

Borradores de ECONOMÍA

La transmisión de los choques a la tasa de cambio sobre la inflación de los bienes importados en presencia de asimetrías

□

Por: Andrés González, Hernán Rincón
Norberto Rodríguez

No. 532
2008



tá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Col

La transmisión de los choques a la tasa de cambio sobre la inflación de los bienes importados en presencia de asimetrías*

Andrés González
Hernán Rincón
Norberto Rodríguez**

Resumen

En este documento estimamos el grado de transmisión de corto y largo plazo sobre la inflación de los bienes importados de un choque a la tasa de devaluación nominal en presencia de asimetrías. Utilizamos una ecuación estándar de *pass-through* para modelos con competencia imperfecta, datos trimestrales de Colombia para el período 1985 a 2007 y modelos econométricos lineales y no lineales. Los resultados muestran que la transmisión es menos que proporcional, sin importar el plazo considerado. También se encuentra que el grado y la dinámica de la transmisión son endógenos y asimétricos al signo, tamaño y volatilidad de los tasa de cambio y al estado de la economía. La transmisión es mayor cuando la economía está en auge, es más abierta, las firmas esperan que los movimientos en la tasa de cambio sean permanentes, la tasa de cambio real está depreciada, la tasa de cambio nominal se devalúa y la inflación es mayor.

Clasificación JEL: F31, E31, E52, C51, C52

Palabras clave: transmisión de los choques a la devaluación sobre la inflación (*exchange rate pass-through*), asimetrías, modelo VAR-lineal, modelo VAR de regresión no lineal de transición suave logística (VAR-LSTR)

* Agradecemos a Munir Jalil y Lavan Mahadeva por sus valiosos comentarios. También agradecemos a los participantes en la “Conferencia intermedia del proyecto de transmisión de la política monetaria en Colombia” del Banco de la República, del cual hace parte este documento, por sus sugerencias. José Luis Torres, Mauricio Arango, Gisell Pugliese y Johanna Ramos nos colaboraron con parte de la revisión de la literatura y con la construcción de las series. Los puntos de vista expresados en el documento son de los autores y no representan los del Banco de la República o su Junta Directiva. Los autores son los únicos responsables por cualquier error contenido en el documento. Comentarios dirigirlos a hrincoca@banrep.gov.co.

** Director de Modelos Macroeconómicos, Investigador Principal de la Unidad de Investigaciones y Econometrista Asociado del Departamento de Modelos Macroeconómicos, respectivamente, de la Gerencia Técnica del Banco de la República.

1. Introducción

El objetivo del documento es estimar el grado de transmisión de corto y largo plazo de un choque a la devaluación nominal sobre los precios de los bienes importados (*exchange rate pass-through* - ERPT) en presencia de asimetrías. El marco conceptual es una ecuación estándar de ERPT que recoge el comportamiento de un exportador externo que vende sus bienes localmente y que actúa en competencia imperfecta¹. Utilizamos datos trimestrales de Colombia para el período 1985 a 2007 y modelos VAR lineales y VAR no lineales de transición suave logística (VAR-LSTR).

Las asimetrías se pueden presentar cuando existen estructuras de mercado no competitivas y rigideces de precios y/o cantidades, y se relacionan con el signo y tamaño de las variaciones de la tasa de cambio, con su volatilidad y con el estado de la economía: ambiente inflacionario (nivel y volatilidad), grado de apertura económica, ciclo económico y grado de desalineamiento de la tasa de cambio real (desviación respecto a la tendencia).

Hay dos principales razones que motivan el estudio del ERPT. En primer lugar, tener conocimiento sobre el poder de ajuste macroeconómico de corto plazo que tiene la tasa de cambio nominal. Si los precios de los bienes transables responden de manera proporcional (completa) a las variaciones de la tasa de cambio, es decir, en una relación uno a uno, los efectos *expenditure-switching* actuarán plenamente y la tasa de cambio cumple un papel estabilizador. Este es un supuesto fundamental de la potencialidad de ajuste real de corto plazo que tiene la tasa de cambio nominal y que nosotros verificaremos con las funciones impulso-respuesta. Por ejemplo, daremos respuesta a la pregunta de cuánto aumenta la inflación de los bienes importados, es decir, que tan estabilizadora es la tasa de cambio, ante un choque a sí misma.

¹ La pertinencia de utilizar un modelo que recoja un comportamiento no competitivo por parte de las firmas es corroborada para el caso colombiano con los resultados de Julio y Zárate (2007).

En segundo lugar, servir para el análisis y como elemento de juicio para la toma de decisiones de política monetaria². Si el grado de transmisión es completo, las variaciones de la tasa de cambio, *ceteris paribus*, se transmiten uno a uno a la inflación de importados, lo cual debería ser respondido de manera acorde por parte de la autoridad monetaria con el fin de cumplir sus metas de inflación. En caso contrario, podría existir espacio, por ejemplo, para que la política monetaria juegue un papel anticíclico en momentos de desajuste macroeconómico severo. Adicionalmente, si la transmisión no es simétrica, es decir, por ejemplo, si el grado de ERPT no es de igual magnitud en las depreciaciones/apreciaciones de la moneda del país, la autoridad debería acompañar las variaciones de la tasa de cambio con una respuesta consistente. El hacerlo de manera equivocada puede generar decisiones incorrectas que impliquen altos costos para su credibilidad y para el cumplimiento de las metas de inflación.

El ERPT se manifiesta a través de por lo menos dos canales. Un primer canal es el efecto directo de los cambios de la tasa de cambio sobre los precios de los bienes importados (intermedios y/o finales), que aumentan los costos de producción y con ello la inflación total. El grado de transmisión a través de este canal dependerá, entre otros, del poder de mercado que tengan las firmas importadoras en el mercado interno, de la capacidad de dichas firmas de compensar *costos de menú* de cambios de precios y del estado de la economía. Para el caso del país en estudio, los bienes importados representan el 25% del Índice de precios al Consumidor (IPC) colombiano y el 34% de los bienes transables; a la vez, el consumo intermedio importado representa el 13% de los costos de producción de la economía, de acuerdo con la Matriz de contabilidad social del año 2004. Por lo tanto, es de mayor importancia para el banco central conocer el grado de ERPT sobre dichos bienes.

El segundo canal se manifiesta, ante una devaluación, en el estímulo a la demanda de bienes de origen interno, derivada del incremento de los precios de los bienes importados que compiten con dicha producción, lo que presiona al alza el nivel general de precios. El

² Como lo resaltan Ball (1999) y Taylor (2000), los coeficientes en la regla de política monetaria y los procedimientos operativos ligados explícitamente a la predicción de la inflación dependen del grado de ERPT.

grado de sustituibilidad entre los bienes importados y locales será determinante del grado de transmisión a través de este canal.

La literatura reciente ha resaltado el hecho de que el grado de ERPT responde endógena y asimétricamente al tamaño, signo, volatilidad y expectativas (temporales *versus* permanentes) de las variaciones de la tasa de cambio, al ambiente inflacionario, al ciclo económico, al grado de apertura económica y al grado de desalineamiento de la tasa de cambio real. Es claro que si el ERPT se comporta de manera asimétrica, los modelos utilizados por el Banco de la República para los pronósticos de inflación, y en general por los bancos centrales, deben incorporar dicho comportamiento. A la vez, la autoridad monetaria debe tener en cuenta dichas asimetrías a la hora de evaluar el alcance de sus decisiones de política, lo mismo que en el momento de valorar sus logros. Seguramente, si el grado y dinámica del ERPT depende positivamente del nivel de inflación, la autoridad se verá inclinada, *ceteris paribus*, a mantener niveles de inflación bajos.

Los resultados del documento muestran que el ERPT es incompleto tanto en el corto como en el largo plazo: un choque a la devaluación se transmite entre un 5% en los dos primeros trimestres y un 40% en el largo plazo, independientemente del comportamiento de la tasa de cambio y del estado de la economía. Adicionalmente se encuentra que el grado y dinámica del ERPT son endógenos y asimétricos al signo, tamaño y volatilidad de los tasa de cambio y al estado de la economía: el grado de ERPT es mayor cuando la economía está en auge, es más abierta, las firmas esperan que los movimientos en la tasa de cambio sean permanentes, la tasa de cambio real está depreciada, la tasa de cambio nominal se deprecia y la inflación es más alta.

El documento consta de cinco secciones, además de esta introducción. En la segunda sección se destacan algunos hechos empíricos de la economía colombiana a lo largo de la muestra. En la tercera se introduce el marco conceptual y se revisa la literatura teórica y empírica reciente que ha estudiado el tema. En la cuarta se presentan los datos, el modelo de regresión lineal y las pruebas de linealidad. En la quinta se presenta el modelo no lineal,

las estimaciones y las funciones de respuesta a impulsos ante choques a la devaluación. En la última sección se resumen las conclusiones.

2. Algunos hechos empíricos de la economía colombiana

La tasa de devaluación (nominal), la inflación de los bienes importados y la inflación del IPC muestran una tendencia descendente a lo largo de la muestra (Anexo A.1). La dirección, no tanto el nivel, de los movimientos de la tasa de devaluación y de la inflación de importados parecen guardar una relación cercana, lo cual es más evidente desde comienzos de la década de los noventa. No sucede lo mismo con estas dos variables y la inflación total³. Por su lado, la tasa de cambio real, aquella que utiliza como deflactor el IPC, se ha depreciado 10% a lo largo de la muestra (Anexo A.2). No obstante, ha presentado dos ciclos prolongados de depreciaciones/apreciaciones fuertes, cada uno con una duración aproximada de diez años. El desalineamiento, desviación de la tasa de cambio real observada con respecto a la tendencia, ha oscilado entre 10% y -10%, en particular entre mediados de 2006 y mediados de 2007. La evolución descrita de precios y tasas de cambio se dio en un ambiente de cambios económicos y de política económica sustanciales.

Durante la década de los noventa, Colombia experimentó una serie de cambios institucionales y de política económica que afectaron el desempeño macroeconómico y posiblemente alteraron la relación entre las variaciones de la tasa de cambio y la inflación. Dentro de éstos se destacan el proceso de apertura y liberalización comercial y financiera de principios de los años noventa; la reforma constitucional que le dio independencia y autonomía al banco central (Banco de la República), se estableció explícitamente la defensa del poder adquisitivo de la moneda como el objetivo principal de la política monetaria. A partir de 1992 se anunciaron las metas de inflación y a partir del año 2000 se adoptó

³ La correlación de los valores corrientes de la devaluación, la inflación del IPC y la inflación del precio de los bienes importados del IPP, fue de 0.44 y 0.94, respectivamente. La correlación entre los primeros doce rezagos de la devaluación y la inflación del IPC no varía en forma significativa y oscila entre 0.37 y 0.44. En el caso de la inflación del precio de los importados, la correlación disminuye en la medida en que aumenta el orden de los rezagos y oscila entre 0.55 y 0.94 para los primeros 5 rezagos, reduciéndose a 0.08 en el rezago 12.

formalmente un régimen de *inflación objetivo*. La inflación se redujo desde 32.4% en 1990 a 8.8% en 2000, mientras su volatilidad lo hizo de 1.7 a 0.5. La inflación alcanzó un 5.7% en diciembre de 2007.

El régimen cambiario, de manejo por parte del banco central, presentó una transformación radical durante el período de estudio. Desde la segunda mitad de la década de los ochenta y hasta junio de 1991 se continuó con el régimen de devaluación gota a gota (*crawling-peg*) vigente desde 1967. Entre julio de 1991 y febrero de 1994 se controló la flotación cambiaria mediante títulos (certificados de cambio) emitidos por el banco, los cuales tenían un período de maduración que se modificaba con el fin de afectar el nivel de la tasa de cambio (Villar y Rincón, 2001). La tasa de cambio se dejó flotar a partir de septiembre de 1999⁴, después de transcurrido un período de transición de banda cambiaria entre 1994 y agosto de 1999.

La economía creció por encima del 4% en la segunda década de los ochenta. Durante la década de los noventa la economía experimentó puntos extremos en el ciclo económico: luego de registrar crecimientos promedio de 5% durante la primera mitad de la década, el crecimiento se desaceleró y en 1999 tuvo una contracción de 4.2%, la mayor registrada en cerca de 100 años. Luego de un lento proceso de recuperación, la economía colombiana ha retornado a tasas de crecimiento promedio por encima del 4% (la economía creció ligeramente por encima del 8% real en el año 2007).

3. El marco conceptual y la literatura sobre el *pass-through* de la tasa de cambio

Teóricamente, el supuesto de transmisión completa de la tasa de cambio sobre los precios tiene su origen en los modelos monetarios de la tasa de cambio, y específicamente, en el supuesto de la validez de la ley de un solo precio (*law of one price*), o su generalización (hipótesis de *poder de paridad de compra*), para todo momento del tiempo. Esta “ley” dice que los precios de los bienes vendidos en un país deben ser iguales a los precios de los bienes vendidos en el extranjero, medidos en la misma moneda. En otras palabras,

⁴ La “flotación” no se dio en un sentido estricto del término. La autoridad intervino en el mercado a través de una regla de intervención cambiaria de conocimiento público. Entre 2004 y mediados de 2007, la autoridad combinó la regla con una política discrecional.

cualquier movimiento en la tasa de cambio de la moneda de un país debe verse reflejado en igual magnitud en el precio del bien que importa. Esto es lo que definimos como transmisión completa de la tasa de cambio.

La validez de este supuesto fue puesta en duda en modelos que se remontan a Krugman (1986) y Dornbusch (1987). Entre los factores que pueden afectar el grado de transmisión de las variaciones de la tasa de cambio a los precios están la estructura de mercado y su grado de concentración, el grado de homogeneidad y sustituibilidad de los bienes transables, el comportamiento estratégico de mercado por parte de las firmas extranjeras con respecto a las competidoras locales, la percepción sobre la variabilidad y la naturaleza de las variaciones (temporal *versus* permanente) de la tasa de cambio, la presencia de rigideces nominales y el *ambiente* inflacionario prevaleciente en el momento en que ellas ocurran⁵. En el Anexo 3 presentamos un modelo estático de equilibrio parcial y competencia imperfecta para una firma extranjera que exporta un bien a la economía local, y que se deriva de esta rama de la literatura⁶. A partir de ese modelo construimos nuestro ejercicio econométrico.

Los modelos *neokeinesianos* de economía abierta, que constituyen el instrumento técnico central de los regímenes monetarios de inflación objetivo actuales, como es el caso del banco central de Colombia, asume que el grado de ERPT es incompleto (en el corto plazo) debido a la presencia de competencia imperfecta y rigideces nominales de precios. Estos modelos constituyen un avance en el estudio del ERPT, ya que su naturaleza es de equilibrio general, son dinámicos y estocásticos, lo que les permite incorporar explícitamente un comportamiento *forward-looking* por parte de las firmas. Aquí no los desarrollamos, dada la naturaleza empírica del documento; sin embargo, consideramos que las implicaciones que derivamos aquí deberían tenerse en cuenta a la hora de su modelación e implementación.

⁵ En su mayoría, estos modelos corresponden a modelos estáticos de equilibrio parcial, con precios flexibles, es decir que se ajustan de manera instantánea a cambios en las condiciones de oferta o de demanda, y con agentes no *forward looking*.

⁶ Como modelamos directamente al exportador extranjero que vende un producto localmente, en este documento no estudiamos los asuntos relacionados con los costos de comercialización del producto. Aquí los asumimos iguales a cero.

La evidencia empírica internacional y colombiana reciente concluye casi por unanimidad que el ERPT es incompleto, tanto en el corto como en el largo plazo, independientemente de la aproximación teórica y empírica, de la muestra de países, del período y de la frecuencia de los datos que se analice (cuadro 1). Aquí resumimos las principales conclusiones de algunos de los documentos revisados.

Campa y Goldberg (2006) argumentan que el ERPT varía en relación al producto importado. En la medida en que la composición de las importaciones de la industria favorezca bienes cuya sensibilidad con respecto a los movimientos cambiarios sea menor, se registrará una disminución del efecto a nivel agregado. Otani *et. al.* (2006) encuentran que el cambio en la participación de los *commodities* primarios en el total de importaciones explica la tendencia decreciente del efecto en el caso de la industria japonesa.

Taylor (2000) argumenta que la disminución del grado de ERPT, interpretada como una pérdida del poder de fijación de los precios por parte de las firmas, es una de las principales consecuencias de mantener niveles de inflación bajos y menos persistentes. Esta podría ser la explicación de porque los períodos en los que el comportamiento de la demanda es más dinámico, no se traducen en alzas considerables en el nivel general de precios, como fue el caso de Estados Unidos a finales de los años noventa.

Adicionalmente, y utilizando el mismo argumento de poder de mercado y de fijación de precios por parte de las firmas, Taylor (Ibíd.) señala que el coeficiente de *pass-through* depende de las expectativas de las firmas frente a la naturaleza de las variaciones de la tasa de cambio: si las firmas esperan que los aumentos de los costos, causados por cambios en la tasa de cambio, sean permanentes, ellas aumentan sus precios de manera acorde. Si esperan que dichos aumentos sean transitorios, las firmas transmitirán los cambios de la tasa de cambio a sus precios menos que proporcionalmente. En otras palabras, los cambios menos persistentes de la tasa de cambio deberían conducir a un menor coeficiente de ERPT. En los ejercicios empíricos que implementamos más adelante, utilizamos la volatilidad de la tasa de cambio como una medida de las expectativas de la firmas frente a dicha variable: las

volatilidades bajas las identificamos con expectativas de cambios permanentes de la tasa de cambio, y viceversa.

Cuadro 1: Literatura reciente del *pass-through* de la tasa de cambio

Autores	Año	Frec.¹	Muestra	Países	Modelo	Método	Variables²	Inflación Baja³
Goldfajn y Werlang	2000	M, T	1980-98	71 países	Uniecuacional	No-Lineal ⁴	N	↓
Rincón	2000	M	1980-98	Colombia	VECM	Lineal	N y Dif.	NA
Choudri y Hakura	2001	T	1979-00	71 países	Panel	No-Lineal ²	N	↓
García y Restrepo	2001	T	1986-01	Chile	Uniecuacional	Lineal	Dif.	NA
Campa y González	2002	M	1989-01	Euro	30 Productos	Lineal	Dif.	NA
Devereux y Yetman	2002	A	1970-01	122	Uniecuacional	Lineal	Dif.	NA
Rowland	2003	M	1983-02	Colombia	VAR, VECM	Lineal	N y Dif.	NA
Winkelried Alburquerque y Portugal	2003 2004	M T	1993-02 1980-02	Perú Brasil	SVAR Uniecuacional	No-Lineal Camb.	Dif. Dif.	NA IPC: ↓ Pm: ___
Mendoza	2004	M	1989-02	Venezuela	VAR	No-Lineal	Dif.	NA
Rosas	2004	M	1991-02	Colombia	VECM	Lineal	N y Dif.	NA IPC: ↓
Bouakez y Rebel	2005	T	1973-03	Canadá	SGEM	Lineal	Brechas	Pm: ___
Frankel et. Al.	2005	A	1990-01	76 países	ECM, Panel	Lineal	N y Dif.	↓
Campa y Goldberg	2005	T	1975-03	23 OECD	OLS	Lineal	Dif.	---
Marazzi et. al.	2005	T	1972-04	US	Uniecuacional	Lineal	Dif.	↓
Rincón et. al.	2005	M	1995-02	Colombia	VECM	Camb.	Dif.	↑
Banerjee et. al.	2006	M	1995-05	Euro	4 categorías	No-Lineal	N	↑ IPC: ↑
Campa y Goldberg	2006	T	1975-04	18 países	5 categorías	Lineal	Dif.	Pm: ↓
da Silva y Minella	2006	T	1995-05	Brasil	Uniecuacional	No-Lineal	Dif.	NA
Gaytan y González	2006	M	1992-05	México	MS-VAR	No-Lineal	Dif.	↓
Ihring et. al.	2006	T	1975-04	G7	Uniecuacional	Lineal	Dif.	↓
Marazzi y Sheets	2006	T	1972-04	US	Uniecuacional	Lineal	Dif.	↓
Muntaz y Oomen	2006	T	1984-04	UK	6 categorías	Lineal	Dif.	↓
Otani et. al.	2006	M	1980-03	Japón	8 categorías	Lineal	Dif.	↓
Rojas et. al.	2006	M	1994-05	Paraguay	Uniecuacional	Lineal	Dif.	NA
Sekine	2006	T	1974-04	G7	Uniecuacional	Camb.	Dif.	↓
Wolden	2007	T	1980-03	UK, Norway	GMM, VAR, VECM	Lineal	N y Dif.	NA

Fuente: Compilación de los autores.

¹ T: Trimestral; M: Mensual; A: Anual.

² N: Niveles; Dif.: Diferencias.

³ ↑: *Pass-through* aumenta; ↓: *Pass-through* disminuye; ___: *Pass-through* estable; ---: Resultado ambiguo; IPC: Índice de Precios al Consumidor; Pm: Índice de Precios de los bienes importados.

⁴ La no linealidad no está relacionada con las técnicas de estimación, sino con la dependencia del coeficiente de *pass-through* con respecto al estado de la economía.

A partir de la formulación de la denominada *hipótesis de Taylor*, se han elaborado un gran número de trabajos que evalúan el cumplimiento de dicha hipótesis. Devereux y Yetman (2003) encuentran que entre más baja es la tasa media de inflación y su volatilidad, más baja será la frecuencia de ajuste y por tanto el grado de ERPT. Por otro lado, Muntaz y Oomen (2006) aseguran que el factor más importante en la disminución del grado de ERPT es la mayor estabilidad macroeconómica, en especial, a la menor volatilidad de la tasa de inflación y el tipo de cambio.

La dependencia del grado de ERPT del estado de la economía y del ambiente inflacionario no solo implica un menor grado de elasticidad de los precios con respecto a la tasa de cambio, también podría generar asimetrías y no linealidades en la transmisión de la tasa de cambio a los precios. Alburqueque y Portugal (2004) encuentran que el menor ambiente inflacionario como consecuencia del llamado *Plan Real* del Brasil, y la adopción de un régimen de flotación cambiaria en 1999, redujeron el grado de ERPT en dicho país. Similar resultado es encontrado por Sekine (2006), quien encuentra que el bajo coeficiente de ERPT está asociado al menor, más estable y menos persistente nivel de inflación.

Rincón, Caicedo y Rodríguez (2007) estiman el ERPT para los precios de importación de una muestra de sectores de la industria manufacturera Colombiana. Los autores encuentran evidencia sobre la heterogeneidad en el grado de sensibilidad de los precios a las variaciones de la tasa de cambio, así como de la transmisión incompleta de la tasa de cambio tanto en el corto como en el largo plazo. El grado de ERPT estimado se ubica entre 0.1 y 0.8 para el largo plazo y entre 0.1 y 0.7 para el corto plazo. Los autores no encuentran evidencia que respalde las hipótesis que sostienen que en un régimen de flotación cambiaria y en un ambiente de baja inflación el grado de ERPT es bajo. Sin embargo, y a pesar de que no lo desarrollan, hacen explícito la posible presencia de no linealidades en la relación entre la tasa de cambio y los precios para el caso colombiano. El presente documento avanza en esta dirección.

Finalmente, Mishkin (2008) señala que una política monetaria estable, apoyada en un marco institucional que le permite llevar al banco central una política independiente de consideraciones fiscales y de presiones políticas, es la que remueve de manera efectiva una fuente de potencial importancia de un alto ERPT.

4. Los datos, el modelo lineal y las pruebas de no linealidad

1) Los datos

Se utilizan datos trimestrales de Colombia para el período comprendido entre 1985:I y 2007:IV (el anexo A.4 define las series utilizadas y sus respectivas fuentes). La única serie desestacionalizada fue el IPC y utilizamos la metodología TRAMO-SEATS. Construimos índices ponderados por comercio exterior para las variables del país extranjero, representado aquí por tres de los mayores socios comerciales de Colombia: Estados Unidos, Alemania y Japón. Estos países representan en promedio el 45% del total de las importaciones colombianas a lo largo de la muestra. Infortunadamente, fue imposible conseguir todas las series requeridas para Ecuador, China y Venezuela, quienes también tienen una participación significativa (promedia 10% en los últimos ocho años).

2) El modelo lineal y las pruebas de no linealidad

La estimación de las posibles asimetrías en la transmisión de las fluctuaciones de la tasa de cambio hacia los precios de los bienes importados y, de forma indirecta, hacia los precios de los bienes transables del IPC, parte de la ecuación (A-6) del Anexo A.3⁷. A partir de esta ecuación especificamos y estimamos primero un modelo de regresión vectorial lineal autorregresivo en primeras diferencias (VAR-Lineal) y luego sobre él realizamos las pruebas de no linealidad.

⁷ Rincón et al. (2005), Campa y Goldberg (2005) y Wolden (2007), para un modelo con rigideces nominales, derivan una ecuación similar. La diferencia fundamental entre la ecuación (9) y (6) presentadas en Rincón et. al. y Campa y Goldberg, respectivamente, y la ecuación (57), o la ecuación más general (48), presentada en el capítulo 2 de Wolden, consiste en la derivación de cada una de ellas. Mientras las primeras se derivan de un modelo simple de equilibrio parcial (estático y determinista) para una firma exportadora, la segunda se deriva de un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico microfundamentado.

La variación de los precios de los bienes importados depende de la variación rezagada del precio de los bienes que compiten internamente con el bien importado y sus rezagos, de la variación rezagada de la tasa de cambio y sus rezagos, y de la variación rezagada de los costos de producción externos y sus rezagos. El VAR-Lineal siguiente,

$$(1) \quad Y_t = \begin{bmatrix} \Delta p_m^* \\ \Delta p_c \\ \Delta e \\ \Delta c^* \end{bmatrix} = A(L)Y_{t-1} + u_t$$

siendo p_m el logaritmo natural del índice de precios al por mayor de los bienes importados; p_c el logaritmo natural del índice de precios de los bienes producidos y consumidos localmente; e el logaritmo natural del índice efectivo, ponderado por comercio, de la tasa de cambio nominal promedio (moneda local/moneda extranjera); c^* una medida de los costos marginales de los exportadores externos. Los choques estructurales se identifican utilizando la descomposición de Choleski. Esto es, definiendo $u_t = A^{-1}\varepsilon_t$, siendo A es una matriz triangular superior y ε el vector de choques estructurales⁸. Este ordenamiento implica que choques a la devaluación afectan contemporáneamente a la inflación de importados y la de sus sustitutos pero no a los costos marginales externos. La ecuación (1) se puede reescribir entonces como⁹,

$$(2) \quad Y_t = \begin{bmatrix} \pi_t^{pm} \\ \pi_t^{pc} \\ \Delta e_t \\ \Delta c_t^* \end{bmatrix} = A(L)Y_{t-1} + u_t$$

con $\pi_t^{pm} = \Delta p_m^*$ y $\pi_t^{pc} = \Delta p_c$. El coeficiente de transmisión de las variaciones en la tasa de cambio sobre la inflación de los bienes importados ERPT para un plazo τ , se calcula a partir de las funciones de respuestas acumuladas de la inflación de los precios ante un impulso (choque) en la devaluación, con respecto a la respuesta acumulada de la misma devaluación:

⁸ Previamente se llevaron a cabo pruebas de raíz unitaria sobre las series en primeras diferencias. Las pruebas indicaron que la presencia de estacionariedad.
⁹ La ecuación (A-7) del Anexo A.5 muestra la ecuación para la inflación de los bienes importados.

$$(3) \quad ERPT_{\tau} = \frac{\sum_{j=0}^{\tau} \frac{\partial \pi_{t+j}^{pm}}{\partial \varepsilon_t^E}}{\sum_{j=0}^{\tau} \frac{\partial \Delta \varepsilon_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^E}}$$

Es decir, grado de ERPT mide el cambio relativo de la inflación acumulada hasta el momento τ de los precios de los bienes importados ante un choque en la devaluación en el período 0, con respecto a los cambios acumulados hasta el período τ de la devaluación con respecto al cambio en sí misma en el período 0. Al corregir por éste último efecto se evita la posibilidad de una sobreestimación del grado de ERPT y se corrige por la respuesta endógena de la tasa de cambio al choque en sí misma (Winkelried, 2003, p. 6)¹⁰.

Si el ERPT es completo (equivalente a 100%) decimos que el *markup* de los exportadores externos no cambia con los cambios de la moneda local (el peso). En términos de los modelos neokenesianos, se dice que los precios son fijados en la moneda del país exportador (“*producer currency pricing*”). Si ERPT es igual a cero se dice que no hay ERPT y que el *markup* de los exportadores externos absorbe completamente los cambios de la tasa de cambio del país importador. En este caso, se dice que los precios son fijados en la moneda del país importador (“*local currency pricing*”).

El gráfico 1 muestra la senda del grado de ERPT estimado, para el modelo lineal de la ecuación (2), y de acuerdo con la definición de la ecuación (3), ante un choque de una desviación estándar a la devaluación (3.8%) y un horizonte de 20 trimestres¹¹. La función de respuesta a impulso muestra que el ERPT es incompleto. El ERPT asciende a valores entre 10% y 18% en el primer año del choque (corto plazo), alrededor de 25% en el segundo año y se estabiliza en un máximo de 38%¹². En otras palabras, un 38% de la depreciación es transferida a la inflación de importados en el largo plazo. Nótese la gran incertidumbre, capturada por la amplitud de los intervalos de confianza.

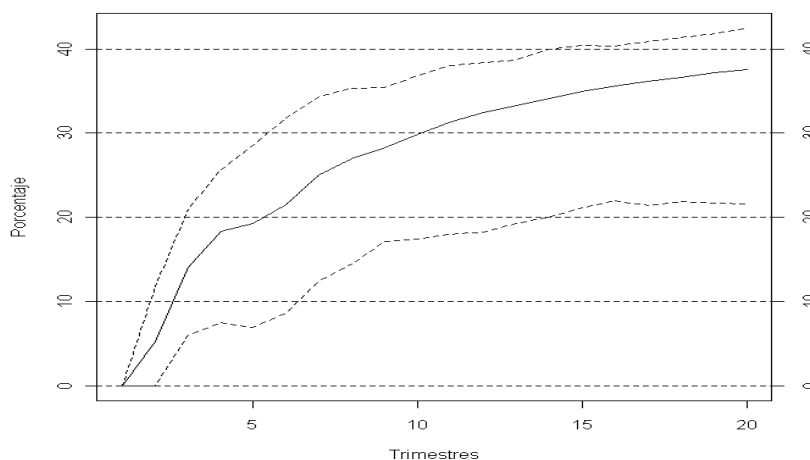
¹⁰ Goldfajn y Werlang (2000) introducen originalmente la definición del coeficiente de *pass-through* en los términos dados por la ecuación (3).

¹¹ Las líneas punteadas corresponden a los intervalos, obtenidos con simulaciones de *Bootstrapping* al 80% de confiabilidad.

¹² Para tener una lectura exacta del efecto del choque a la devaluación sobre el grado de ERPT, el lector deberá dividir el tamaño efecto por 3.8%, es decir, por el tamaño del choque.

Para llevar a cabo las pruebas de no linealidad se siguen las tres etapas recomendadas por Granger y Teräsvirta (1993). En la primera etapa se estima y selecciona el mejor modelo lineal posible, lo cual realizamos a partir de la estimación del modelo de regresión dado por la ecuación (2). En la segunda se aplica la prueba de linealidad con respecto a los *modelos de regresión de transición suave* (modelos *STR*), siguiendo el procedimiento de la prueba de tercer orden introducido por Lukkonen, Saikkonen y Teräsvirta (1988). Por último, si la linealidad es rechazada, se elige entre el modelo de regresión que admite una transición suave logística (LSTR) y el modelo de regresión que admite una transición suave exponencial (ESTR), mediante la comprobación de una secuencia de hipótesis. En el caso de la presente investigación, la selección del modelo de transición se realiza con base en las pruebas y en la teoría económica, la cual sugiere el uso de un modelo logístico a fines de capturar posibles comportamientos asimétricos para valores extremos de la variable que describe la transición o el estado de la economía.

Gráfico 1: Senda del ERPT estimado (modelo VAR-Lineal) ante un choque a la devaluación



Para escoger la estructura de rezagos del modelo de la ecuación (3) utilizamos los criterios de información de Akaike, Hannan-Quinn, Schwarz y el Error de Predicción Final¹³. Las pruebas no coinciden en indicar una misma longitud de rezago y señalan como posibilidades 1 o 5 como grado del polinomio. Sin embargo, las pruebas de ruido blanco, normalidad y estabilidad de parámetros señalan que el mejor modelo es el VAR (3)¹⁴. Como criterio de selección se utilizó también el estimativo del ERPT, el cual también indicó un $p=3$ como el grado más indicado para el polinomio.

Luego de escoger el orden del VAR realizamos las pruebas de no linealidad. Ensayamos como variables de transición los primeros ocho rezagos de: la inflación del IPC (π^{IPC}), la variación de la inflación ($\Delta\pi^{IPC}$), la volatilidad de la inflación ($V(\pi^{IPC})$), la variación de la devaluación ($\Delta(\Delta e)$), la brecha (*Gap*) del producto (*Gy*), el grado de apertura económica (*Open*), volatilidad de la tasa de cambio ($V(\Delta e)$) y una medida del grado de desalineamiento de la tasa de cambio real (*Dq*), estimada como el componente cíclico del filtro de Hodrick-Prescott sobre la serie del índice de la tasa de cambio real. Una variable de transición adicional que se analizó fue la inflación sin su tendencia lineal ($\overline{\pi}^{IPC}$), con la idea de capturar la disminución gradual de los niveles de inflación que ha experimentado la economía colombiana.

El cuadro 2 contiene los resultados de las pruebas de linealidad individual para las diferentes variables de transición, los cuales son ordenados según el valor del estadístico F (la hipótesis nula es linealidad), así como la prueba conjunta (“Todas”). Como se puede observar, no en todos los casos el estadístico indica la presencia de no-linealidad en una ecuación, o en el sistema, respecto a una posible variable de transición. Por ejemplo, el nivel de la apertura comercial genera no linealidad en el sistema a través de la ecuación de la inflación de los bienes importados y de la inflación de los bienes que compiten con las importaciones, tanto para sus rezagos $d=1$ como $d=2$. El estadístico F muestra evidencias más fuertes de no-linealidad en el sistema cuando se utilizan como variables de transición:

¹³ van Dijk and Franses (1999) llaman la atención sobre la necesidad de tener un modelo lineal bien especificado a la hora de hacer las pruebas de no linealidad, ya que de lo contrario se aumenta la probabilidad de cometer un *error tipo I*: rechazar la hipótesis nula de linealidad siendo verdadera.

¹⁴ *Portmanteau Test* (asintótico): $\chi^2_{208} = 227.6$, *Valor-p* = 0.166; *Asimetría* (multivariada): $\chi^2_4 = 7.43$, *Valor-p* = 0.114; no obstante, la *Curtosis* muestra: $\chi^2_4 = 30.4858$, *Valor-p* = 0.00.

la apertura comercial, el grado de desalineamiento de la tasa de cambio real, la brecha del producto y la variación de la inflación y de la devaluación.

Es bueno resaltar que cuando se considera únicamente la ecuación de interés, es decir, la ecuación de los bienes importados, el resultado de no linealidad es robusto a los cambios del orden del VAR y del número de rezagos de la variable de transición en los casos de la variación de la devaluación, la brecha del producto y el grado de desalineamiento de la tasa de cambio real. Adicionalmente, en el caso de esta ecuación aparecen como fuentes de no linealidades el nivel de la inflación y su volatilidad, la inflación sin tendencia y la volatilidad de la tasa de cambio.

Cuadro 2: Resultados de la prueba de linealidad por variable dependiente y según la variable de transición*

Variable de transición	d	Variable Dependiente									
		π^{IPC}		π^{IPC}		ΔE		ΔE		Todas	
		F	Valor-p	F	Valor-p	F	Valor-p	F	Valor-p	F	Valor-p
Open	1	2.16	0.02	4.14	0.00	1.57	0.11	1.15	0.33	1.48	0.02
Dq	1	2.32	0.01	1.08	0.39	2.46	0.01	1.41	0.17	1.40	0.04
Open	2	1.97	0.03	3.83	0.00	1.26	0.26	0.82	0.66	1.41	0.04
Dq	1	2.36	0.01	1.01	0.46	2.40	0.01	1.73	0.07	1.38	0.05
Gy	1	1.91	0.04	1.60	0.10	1.97	0.03	2.08	0.02	1.36	0.06
$\Delta\pi^{IPC}$	3	0.97	0.49	3.27	0.00	1.32	0.22	1.51	0.13	1.35	0.06
$\Delta\pi^{IPC}$	3	0.97	0.49	3.27	0.00	1.32	0.22	1.51	0.13	1.35	0.06
$\Delta(\Delta e)$	3	3.07	0.00	2.65	0.00	1.89	0.04	1.16	0.32	1.32	0.07
Open	7	0.73	0.75	4.18	0.00	0.52	0.92	1.68	0.08	1.28	0.10
Gy	2	2.41	0.01	1.45	0.15	2.41	0.01	1.35	0.20	1.23	0.14
Gy	5	1.90	0.04	1.20	0.30	2.17	0.02	1.81	0.05	1.22	0.15
Gy	4	1.60	0.10	0.78	0.69	2.10	0.02	2.08	0.02	1.18	0.20
π^{IPC}	1	0.75	0.72	5.91	0.00	0.73	0.75	1.50	0.13	1.16	0.22
$V(\Delta e)$	8	0.97	0.50	0.74	0.74	0.60	0.86	2.50	0.01	1.16	0.22
$V(\pi^{IPC})$	5	1.59	0.10	4.49	0.00	1.29	0.24	0.62	0.84	1.09	0.33
π^{IPC}	2	1.82	0.05	1.94	0.03	1.86	0.05	1.58	0.11	0.96	0.56
$V(\pi^{IPC})$	2	2.05	0.02	3.12	0.00	1.17	0.32	1.21	0.29	0.89	0.69
π^{IPC}	5	1.74	0.07	3.30	0.00	1.48	0.14	1.77	0.06	0.85	0.77
$V(\Delta e)$	5	1.98	0.03	1.76	0.06	1.02	0.45	0.95	0.52	0.45	1.00
$V(\Delta e)$	1	2.17	0.01	0.91	0.62	1.66	0.07	1.19	0.31	0.53	1.00

Fuente: Cálculos de los autores.

* Las definiciones son: *Open*: grado de apertura económica; *Dq*: medida del grado de desalineamiento de la tasa de cambio real; *Gy*: brecha del producto; π^{IPC} : inflación del IPC; $\Delta\pi^{IPC}$: variación de la inflación; $V(\pi^{IPC})$: volatilidad de la inflación; $\Delta(\Delta e)$: variación de la devaluación; $V(\Delta e)$: volatilidad de la tasa de cambio; π^{IPC} : inflación sin tendencia lineal; *p*: orden del VAR; *d*: rezago de la variable de transición.

5. El modelo no lineal vectorial de regresión y las estimaciones

5.1) El modelo de regresión

Utilizamos un modelo de regresión no lineal vectorial de *transición suave logística* (VAR-LSTR), el cual permite modelar y diagnosticar los tipos de asimetrías discutidos:

$$(4) \quad Y_t = \begin{bmatrix} \pi_t^{PM} \\ \pi_t^{PC} \\ \Delta c_t \\ \Delta c_t^* \end{bmatrix} = A(L)Y_{t-1} + F(V_{jt}; \gamma_j, c_j)B(L)Y_{t-1} + u_t$$

siendo $F(V_{jt}; \gamma_j, c_j)$ una matriz diagonal cuyos elementos f_j son funciones de transición¹⁵, $f_j(\cdot) = [1 + \exp[-\gamma_j(V_{jt} - c_j)]]^{-1}$ representa la función acumulativa de probabilidad logística, V_{jt} la variable de transición, γ_j el parámetro de suavización ($\gamma_j > 0$), c_j parámetro de localización y u_t el vector de errores. Los parámetros γ_j y c_j , junto con V_{jt} , gobiernan la transición entre regímenes. Así, cuando $\gamma_j \rightarrow \infty$ y $V_{jt} < c_j$, estamos en el régimen $A(L)Y_{t-1}$, mientras que cuando $\gamma_j \rightarrow \infty$ y $V_{jt} > c_j$ entonces estamos en $[A(L) + B(L)]Y_{t-1}$. Para valores finitos de γ_j tenemos un continuo entre los dos regímenes extremos¹⁶.

Las ventajas de un modelo no lineal respecto a uno lineal se pueden resumir en las siguientes: 1) es estado o régimen dependiente, lo cual quiere decir que el efecto de las variables exógenas sobre la endógena depende de los niveles de las dos; 2) las respuestas de la variable dependiente dependen del tamaño de las perturbaciones, como en el que estamos analizando. Los precios podrían reaccionar en forma distinta ante choques de distinto tamaño; y 3) la respuesta de la variable dependiente depende del signo del choque. En

¹⁵ Véase He, Teräsvirta, y González (2009) para mayores detalles.

¹⁶ La ecuación (A-8) del Anexo A.6 muestra la ecuación no lineal para la inflación de los bienes importados.

resumen, los modelos no lineales permiten estudiar las asimetrías en la transmisión de choque a la tasa de cambio sobre las demás variables, como es el objetivo de este estudio.

La escogencia de las variables de transición definitivas para la estimación de la ecuación (4) tuvo en cuenta los siguientes criterios: primero, las variables de transición escogidas en el paso previo; segundo, la significación estadística de las variables de transición en la ecuación de la inflación de los bienes importados; finalmente, el rezago d , de acuerdo con la senda estimada y esperada del grado de ERPT. Las variables de transición seleccionados fueron: la apertura comercial, el grado de desalineamiento de la tasa de cambio real, la brecha del producto, la variación de la inflación y de la devaluación, la volatilidad de la inflación y de la tasa de cambio y la inflación sin tendencia.

5.2) *Estimación*

La estimación del modelo VAR-LSTR (ecuación 4), se hace usando el algoritmo de Newton-Raphson. Este algoritmo requiere contar con valores iniciales. Esto se hace utilizando algoritmos genéticos¹⁷. Para el parámetro de localización, c_j , se limita la búsqueda al rango del percentil 15% al 85% de la variable de transición en consideración y para γ_j el intervalo de búsqueda es desde 0.1 hasta 300. Valores superiores a 300 producen el mismo valor en la función de verosimilitud, en la medida en que el VAR-LSTR aproxima un VAR con valores de quiebre muy grandes. Como era de esperarse, el valor de c esta usualmente ubicado en el centro de la distribución de la variable de transición escogida. La importancia del valor del parámetro c es que permite catalogar los regímenes según los valores de la variable de transición. Por ejemplo, altos y bajos, alto, medio y bajo, ó en aumentos y caídas, etc.

Los resultados más relevantes para los modelos VAR-LSTR finalmente seleccionados se muestran en el Cuadro 3, para las distintas variables de transición consideradas, se presentan los valores de los coeficientes de la función de transición, el número de observaciones por cada régimen y el valor del *Umbral* usado para generar cada régimen.

¹⁷ El algoritmo es introducido por Brooks y Morgan (1994) y el programa de computo *R* por Ihaka y Gentleman (1996). La distribución de *R* es gratuita bajo los términos de la GNU (www.r-project.org).

Como se observa, cuando la variable de transición es la brecha del producto, el parámetro de transición estimado y el valor del *Umbral* son iguales ambos a 1.02. El número de observaciones que clasifican en el régimen “Bajo” es 53 y en el “Alto” 16. Es decir, el valor observado del PIB real estuvo 1.02 puntos del PIB por encima del PIB potencial 77% de los trimestres analizados. Por el contrario en el caso que variaciones en la inflación ó la devaluación, es la variable de transición, el valor del “Umbral” es cero, ya que estamos interesados en estimar el efecto sobre el ERPT de estos dos regímenes, es decir, si la inflación aumentaba(+)/disminuía(-) ó si la tasa de cambio se devaluaba(+)/apreciaba(-)¹⁸.

Cuadro 3: Resultados de la estimación del VAR-LSTR según variable de transición

Variable Transición	Parámetros estimados		No. observaciones por régimen		Umbral
	γ	c	Bajo	Alto	
Gy	65.9	1.02	53	16	1.02
$Open$	300.0	0.39	28	41	0.34
$V(\Delta e)$	300.0	0.02	5	61	0.02
Dq	295.8	-1.77	14	55	-1.77
$\Delta(\Delta e)$	69.5	-3.78	35	33	0
$\Delta\pi^{IPC}$	300.0	0.21	37	30	0
$V(\pi^{IPC})$	300.0	1.62	9	60	1.62
$\Delta\pi^{IPC}$	233.5	6.67	28	41	6.67

Fuente: Cálculos de los autores.

Por otro lado, los gráficos A.8.1 a A.8-8 (Anexo A.8) muestran las variables de transición, sus umbrales y sus funciones de transición. Con el fin de ilustrar los resultados, explicamos los gráficos de la inflación sin tendencia (gráfico A.8-1) y la volatilidad de la tasa de cambio (gráfico A.8-5). En el primer caso, se observa una transición brusca entre los regímenes de inflación alta y baja (gráfico central). Claramente, la función de transición histórica (gráfico inferior) muestra los períodos conocidos de alta inflación entre comienzos y finales de los noventa y de baja inflación, bajo el esquema de inflación objetivo (2000 y ahora). Es de resaltar el comportamiento de la inflación en las últimas observaciones de la muestra, que anticipa el cambio de un régimen de inflación baja a uno de inflación alta, debido a los choques internos y externos que ha enfrentado la economía recientemente.

¹⁸ En el caso de la variable *Open*, el valor del “Umbral” fue modificado de tal manera que las observaciones se repartieran de manera más balanceada entre los dos regímenes y se lograra una mejor estimación.

En el caso de la volatilidad de la tasa de cambio, la transición es muy suave entre uno y otro régimen (gráfico central). Tanto la trayectoria de la variable (gráfico superior), como su función de transición histórica (gráfico inferior), muestran tres momentos críticos a lo largo de la muestra. El primero, entre mediados y finales de los noventa, debido a la turbulencia de los mercados internacionales de capitales (en el año 1999 los mercados emergentes enfrentaron el segundo año de salidas masivas de capital debido a la crisis asiática y el *default* de Rusia) y la insostenibilidad fiscal interna, que terminó con el abandono del régimen de banda cambiaria vigente en el país desde 1994. El segundo, alrededor del año 2002, con el aumento de los *spreads* de los países emergentes luego de la desaceleración económica de las economías industrializadas y el deterioro económico y político regional, especialmente por la crisis Argentina de la deuda (los *spreads* de la deuda colombiana aumentaron 530 puntos básicos entre junio y septiembre de 2002). El tercero, al final de la muestra, debido a la turbulencia de los mercados internacionales por la crisis hipotecaria de los Estados Unidos y otros países industrializados.

5.3) Las estimaciones del grado y dinámica del ERPT

El cuadro 4 y los gráficos A.9-1 a A.9-8 (Anexo A.9) muestran el grado y la senda de los coeficientes de ERPT sobre la inflación de los bienes importados, utilizando el modelo VAR-LSTR para diferentes plazos y para las variables de transición seleccionadas, ante un choque de una desviación estándar a la devaluación (entre 3.2% y 3.7%, dependiendo de la variable de transición). En el Anexo A.7 explicamos paso a paso la metodología utilizada. La primera conclusión que podemos extraer es que el grado ERPT es incompleto para los datos analizados, tanto en el corto como en el largo plazo, aportando evidencia en contra de una transmisión completa, tal como lo predicen modelos competitivos y la hipótesis de poder de paridad de compra. Un choque a la devaluación se transmite entre un 5% en los dos primeros trimestres y un 40% en el largo plazo, independientemente del comportamiento de la tasa de cambio y del estado de la economía.

En segundo lugar, los resultados muestran evidencia contundente sobre la endogeneidad del coeficiente de ERPT al signo, tamaño y volatilidad de los tasa de cambio nominal y al estado de la economía.

En tercer lugar, la evidencia indica la presencia de asimetrías en el grado y evolución del ERPT: el ERPT es mayor cuando la economía está en auge, es más abierta, las firmas esperan que los movimientos en la tasa de cambio sean permanentes (comportamiento capturado por el régimen bajo de volatilidad de la tasa de cambio), la tasa de cambio real está depreciada, la tasa de cambio se deprecia y la inflación (sin tendencia) es mayor. Estos resultados van en la dirección de lo reportado recientemente por la literatura, como se discutió al inicio del documento. Por ejemplo, si la economía está en recesión, el choque a la devaluación se transmite un 10.5% a los dos trimestres, 20.4% al año, 25.7% a los tres años y 26% si la recesión permanece. En tanto que si está en auge, la transmisión aumenta desde 5% en el corto plazo hasta 14% en el largo plazo.

Cuadro 4: ERPT promedio estimado (modelo VAR-LSTR) según plazo y por variable de transición

Variable de transición:	Régimen	2 trimestres	1 año	3 años	Largo plazo
Gy	Bajo:	10.5	20.4	25.7	26.0
	Alto:	15.6	32.7	39.6	40.2
$Open$	Bajo:	7.4	11.0	12.7	12.8
	Alto:	7.8	11.8	13.7	13.7
$V(\Delta e)$	Bajo:	6.6	13.8	25.0	25.3
	Alto:	5.2	12.8	19.4	19.9
Dq	Bajo:	9.4	21.7	34.9	35.5
	Alto:	10.7	19.0	25.6	25.7
$\Delta(\Delta e)$	Bajo:	10.2	17.8	23.6	24.1
	Alto:	11.0	18.8	24.7	25.2
$\Delta\pi^{IPC}$	Bajo:	12.2	23.5	28.4	28.8
	Alto:	9.8	15.8	16.9	17.0
$V(\pi^{IPC})$	Bajo:	11.7	24.2	24.9	24.9
	Alto:	5.4	8.2	9.1	9.1
$\frac{\pi}{\pi}$	Bajo:	8.4	13.2	15.9	16.1
	Alto:	13.3	23.7	28.0	28.1

Fuente: Cálculos de los autores.

Es de resaltar que tanto la variación de la inflación, como su volatilidad, producen valores contrarios a los esperados, es decir, mayor inflación y mayor volatilidad generan un menor grado de ERPT. Esto llama la atención sobre la necesidad de eliminar la tendencia lineal de

la inflación a la hora de hacer los análisis de *pass-through*. Cuando hacemos la corrección, los efectos son los esperados, como lo indica la variable π^{IFC} del cuadro 4 y el gráfico A.9-1.

Finalmente, si se comparan los resultados del modelo VAR-Lineal con los del VAR-LSTR aparentemente no hay diferencias importantes en el grado de ERPT o en su dinámica, sin embargo, es clara la diferencia, además de la especificación de los modelos, en la alta incertidumbre estadística del primer resultado y en la riqueza de información que proporciona el segundo.

6. Conclusiones

Hay dos razones centrales que motivan el estudio del ERPT. En primer lugar, tener conocimiento sobre el poder de ajuste macroeconómico de corto plazo que tiene la tasa de cambio nominal. En segundo lugar, servir para el análisis y como elemento de juicio para la toma de decisiones de política monetaria. En este documento estimamos el grado de transmisión de las variaciones de la tasa de cambio nominal a los precios de los bienes importados de Colombia en presencia de asimetrías.

Los resultados muestran que la transmisión de los choques a la tasa de cambio sobre los precios de los bienes importados es incompleta tanto en el corto como en el largo plazo, lo que le resta poder de ajuste automático a la tasa de cambio nominal.

También encontramos que el grado y la dinámica de la transmisión son endógenos y asimétricos al signo, tamaño y volatilidad de los tasa de cambio y al estado de la economía: la transmisión de la tasa de cambio es mayor cuando la economía está en auge, es más abierta, las firmas esperan que los movimientos en la tasa de cambio sean permanentes (comportamiento capturado por el régimen bajo de volatilidad de la tasa de cambio), la tasa de cambio real está depreciada, la tasa de cambio se deprecia y la inflación es mayor.

La implicación más importante de política que se puede derivar de los resultados del documento es que un ambiente inflacionario bajo y estable es el mejor escenario para evitar que los movimientos de la tasa de cambio comprometan las metas de inflación.

Referencias

Albuquerque, C. R; Portugal, M. “Pass through from exchange rate to prices in Brazil: An analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period”, *Revista de Economía*, Vol. 12, No.1, 17-73, Banco Central del Uruguay, May, 2005.

Bailliu, H.; Bouakez, J. “Exchange rate pass-through in industrialized countries”, *Bank of Canada Review*, issue spring, 19-28 , Ottawa, Canada, 2004.

Baldwin, R. “Hysteresis in import prices: The beachhead effect”, *American Economic Review*, Vol. 78, No. 4, 773-85, 1988.

Ball, L. “Monetary policy rules in an open economy”, in Taylor, J. B. (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago, 1999.

Banerjee, A.; De Bandt, O; Kozluk, T. “Measuring long run exchange rate pass-through”, Working Paper Series, No.173, Banque de France, July, 2007.

Bhagwati, J. “The pass-through puzzle: The missing prince from Hamlet,” *mimeo*, Columbia University, 1988.

Bouakez, H.; Rebel, N. “Has exchange rate pass-through really declined in Canada?”, Working Paper Series, No. 29, Bank of Canada, October, 2005.

Branson, W. “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*, No. 1, 330-333, 1989.

Brooks, S. P. and Morgan, B. J. T. (1994) Automatic starting point selection for function optimization. *Stat. Computing*, 4, pp 173-177.

Burstein, A.; Eichenbaum, M.; Rebelo, S. “Why are rates of inflation so low after large contractionary devaluations”, *Mimeo*, International Monetary Fund, 2001.

Caicedo, Edgar. “El impacto de la tasa de cambio sobre los precios”, *Informe sobre inflación*, Jun-06, Banco de la República, Bogotá, Colombia, 2006.

Campa J.; Goldberg, L. “Exchange rate pass-through into import prices”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXXVII, No. 4, 679-690, 2005.

Campa J.; Goldberg, L. “Pass through of exchange rates to consumption prices: what has changed and why?”, *Staff Report*, No.261, Federal Reserve Bank of New York, september, 2006.

Choudhri E.; Hakura, D. “Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?”, *IMF Working Paper*, No.194, 2001.

Da Silva, A.; Minella, A. “Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips curve model with threshold for Brazil”, *Working Paper Series*, No. 122, Banco Central do Brasil, November, 2006.

Devereux, J.; Yetman, M. “Price-setting and exchange rate pass through: Theory and evidence”, *Price adjustment and monetary policy: Proceedings of a Conference held by the Bank of Canada*. 347-371, Bank of Canada, 2003.

Dixit, A. “Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, 205-28, 1989.

Dornbusch, R. “Exchange rates and prices”, *American Economic Review*, Vol. 77, No. 1, 93-105, 1987.

Frankel, J; Parsley, D.; Wei, S-J. “Slow passthrough around the world: A new import for developing countries?”, *NBER Working Paper Series*, No. 11199, Cambridge, March, 2005.

Froot, K.; Klemperer, P. “Exchange rate pass-through when market share matters”, *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, 637-54, 1989.

García, C.; Restrepo, J. “Price inflation and exchange rate pass-through in Chile”, *Working Papers*, No. 128, Banco Central de Chile, 2001.

Gaytan, A.; González, J. “Structural changes in the transmission mechanism of monetary policy in México: a non-linear VAR approach”, *Working Paper Series*, No 2006-06, Banco de México, April, 2006.

Giovannini, Alberto. “Exchange rates and traded goods prices”, *Journal of International Economics*, Vol. 24, Nos. 1-2, 45-68, 1988.

Goldfajn, I.; Valdés, R. “The aftermath of appreciations”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXIV, No. 1, 229-262, 1999.

Goldfajn, I.; Werlang, S. “The pass-through from depreciation to inflation: a panel study”, *Texto Para Discussão*, No. 423, Pontificia Universidad Católica de Río de Janeiro, April, 2000.

Goldstein, M.; Khan, M. “Income and price effects in foreign trade”, in R. Jones y P. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, Vol. II, 1040-1105, 1985.

González, J.; Campa, J. “Differences in exchange rate pass-through in the euro area”, *Servicio de Estudios Documentos de Trabajo*, No. 0219, Banco de España, 2002.

Granger, C. W.; Teräsvirta, T. *Modeling nonlinear economic relationships*, Oxford University Press, New York, 1993.

He, Ch.; Teräsvirta, T.; González, A. "Testing parameter constancy in stationary vector autoregressive models against continuous change, *Forthcoming, Econometrics Reviews*, 2009.

Helbing; T.; Jaumotte, F.; Sommer, M. "Understanding globalization and inflation: A broad framework: How has globalization affected inflation?", *IMF World Economy Outlook*, Chapter III, International Monetary Fund, April, 2006.

Holmes, P. *Industrial Pricing Behavior and Devaluation*, Macmillan, London, 1978.

Hooper, P.; Mann, C. "Exchange rate pass-through in the 1980s: The case of U.S. imports of manufactures", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1989, No. 1, 297-329, 1989.

Ihaka, R. y Gentleman, R. "A Language for Data Analysis and Graphics. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 5, 299-314, 1996.

Ihring, J.; Marazzi, M.; Rothenberg, A. "Exchange rate pass-through in the G-7 countries", *International Finance Discussion Papers*, No. 851, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2006.

Julio, J. M.; Zárate, H. "The price setting behavior in Colombia: Evidence from PPI micro data", *Borradores de Economía*, No. 483, Banco de la República, Bogotá, Colombia, Enero, 2008.

Kandil, Magda. "The asymmetric effects of exchange rate fluctuations: Theory and evidence from developing countries", *IMF Working Paper*, WP/00/184, 2000.

Kardasz, S.; Stollery, K. "Exchange rate pass-through and its determinants in Canadian manufacturing industries", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 34, No. 3, 719-738, 2001.

Koop, G., M. H. Pesaran, y S. M. Potter "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models" *Journal of Econometrics*, 74, 19-147, 1996.

Koujianou, P.; Knetter, M. "Goods prices and exchange rates: what have we learned?", *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 3, 1997.

Krugman, P. "Pricing to market when the exchange rate changes", *NBER Working Paper*, No. 1926, 1986.

Krugman, P.; Baldwin, R. "The Persistence of the U.S. Trade Deficit", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1987, No. 1, 1-43, 1987.

López, M. "Globalización e inflación", *Borradores de Economía*, No. 386, Banco de la República, Bogotá, Colombia, 2006.

Luukkonen, R.; Saikkonen, P.; Teräsvirta, T. “Testing linearity against smooth transition autoregressive models”, *Biometrika*, Vol., 75, No. 3, 491-499, 1988.

Marazzi, M.; Sheets, N. “Decline exchange rate pass-through to U.S. import prices: the potential role of global factors”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 26, No. 6, 924-947, Amsterdam, Holanda, October, 2007.

Marazzi, M.; Sheets, N.; Vigfusson, R. “Exchange rate pass-through to U.S. import prices: Some new evidence”, *International Finance Discussion Papers*, No. 833, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2005.

Mendoza, O. “Las asimetrías del pass-through en Venezuela”, Colección Economía y Finanzas, *Serie Documentos de Trabajo*, N° 62, Banco Central de Venezuela, Septiembre, 2004.

Menon, J. (1993). “Exchange Rate Pass-Through Elasticities for the MONASH Model: A Disaggregate Analysis of Australian Manufactured Imports”, *Working Paper No. OP-76*, Centre of Policy Studies and the Impact Project, July, 1993.

Mirus, R.; Yeung, B. “The relevance of the invoicing currency in intra-firm trade transactions”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 6, No. 4, 449-64, 1987.

Mishkin, F. “Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy”, *NBER Working Paper Series*, Working Paper 13889, April, 2008.

Muntaz, H.; Oomen, Ö. “Exchange rate pass-through into UK import prices”, *Working Paper Series*, No. 312, Bank of England, 2006.

Otani, A.; Shiratsuka, S.; Shiota, T. “Revisiting the decline in the exchange pass-through: further evidence from Japan’s import prices”, *IMES Discussion Paper Series*, No. 05-E-6, Bank of Japan, 2005.

Quezada, D. “¿Es asimétrico el pass-through en el Perú? Un análisis agregado”, *Documento de trabajo*, No. 2003-006, Banco Central de Reserva del Perú, 2003.

Rincón, Hernán. “Devaluación y Precios Agregados en Colombia, 1980-1998”, *Desarrollo y Sociedad*, Edición número 46, Centro de Estudios para el Desarrollo (CEDE), Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia, Septiembre, 2000.

Rincón H.; Caicedo, E.; Rodríguez, N. “Exchange rate pass-through effects: A disaggregate analysis of colombian imports of manufactured goods”, *Borradores de Economía*, No. 330, Banco de la República, Bogotá, Colombia, Abril, 2005. Una versión revisada está en *Ensayos Sobre Política Económica*, Revista No. 54, Banco de la Republica, Bogotá, Colombia, Junio, 2007.

Rodríguez, N.; Rojas, B.; Patiño, M. (2006). “Estimación del efecto pass-through para la economía paraguaya”, *Documento de Trabajo GEE*, No. 4, Banco Central del Paraguay, 2006.

Rosas, Efraín. “El pass-through del tipo de cambio en Colombia: un análisis sectorial”, Tesis de Maestría en Economía, Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia, enero, 2004.

Rowland, Peter. “Exchange rate pass-through to domestic prices: The case of Colombia”, *Borradores de Economía*, No. 254, Banco de la República, Bogotá, Colombia, Agosto, 2003.

Sekine, T. “Time-varying exchange rate pass-through: Experiences of some industrial countries”, *BIS Working Papers*, No. 202, Bank for International Settlements, 2006.

Steel, D.; King, A. “Exchange rate pass-through: The role of regime changes”, *International Review of Applied Economics*, Vol. 18, No. 3, 301-322, 2004.

Taylor, John. “Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms”, *European Economic Review*, Vol 44, No. 7, 1389-1408, 2000.

van Dijk, D. and Franses, P. “Modeling Multiple Regimes in the Business Cycle”, *Macroeconomics Dynamics*, Vol. 3, No. 3, 311-340, 1999.

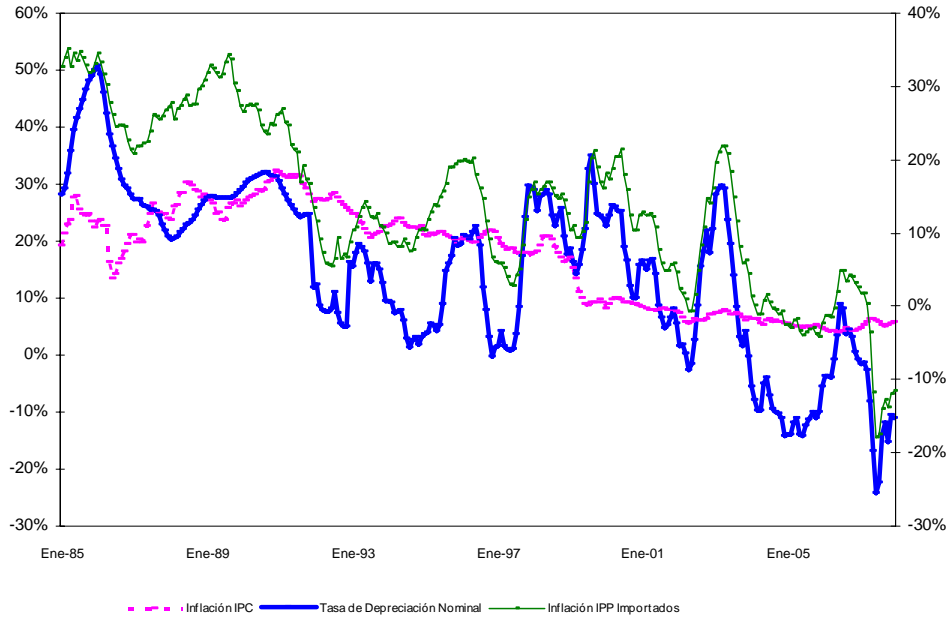
Villar, L.; Rincón, H. “Flujos de capital y regímenes cambiarios en la década de los 90”, *Ensayos Sobre Política Económica*, Revista No. 39, Banco de la República, Bogotá, Colombia 2001.

Winkelried, Q. “¿Es asimétrico el pass-through en el Perú?: Un análisis agregado”, documento presentado en la VIII Reunión de la Red de Investigadores de Banca Central del Continente Americano, CEMLA, Caracas, 2003.

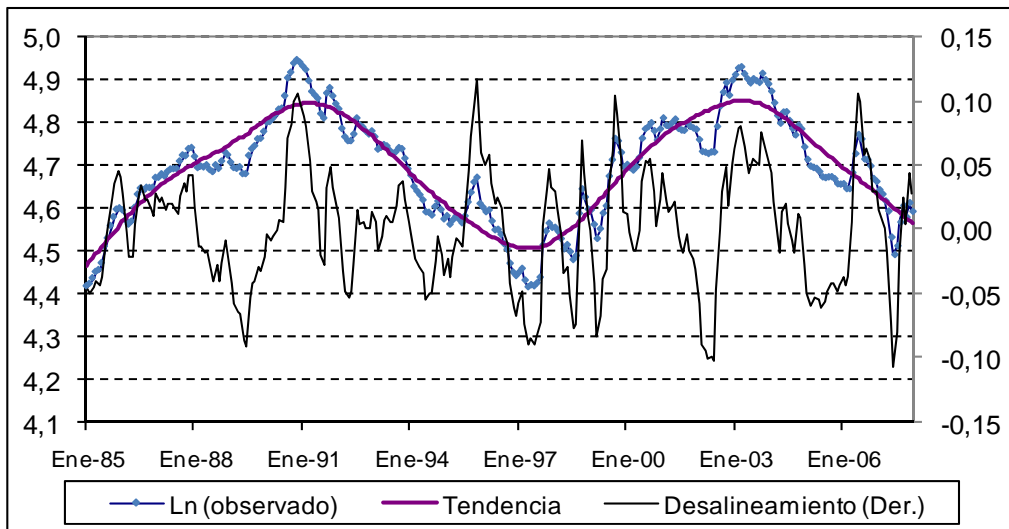
Wolden, Ida. “Econometrics of exchange rate pass-through”, *Doctoral Dissertations in Economics*, No. 6, Norges Bank, Oslo, July, 2007.

Anexos

A.1: Trayectoria de la inflación del IPC (escala izquierda), la inflación de los bienes importados y la tasa de depreciación (escala derecha)



A.2: Índice de la tasa de cambio real, tendencia y medida del desalineamiento (eje derecho) utilizando el filtro de Hodrick y Prescott



Anexo A.3: un modelo estático de equilibrio parcial y competencia imperfecta

Supóngase que el equilibrio de mercado de este modelo implica que la firma extranjera analizada fija un precio de exportación por encima de su costo marginal y que existe sustituibilidad perfecta entre el bien que exporta y el bien que se produce en el país importador. Las ganancias de la firma están dadas por:

$$(A-1) \quad \pi^* = P^*x^* - CT^*(x^*).$$

P^* es el precio al que vende en el país importador, x^* es la cantidad producida del bien que exporta y $CT^*(.)$ es la función de costos totales. La condición de primer orden de su problema de maximización de ganancias es:

$$(A-2) \quad P^* \{1 - S/\eta\} = C^*.$$

S es su participación del mercado del país importador y C^* es su costo marginal, el cual se asume constante en su moneda. Reescribiendo la ecuación (E.2):

$$(A-3) \quad P^* = \kappa C^*.$$

κ es el *markup*, el cual es una función creciente de su participación del mercado S . El precio de importación (en moneda local) será entonces:

$$(A-4) \quad P_M = EP^* = E(\kappa C^*),$$

donde E es la tasa de cambio nominal del país importador (media en unidades de la moneda del país por unidad de la moneda del país que exporta). Así, κ puede variar y que depende de las presiones de demanda y de la competencia en el mercado del país importador. Estas son capturadas por el precio del bien sustituto producido en el país importador (P_C) y por los costos de producción (C^*), en unidades de moneda del país importador. Así, el *markup* κ es definido como:

$$(A-5) \quad \kappa = \{P_C / EC^*\}^\xi.$$

Ahora se substituye la ecuación (E.5) en la (E.4), se toma logaritmo y se reordena para obtener (las letras en minúscula indican variables en logaritmo natural):

$$(A-6) \quad p_m = \zeta p_c + (1-\zeta)e + (1-\zeta)c^*,$$

donde el coeficiente de *pass-through* de la tasa de cambio (ERPT) está representado por $(1-\zeta)$, $0 \leq \zeta \leq 1$.

A.4: series y fuentes

- P_m : Índice de precios de las importaciones de Colombia (Base 2006). Serie no desestacionalizada. Fuente: Banco de la República (estadísticas no publicadas).
- IPC : Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Colombia (Base diciembre 98). Serie no desestacionalizada. Fuente: Banco de la República (<http://www.banrep.gov.co/series-estadisticas>).
- P_c : Índice de Precios al por Mayor (IPP) Producidos y Consumidos de Colombia (Base 2006). Serie no desestacionalizada. Banco de la República (estadísticas no publicadas).
- P^T : Bienes transables del IPC (el componente importado del IPC asciende a 25% del total del índice). Serie no desestacionalizada. Fuente: Departamento de Programación e Inflación, Banco de la República (estadísticas no publicadas).
- E : Índice de tasa cambio nominal (moneda local/moneda extranjera) ponderado por comercio. Debido a limitaciones de información, sólo se utilizan datos de tasa de cambio y comercio de Estados Unidos, Alemania y Japón, los cuales representan alrededor del 50% del total de las importaciones colombianas durante el período muestral. Fuente: *CD Room* de las *Estadísticas Financieras Internacionales* del FMI (*IFS-FMI*). Fuente: series de tasa de cambio: Japón: “line 158..RF.ZF...”; Alemania: “line 134..RF.ZF...” y “line

163..RF.ZF...” de *IFS-FMI*; Estados Unidos: Tasa de cambio bilateral peso colombiano/dólar. Fuente: estadísticas de comercio: Sección de Sector Externo, Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República.

- GE : tasa de crecimiento de $E = \ln E_t - \ln E_{t-4}$.

- VE : volatilidad de E . Se calcula como la desviación estándar de GE con una ventana móvil de 4 trimestres.

- $OPEN$: medida grado de apertura económica de Colombia. Se calcula como la relación entre el total de exportaciones e importaciones y el PIB nominal. Fuente: Banco de la República (http://www.banrep.gov.co/series-estadisticas/see_s_externo.htm#comercial y http://www.banrep.gov.co/series-estadisticas/see_prod_salar_94.htm).

- PX^* : Índice de precios de exportación del resto del mundo hacia Colombia, ponderado por comercio. Este índice se construyó con base en los índices de los exportados de Estados Unidos, Alemania y Japón.

- P_X^{USA} : Índice de precios de exportación de Estados Unidos (Base 2000). Serie desestacionalizada. Fuente: Bureau of Economic Analysis - *End Use System* (<http://data.bls.gov/cgi-bin/srgate>).

- $P_X^{Alemania}$: Índice de precios de exportación de Alemania (Base 2000). Serie desestacionalizada. Fuente: Bundesbank (http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.en.php?lang=en&open=konjunktur&func=list&tr=www_s311_b40225):

- $P_X^{Japón}$: Índice de precios de exportación de Japón (Base 2005). Serie desestacionalizada. Fuente: Bank of Japan (<http://www.boj.or.jp/en/theme/research/stat/stop/wpi/index.htm#02>).

- C^* : Medida del costo marginal externo. Etapas de la construcción del índice: 1ª. Cálculo de una CM_j^* para cada país j -ésimo (j =Estados Unidos, Alemania, Japón). Se incluyeron los costos laborales unitarios (ULC), los costos de las materias primas y los costos de la energía. 2ª. Ponderación de los CM_j^* por comercio. 3ª. Cálculo de CM^* .

- ULC : Índice del costo laboral unitario. Se construyó dividiendo el índice de salarios de la industria manufacturera de cada país por la productividad de la industria. La productividad se calculó como la razón del índice de producción y el índice de empleo. Fuentes:

= Estados Unidos: índice de producción industrial: “line 11166..CZF...”; índice de empleo industrial : “line11167EYCZF”; índice de salarios industriales: “line 11165...ZF...” (índices tomados de *IFS-FMI*). Todos los índices están ajustados estacionalmente; costo de las materias primas y de la energía: <http://data.bls.gov/cgi-bin/surveymost?wp>.

= Alemania: índice de producción industrial: “line 13466.ACZF...”; índice de salarios Industriales: “line 13465...ZF...” (índices tomados de *IFS-FMI*); índice de empleo industrial: “Mining and Quarrying Manufacturing employment”: http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.en.php?lang=en&open=&func=list&tr=www_s310_mb09_06. Todos los índices están ajustados estacionalmente; costo de las materias primas y de la energía: http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.en.php?lang=en&open=&func=list&tr=www_s310_mb09_07b.

= Japón: índice de producción industrial: “line 15866..CZF...”; índice de empleo industrial: “line 15867EYCZF”; índice de salarios industriales: “line 15865...ZF...” (índices tomados de *IFS-FMI*). Todos los índices están ajustados estacionalmente; costo de las materias primas y de la energía: <http://www.boj.or.jp/en/theme/research/stat/stop/wpi/index.htm>.

- *ITCRIPC*: Índice de la tasa de cambio real, ponderado por el IPC. Fuente: Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República.
- *GAPITCRIPC*: Brecha del índice ITCRIPC. Se calcula como el residuo del filtro de Hodrick Prescott de la serie *ITCRIPC*.
- Inflación anual = $\ln IPC_t - \ln IPC_{t-1}$.
- *PIB*: Producto Interno Bruto. Fuente: Dirección de Programación e Inflación, Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República.
- *GAPPIBT*: Brecha del PIB. Fuente: Dirección de Programación e Inflación, Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República.

Anexo A.5: la ecuación lineal para el precio de los bienes importados

$$(A-7) \quad \Delta\pi_t^{pm} = \beta_1 + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \Delta\pi_{t-j}^{pc} + \sum_{j=1}^k \beta_{3j} \Delta e_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{4j} \Delta c_{t-j}^* + u_t^{\pi^{pm}},$$

Anexo A.6: la ecuación no lineal para el precio de los bienes importados

$$(A-8) \quad \Delta\pi_t^{pm} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \pi_{t-j}^{pm} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \pi_{t-j}^{pc} + \sum_{j=0}^k \beta_{3j} \Delta e_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{4j} \Delta c_{t-j}^* + \left(\delta_0 + \sum_{j=1}^k \delta_{1j} \pi_{t-j}^{pm} + \sum_{j=1}^k \delta_{2j} \pi_{t-j}^{pc} + \sum_{j=1}^k \delta_{3j} \Delta e_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{4j} \Delta c_{t-j}^* \right) F(V_{t-d}) + \mu_t^{\pi^{pm}}$$

Anexo A.7: modelo no lineal: estimación del ERPT mediante la técnica de re-muestreo (*Bootstrapping*)

En este Anexo se resumen los detalles más importantes de la metodología de estimación del coeficiente de ERPT; en particular, se resaltan las modificaciones más importantes que hicimos con respecto a procedimientos similares como los de Koop et. al. (1996) y Wilkerlied (2003). La función generalizada de respuesta al impulso se define como el efecto de un choque sobre los valores predichos del modelo. Formalmente, si:

$$(A-9) \quad \mathbf{Y}_t = \mathbf{A}(L)\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{B}(L)\mathbf{Y}_{t-1}F(V_{t-d}) + \boldsymbol{\mu}_t,$$

ante un choque unitario en el elemento k -ésimo del vector de perturbaciones, μ_t , se obtiene:

$$(A-10) \quad G(j) = E[Y_{t+j} | \mu_{k,t} = 1, W_{t-1}] - E[Y_{t+j} | \mu_{k,t} = 0, W_{t-1}],$$

donde W_{t-1} denota las condiciones iniciales del choque. Luego, el ERPT en un horizonte τ se calcula mediante el siguiente procedimiento, ilustrado suponiendo que interesa conocer el grado de ERPT bajo el régimen $V_{t-d} < Umbral$ (valor del parámetro c):

1. Elegir todos los puntos en la muestra en donde se cumpla que $V_{t-d} < Umbral$. La cantidad de estos puntos se notará $N_{inferior}$.
2. Para cada uno de dichos puntos pronosticar mediante una simulación de remuestreo el modelo para T períodos adelante, considerando la historia respectiva para los elementos del vector V_{t-d} y los valores observados adelantados. Esta historia se construye a través de la técnica de *bootstrapping*: recoger aleatoriamente (mediante un muestreo con restitución) T valores históricos para cada uno de los residuos estimados del sistema. Con ello se consigue $E[Y_{t+j} / W_{t-1}]$ para $j = 0, 1, \dots, T$.
3. Simular el modelo para T períodos adelante considerando la misma historia para los elementos del vector V_{t-d} del paso 2, tras someter al tercer elemento de V_t (el correspondiente a la devaluación) a un choque (sumarle 1 en $j=0$). Con ello se obtiene $E[Y_{t+j} | \mu_t = 1, W_{t-1}]$ para $j = 0, 1, \dots, T$.
4. Calcular $G(j)$ de acuerdo con (A-10).

5. Volver al paso 1 B número de veces. Se consideró $B = 100$.

Con este procedimiento se obtiene un total de $N_{inferior} \times B$ trayectorias para el ERPT, considerando como condiciones iniciales que $V_{t-d} < Umbral$ (por ejemplo, que la economía se encontraba en un régimen de alta inflación o en recesión). En las Gráficas 5 a 10 del texto se presenta la mediana de estas trayectorias y sus percentiles 10 y 90. Para estudiar el caso $V_{t-d} > Umbral$, el procedimiento debe repetirse tomando este nuevo criterio como condición inicial (paso 1). En las simulaciones presentadas se utilizaron choques ortogonalizados mediante la *descomposición de Cholesky*.

Anexo A.8: gráficos de las variables de transición y umbral y funciones de transición

Gráfico A.8-1: inflación sin tendencia

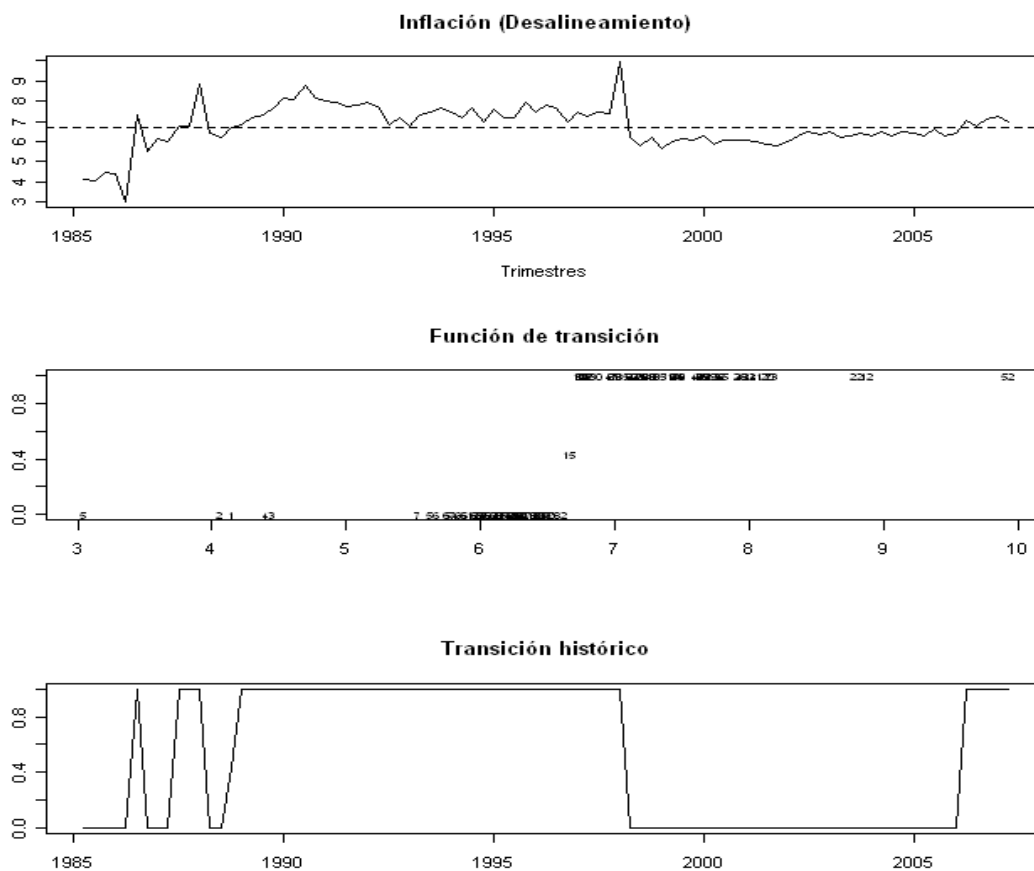


Gráfico A.8-2: variación de la inflación

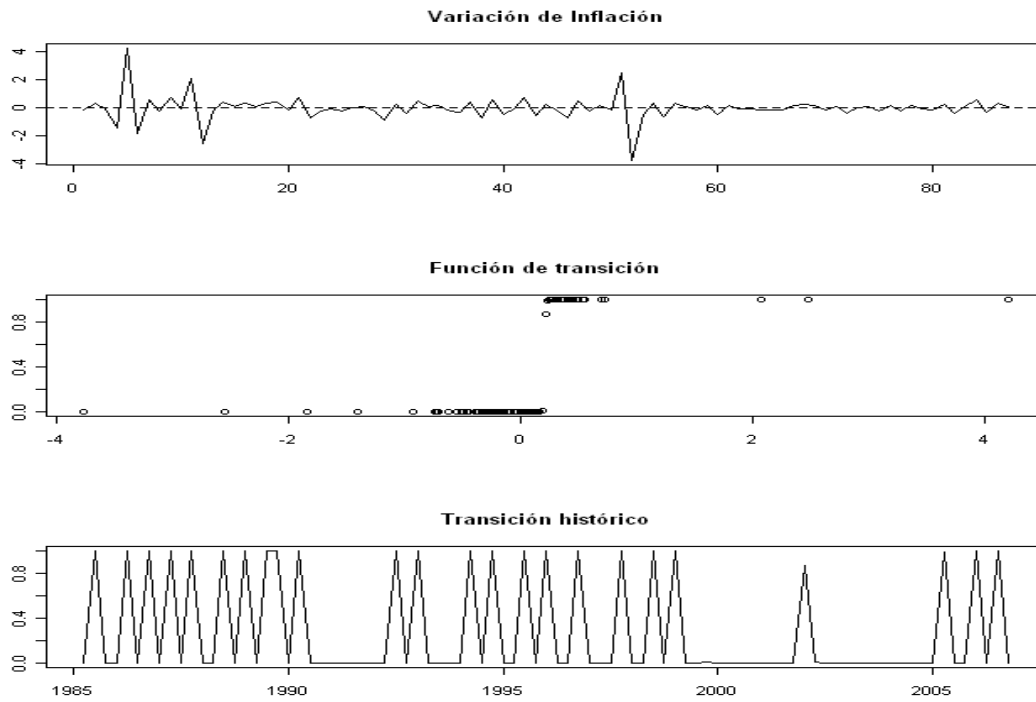


Gráfico A.8-3: grado de apertura

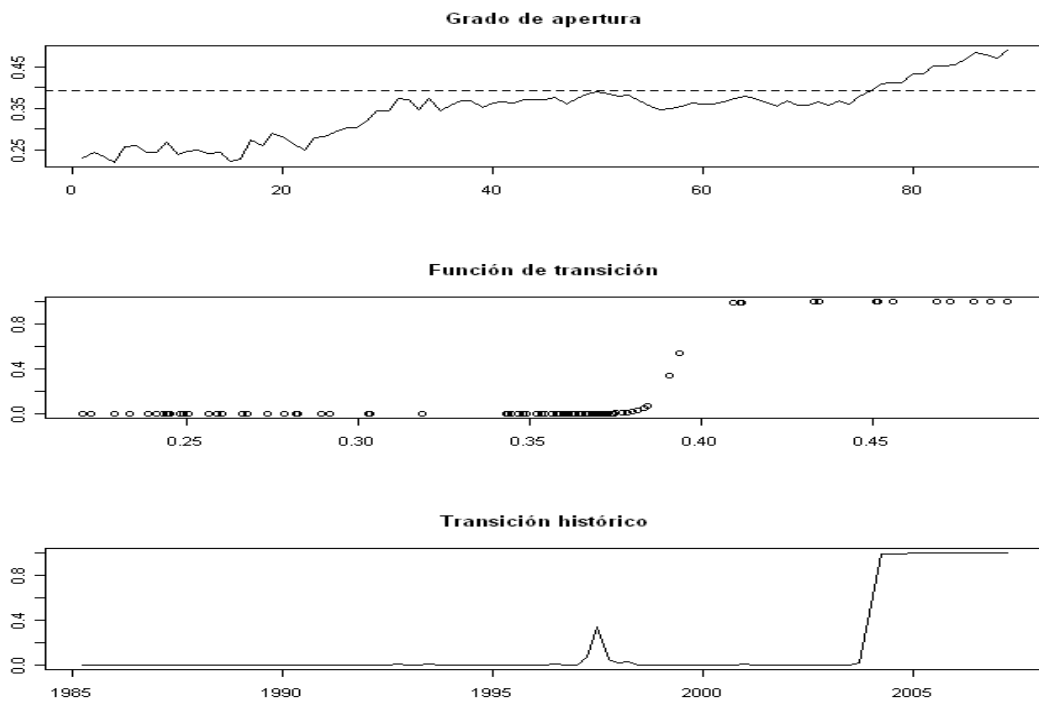


Gráfico A.8-4: volatilidad de la inflación

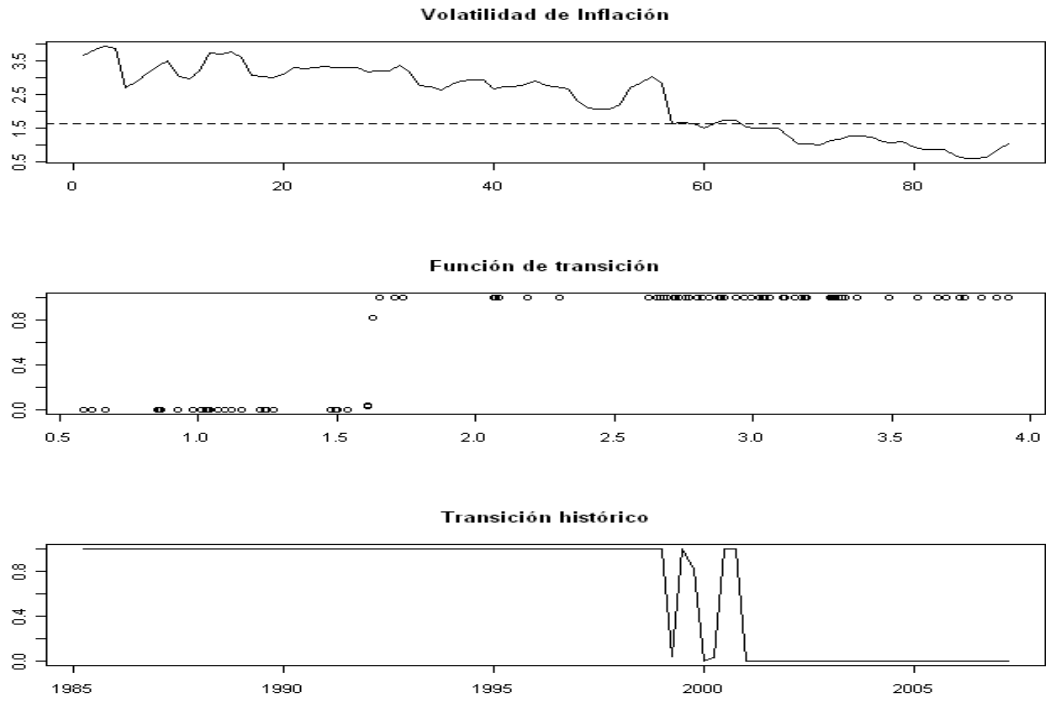


Gráfico A.8-5: volatilidad de la tasa de cambio

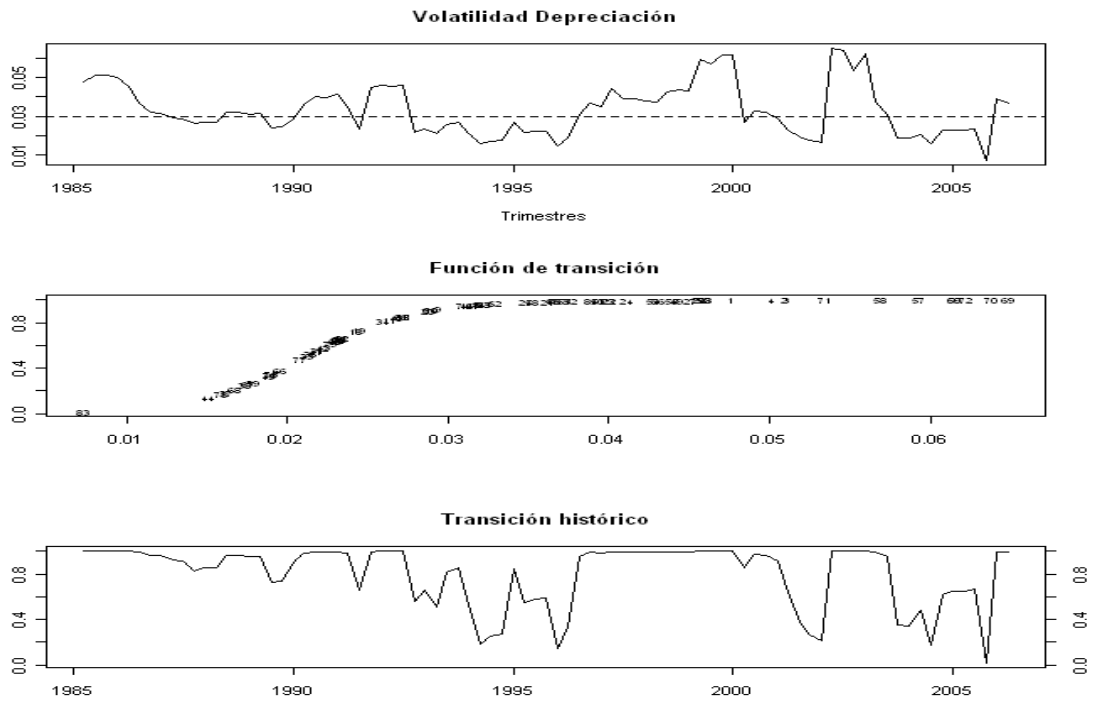


Gráfico A.8-6: brecha del producto

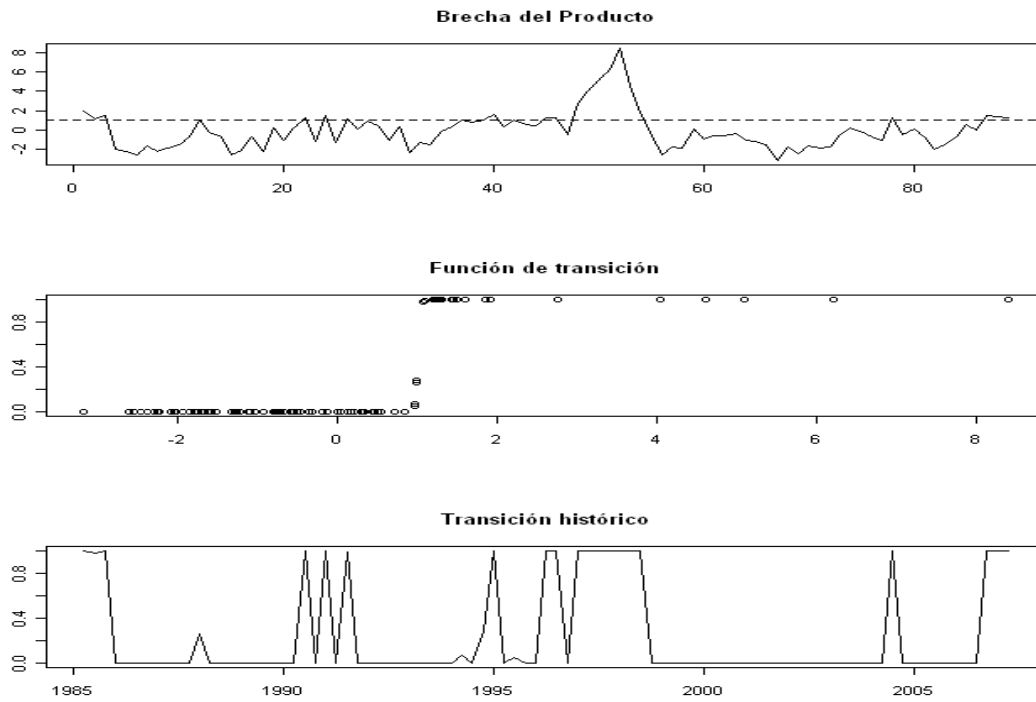


Gráfico A.8-7: desalineamiento de la tasa de cambio real

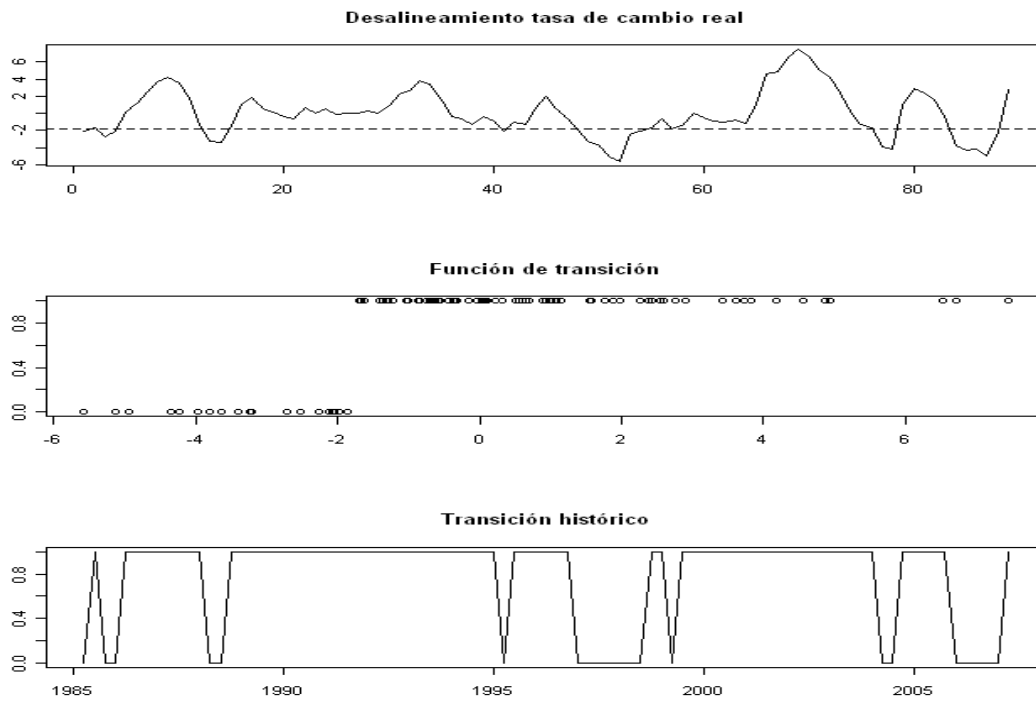
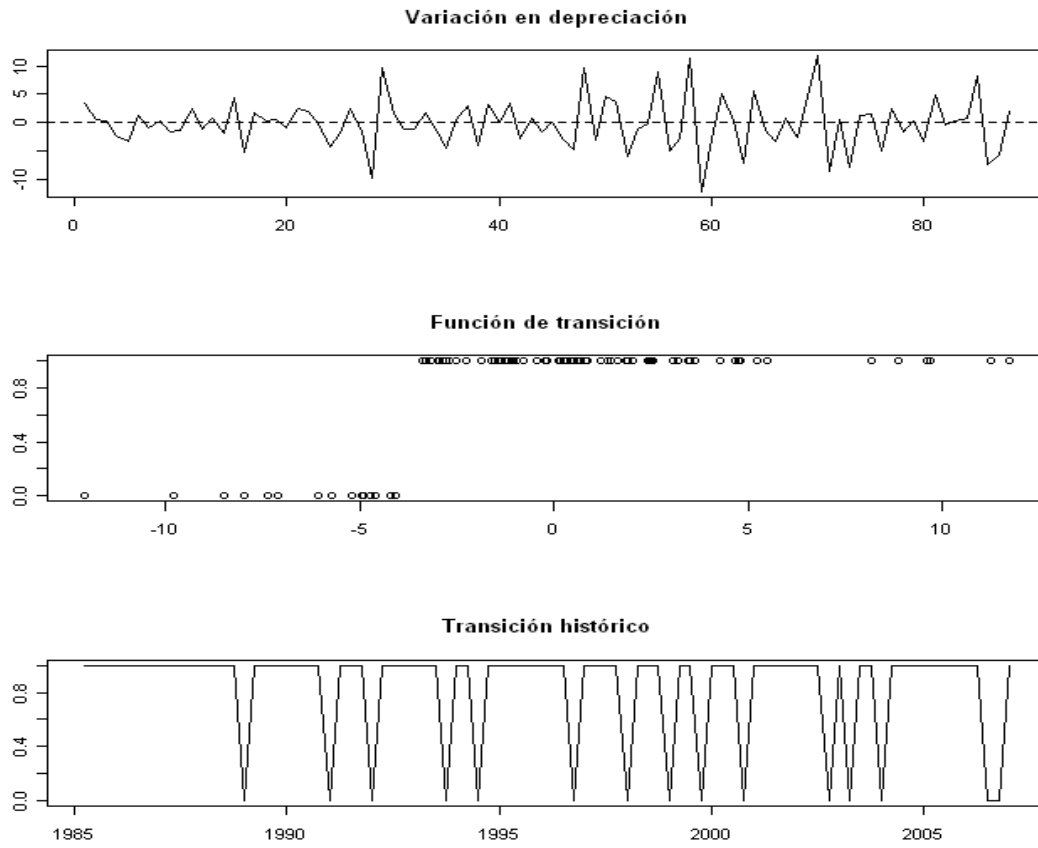


Gráfico A.8-8: variación de la devaluación



Anexo A.9: Sendas del ERPT estimado (modelo VAR-LSTR)

Gráfico A.9-1: Senda del ERPT estimado (modelo VAR-LSTR) según dinámica de la inflación (sin tendencia)

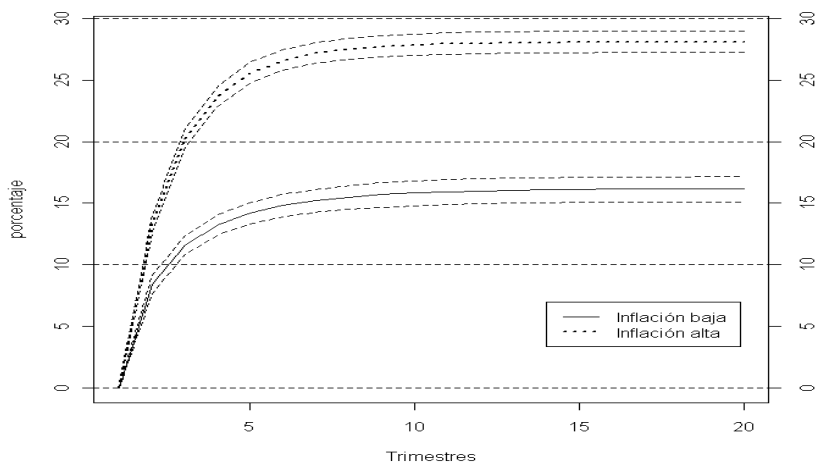


Gráfico A.9-2: Senda del ERPT estimado (modelo VAR-LSTR) según signo de la variación de la inflación

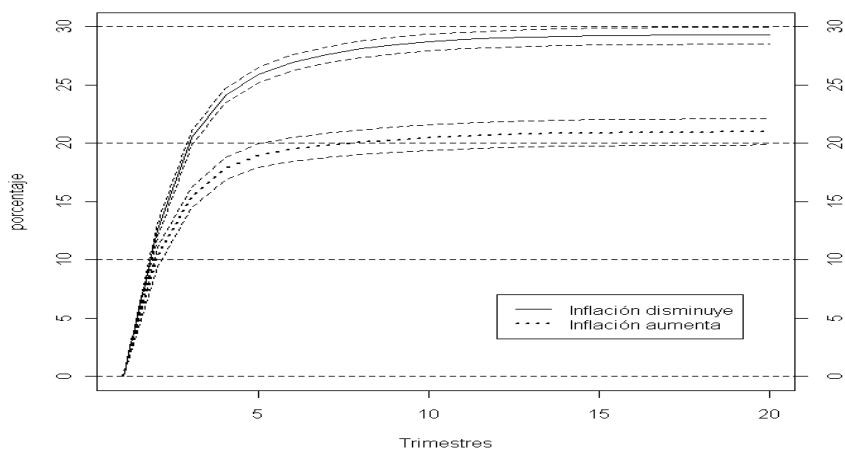


Gráfico A.9-3: Senda del ERPT estimado (modelo VAR-LSTR) según grado de apertura económica

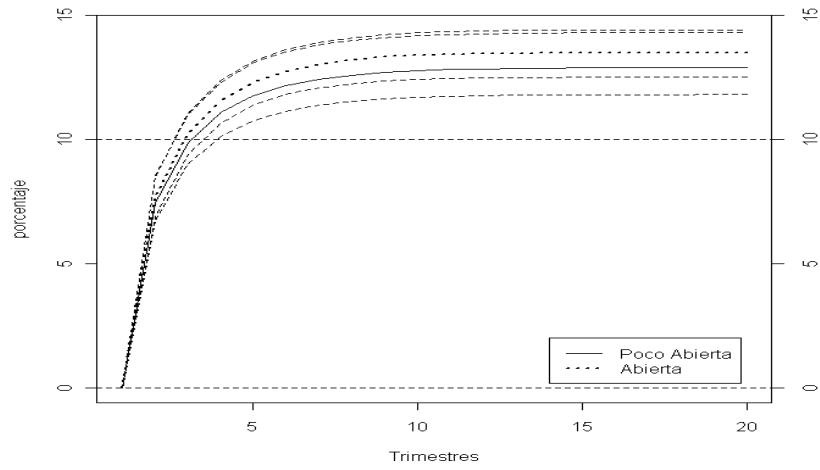


Gráfico A.9-4: Senda del ERPT estimado (modelo VAR-LSTR) según tamaño de volatilidad de la inflación

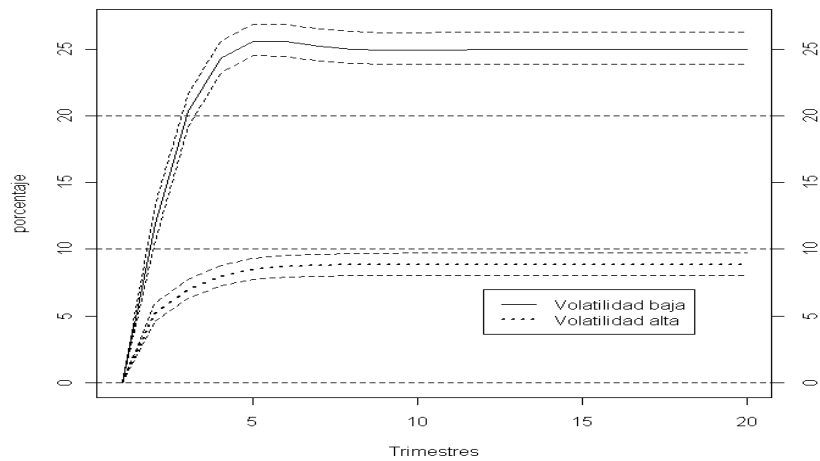


Gráfico A.9-5: Senda del ERPT estimado (modelo VAR-LSTR) según tamaño de la volatilidad de la tasa de cambio

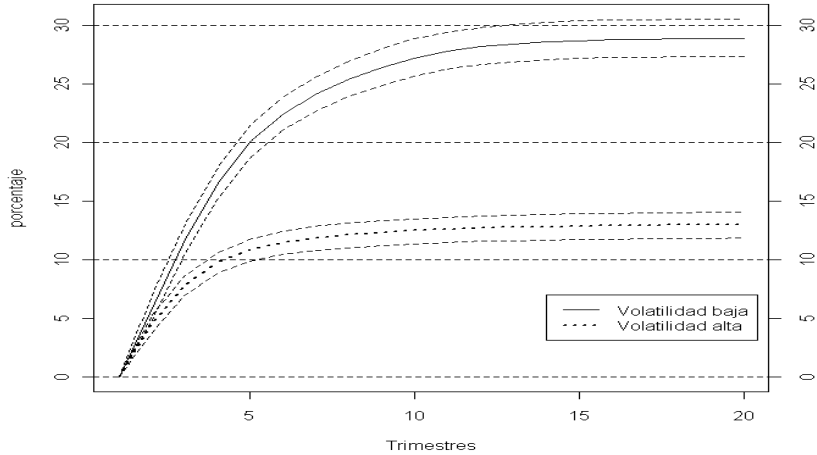


Gráfico A.9-6: Senda del ERPT estimado (modelo VAR-LSTR) según brecha del producto

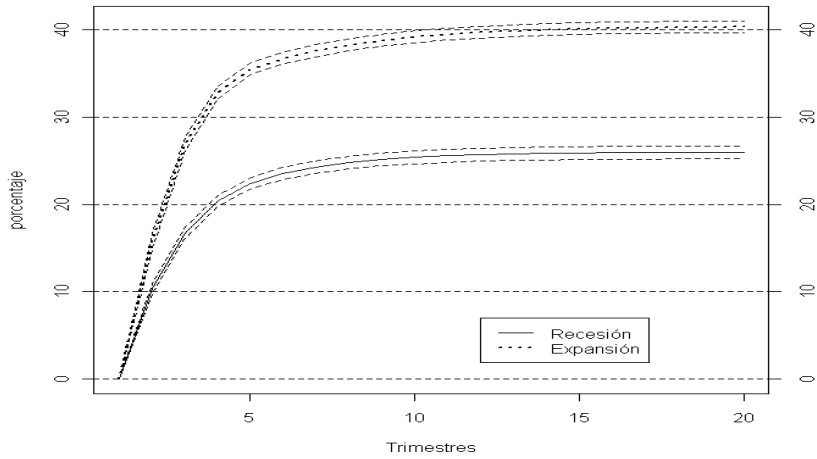


Gráfico A.9-7: Senda del ERPT estimado (modelo VAR-LSTR) según signo del desalineamiento de la tasa de cambio real

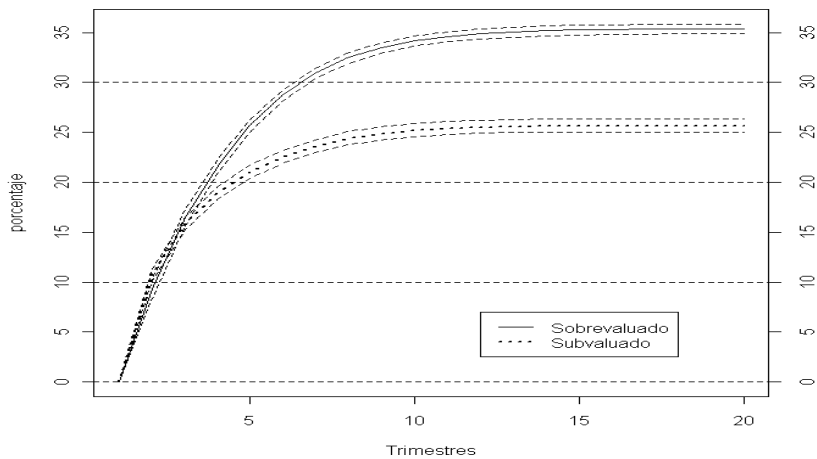


Gráfico A.9-8: Senda del ERPT estimado (modelo VAR-LSTR) según signo de la variación de la tasa de cambio

