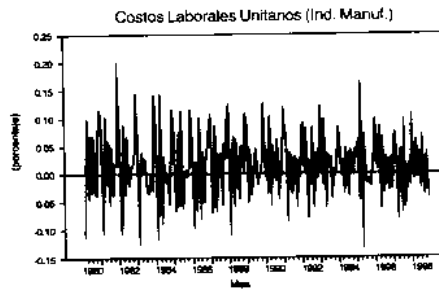
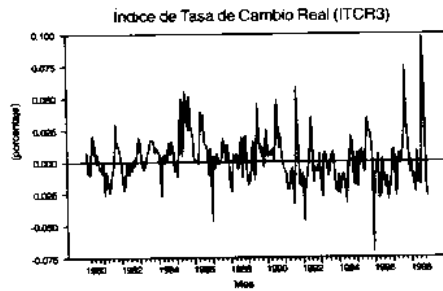
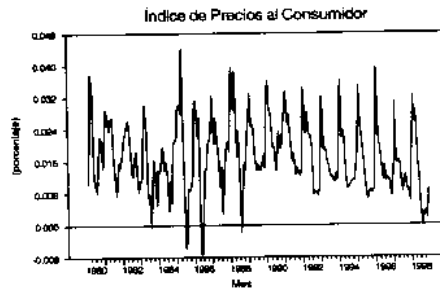
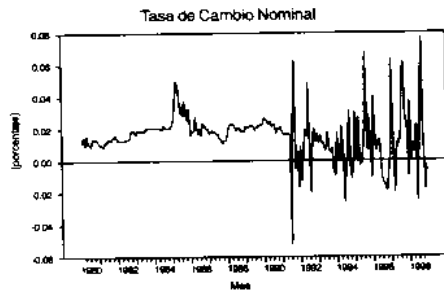


Gráfico A.2 Tasas de crecimiento



A.2 Pruebas de exogeneidad débil y exclusión

Vector del *precio de importación*

Exogeneidad débil de s : $LR, \chi^2_1 = 3.71, p\text{-value} = .05$

Exogeneidad débil de s, p'_m y chu : $LR, \chi^2_3 = 24.22, p\text{-value} = .00$

Vector del *precio de exportación*

Exogeneidad débil de s : $LR, \chi^2_1 = 0.74, p\text{-value} = .39$

Exogeneidad débil de s, p'_m y chu : $LR, \chi^2_3 = 5.80, p\text{-value} = .12$

Vector del *nivel general de precios* (usando el precio de importación)

Exogeneidad débil de p_m y chu : $LR, \chi^2_2 = 0.72, p\text{-value} = .70$

Exogeneidad débil de p_m y chu y exclusión de t : $LR, \chi^2_3 = 12.24, p\text{-value} = .00$

Vector del *nivel general de precios* (separando la tasa de cambio del precio externo)

Exogeneidad débil de s : $LR, \chi^2_1 = 1.17, p\text{-value} = .28$

Exogeneidad débil de s, p'_x, chu y efe : $LR, \chi^2_4 = 3.30, p\text{-value} = .35$