

Ciclo económico y efecto
inflacionario de la depreciación de
la moneda

Por:
Andrés González, Omar Mendoza
Hernán Rincón y Norberto
Rodríguez

Núm. 611
2010

Borradores de ECONOMÍA



ta - Colombia - Bogotá - Col

Ciclo económico y efecto inflacionario de la depreciación de la moneda*

Andrés González

Omar Mendoza

Hernán Rincón

Norberto Rodríguez **

Resumen

Este documento evalúa el grado de transmisión de corto y largo plazo sobre la inflación de los bienes importados de un choque a la depreciación del peso colombiano cuando se controla por el ciclo económico. Encontramos que la transmisión es mayor cuando la perturbación ocurre en un período de auge que de recesión económica.

Clasificación JEL: E31, E32, F31, C51, C52

Palabras clave: ciclo económico, transmisión de devaluación sobre la inflación, modelo lineal VAR (VAR-lineal), modelo VAR-no lineal de transición suave logística (LSTVAR)

* Una versión de este documento hará parte del libro *Efecto transferencia (pass-through) de las variaciones del tipo de cambio nominal sobre la inflación en Latinoamérica*, cuyo editor es Omar Mendoza.

** A. González, H. Rincón y N. Rodríguez son, respectivamente, Director del Departamento de Modelos Macroeconómicos, Investigador Principal y Econometrista Asociado, del Banco de la República. Omar Mendoza es Investigador de Economía Senior y Subgerente (E) de la Oficina de Investigaciones Económicas del Banco Central de Venezuela. Los puntos de vista expresados en el documento, así como los posibles errores contenidos, son de la exclusiva responsabilidad de los autores y no representan ni comprometen a las entidades para las que laboran ni a sus directivas. Comentarios dirigirlos a: hrincoca@banrep.gov.co.

I. Introducción

Entre los canales por los que las fluctuaciones de la tasa de cambio afectan el comportamiento global de los indicadores de precios se encuentran: los cambios en los costos de producción causados por los precios de los insumos importados y la expresión en moneda local de los bienes importados con destino al consumo final, por lo que conocer la magnitud del efecto sobre estos precios resulta de interés para la autoridad monetaria, en particular para establecer y evaluar el cumplimiento de las metas de inflación.

Si la transmisión de una perturbación a la tasa de depreciación de la moneda local no es completa, es decir, los precios de los bienes importados no varían en la misma proporción en que lo hace la tasa de cambio, podría existir espacio, por ejemplo, para que la política monetaria juegue un papel anticíclico en momentos de desajuste macroeconómico severo. Además, si la transmisión no es simétrica, es decir, si en presencia de alguna condición o circunstancia como un auge/recesión de la economía, la variación de los precios no responde de manera proporcional a la magnitud de las perturbaciones sobre la variación de la tasa de cambio, y esta característica es del conocimiento de la autoridad, sus respuestas serían más consistentes y efectivas para contener cualquier movimiento no esperado en la tasa de inflación vinculado con el comportamiento de la tasa de cambio. De este modo, se afianzaría la credibilidad en las decisiones que adopte la autoridad monetaria para el cumplimiento de las metas de inflación.

En Colombia los bienes importados representan el 25% del índice de precios al consumidor (IPC) 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 importancia para el banco central conocer el grado de transmisión de la tasa de cambio sobre los precios de dichos bienes. Por su parte, la evidencia empírica internacional y colombiana reciente concluye casi por unanimidad que el efecto de la tasa de cambio sobre los precios es incompleto, tanto en el corto como en el largo plazo. Asimismo, destaca que la transmisión del efecto de las variaciones de la tasa de cambio sobre la inflación puede ser no lineal o asimétrica.

Rincón, Caicedo y Rodríguez (2005) estiman el efecto de las variaciones de la tasa de cambio sobre la inflación de bienes importados, para una muestra de precios de importación de varios sectores de la industria manufacturera colombiana. Ellos encuentran que el grado de transmisión de la tasa de cambio sobre los precios se ubica entre 10% y 80% para el largo plazo y entre 10% y 70% para el corto plazo¹.

Bajo competencia imperfecta, las fluctuaciones de la demanda y cualquier variable que afecte el poder de mercado de las empresas podrían afectar la diferencia entre el precio de venta y el costo marginal. Debido a que las fluctuaciones de demanda determinan la brecha del producto (diferencia entre el producto observado en un período determinado y el producto potencial), el grado de transmisión de una variación de la tasa de cambio sobre la inflación dependería positivamente, al menos en el corto plazo, de la brecha del producto o estado del ciclo económico. Por ejemplo, De acuerdo con Goldfajn y Werlang (2000), si la economía se encuentra en recesión, el impacto de un aumento en la tasa de cambio sobre la inflación sería menor, ya que resultaría más complicado para las empresas trasladar a precios cualquier incremento de costos ocasionado por el aumento en la tasa de cambio nominal. García y Restrepo (2001) encuentran que cuando la economía está en recesión, se compensa el efecto inflacionario de la depreciación a través de una reducción del margen entre el precio de venta y el costo marginal, lo que trae como consecuencia un menor efecto inflacionario de las perturbaciones en la tasa de depreciación en el caso chileno. Sin embargo, en la medida en que la recesión es superada, el efecto inflacionario de la depreciación tiende a aumentar.

Por lo anterior, se argumenta que las asimetrías en la magnitud del efecto de las variaciones de la tasa de cambio sobre la inflación se pueden presentar cuando existen estructuras de mercado no competitivas y rigideces de precios y/o cantidades, y se podrían relacionar con el signo y tamaño de ciertas variables económicas, como el ciclo económico.

Para explicar el impacto diferenciado (asimetrías) en la transmisión de la depreciación de la moneda local sobre la inflación, teniendo en cuenta el ciclo económico en Colombia, se utilizan algunos resultados obtenidos por González, Rincón y Rodríguez

¹ Otros estudios sobre el grado de transmisión de las variaciones de la tasa de cambio sobre la inflación en Colombia son Rincón (2000), Rowland (2003) y Rosas (2004).

(2009) por medio de la aplicación de un modelo VAR de transición suave logística (LSTVAR)². Acorde con lo esperado, el grado de transmisión (efecto transferencia o *pass-through*) de una perturbación a la tasa de depreciación del peso colombiano es menor cuando la economía está en recesión que cuando se encuentra en expansión³.

El documento consta de cinco secciones, además de esta introducción. La segunda sección estudia los principales aspectos de la metodología de estimación y reporta y analiza los resultados de las pruebas de no linealidad. La tercera sección presenta y discute la estimación del grado de transmisión de los cambios de la tasa de cambio sobre la inflación de los bienes importados en las fases expansivas y contractivas de la economía. La cuarta sección resume las conclusiones.

II. Metodología de estimación y pruebas de no linealidad

La estimación de las posibles asimetrías en la transmisión de las fluctuaciones de la tasa de cambio sobre los precios de los bienes importados y, de forma indirecta, hacia los precios de los bienes transables del IPC, parte de la ecuación de precios para bienes importados bajo competencia imperfecta (González et al., 2009, Anexo A.3):

$$(1) \quad \ln(P_m) = \zeta \ln(P_c) + (1 - \zeta) \ln(E) + (1 - \zeta) \ln(CM),$$

donde P_m denota los precios de bienes importados en moneda local, P_c se refiere al precio del bien sustituto producido localmente, E es la tasa de cambio nominal del país importador (unidades de moneda local por unidad de moneda extranjera), CM es el costo marginal de producir el bien importado en su país de origen. Por su parte, $(1 - \zeta)$ es el coeficiente de traspaso de la tasa de cambio a los precios, el cual es positivo y

² Véase, por ejemplo, Granger y Teräsvirta (1993), van Dijk y Franses (1999); van Dijk, Teräsvirta y Franses (2002), entre otros.

³ González, Rincón y Rodríguez (2009) presentan un modelo no competitivo de un exportador externo que vende localmente y establece una política de fijación de precios con un margen de ganancia por encima de sus costos marginales. El exportador fija la misma política para todas las economías pequeñas donde vende sus productos, entre ellas Colombia, con el fin de competir con las demás firmas que actúan en dichos mercados. A partir del modelo teórico los autores derivan su modelo de regresión. La pertinencia de utilizar un modelo que recoge un comportamiento no competitivo por parte de la firmas está de acuerdo con los resultados recientes de Julio y Zárate (2008) para Colombia.

toma valores entre cero y uno. La estimación se realiza con datos para el período comprendido entre el primer trimestre de 1985 y el cuarto trimestre de 2007.

La derivada con respecto al tiempo de la ecuación (1) es:

$$(2) \quad \pi^{P_m} = \zeta\pi^{P_c} + (1-\zeta)de + (1-\zeta)dcm .$$

A partir de la ecuación (2) se especifica y estima primero un modelo de regresión vectorial lineal autorregresivo o vector autorregresivo (VAR-Lineal) en el que el vector Y_t contiene las cuatro variables endógenas que conforman dicha ecuación, a saber: la variación de los precios de los bienes importados ($\pi^{P_m} = \Delta \ln(P_m)$), la variación del precio de los bienes que compiten internamente con el bien importado ($\pi^{P_c} = \Delta \ln(P_c)$), las variaciones de la tasa de cambio ($de = \Delta \ln(E)$)⁴ y las variaciones de los costos de producción externos ($dcm = \Delta \ln(CM)$)⁵.

Para escoger la estructura o número de rezagos, “ p ”, del modelo de regresión se utilizaron los criterios de información de Akaike, Hannan-Quinn, Schwarz y el Error de Predicción Final⁶. 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 un vector autorregresivo con tres rezagos, es decir, un VAR (3)⁷. Como criterio de selección se utilizó también la dinámica del efecto del tasa de cambio sobre los precios estimado para distintas especificaciones, la cual también indicó un $p=3$ como el grado más indicado para el polinomio. Una vez estimado el modelo lineal, se explora la

⁴ Índice efectivo ponderado por comercio de la tasa de cambio nominal promedio.

⁵ En la construcción del indicador o índice de costo marginal externo se realizó en tres etapas. 1ª. Se calcula el indicador para cada uno de los tres principales socios comerciales de Colombia (Estados Unidos, Alemania y Japón). Se incluyen los costos laborales unitarios, los costos de las materias primas y los costos de la energía. Los costos laborales se construyen dividiendo el índice de salarios de la industria manufacturera de cada país por la productividad de la industria. La productividad se calcula como la razón del índice de producción y el índice de empleo. 2ª. Se construyen las ponderaciones de las importaciones con cada los socios comerciales anotados. 3ª. Se calcula el indicador ponderado por comercio de los costos marginales.

⁶ van Dijk y 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.

⁷ *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: $\chi^2_4 = 30,48$, *Valor-p* = 0,00.

posibilidad de una estimación no lineal por medio de un modelo de transición suave (LSTVAR: siglas en inglés para *Logistic Smooth Transition Vector Autoregressive Models*), tal y como se especifica a continuación:

$$(3) \quad \Delta X_t = \Pi_{1,0} + \sum_{j=1}^p \Pi_{1,j} \Delta X_{t-j} + [\Pi_{2,0} + \sum_{j=1}^p \Pi_{2,j} \Delta X_{t-j}] F(TV_{t-d}; \gamma, c) + u_t$$

donde, ΔX es un vector (4x1) conformado por 4 variables: π^{p_m} , π^{p_c} , de y dcm , u_t es un vector 4x1 conformado por los residuos de cada ecuación del sistema cuyos elementos tienen media 0 y varianza σ_u^2 , $\Pi_{i,0}$, $i=1,2$, es un vector (4x1) que contiene las constantes. La función $F(TV_{t-d}; \gamma, c)$ es una función logística y se expresa como:

$$(4) \quad F(TV_{t-d}; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(TV_{t-d} - c))}, \quad \gamma > 0$$

Esta función permite distinguir dos tipos de regímenes o estados de la economía, denominados, en términos generales, bajo y alto. Estos regímenes están asociados a valores pequeños y grandes de la variable de transición en relación con el tamaño del parámetro c . En los regímenes, la función de transición toma valores extremos (cero y uno, respectivamente). Cuando los valores de la variable de transición están ubicados muy cerca de c , la función de transición toma valores intermedios entre cero y uno, que permiten una transición suave entre regímenes.

El régimen alto ocurre cuando $(TV_{t-d} - c)$ toma un valor alto y positivo. En este caso $\exp[-\gamma(TV_{t-d} - c)]$ tiende a cero y la función de transición toma el valor de uno. En ambos regímenes, un vector autorregresivo con transición suave colapsa a la forma lineal y todos sus parámetros son invariables e independientes para un subconjunto de valores, claramente diferenciados, de la variable de transición. En el intervalo de valores de la variable de transición para los cuales la función de transición toma valores intermedios entre cero y uno, los parámetros no son constantes y dependen de los valores que tome la variable de transición. Cuando $TV_{t-d} = c$, el término $\exp[-\gamma(TV_{t-d} - c)]$ es igual a uno y la función de transición toma el valor de $\frac{1}{2}$. Este valor se corresponde con el valor medio entre 0 y 1. De allí que el parámetro c sea interpretado también como el umbral o

threshold. Esta interpretación cobra mayor relevancia en caso de que γ tome valores muy grandes. En esta situación una variación muy pequeña de TV_{t-d} cercana a c , permite el cambio de un régimen a otro y se anula la posibilidad de una transición suave entre regímenes bajo y alto.

Para llevar a cabo las pruebas de linealidad (la hipótesis nula) se sigue el procedimiento recomendado por Granger y Teräsvirta (1993) y se aplica la prueba de tercer orden introducida por Luukkonen et. al. (1988). Con base en las pruebas y en la teoría económica dada por el modelo teórico se seleccionó un modelo LSTVAR.

Es importante destacar que mediante un vector autorregresivo no lineal que asume una transición suave de la forma logística, LSTVAR, se pueden capturar posibles comportamientos asimétricos para valores extremos de la variable que describe la transición o el estado de la economía, la brecha del producto (y^{gap}), en nuestro caso, como la medida del ciclo económico.

Las perturbaciones o choques estructurales a la devaluación de la moneda local se identifican a través de la descomposición de Cholesky. Esto es, definiendo $\mathbf{u}_t = \mathbf{A}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$, siendo \mathbf{A} una matriz triangular superior y $\boldsymbol{\varepsilon}$ el vector de choques estructurales, identificados con la notación utilizada para la variable endógena de la ecuación que pertenece cada uno de ellos. Es decir,

$$(5) \quad \mathbf{u}_t = \begin{pmatrix} u_t^{\pi^{pm}} \\ u_t^{\pi^{pc}} \\ u_t^{de} \\ u_t^{dcm} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & a_{1,2} & a_{1,3} & a_{1,4} \\ 0 & 1 & a_{2,3} & a_{2,4} \\ 0 & 0 & 1 & a_{3,4} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_t^{\pi^{pm}} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_t^{\pi^{pc}} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_t^{de} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_t^{dcm} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_t^{\pi^{pm}} + a_{1,2}\boldsymbol{\varepsilon}_t^{\pi^{pc}} + a_{1,3}\boldsymbol{\varepsilon}_t^{de} + a_{1,4}\boldsymbol{\varepsilon}_t^{dcm} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_t^{\pi^{pc}} + a_{2,3}\boldsymbol{\varepsilon}_t^{de} + a_{2,4}\boldsymbol{\varepsilon}_t^{dcm} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_t^{de} + a_{3,4}\boldsymbol{\varepsilon}_t^{dcm} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_t^{dcm} \end{pmatrix}$$

El ordenamiento anterior de las variables 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.

El grado de transmisión de los choques a la devaluación de la moneda local sobre la inflación de los bienes importados ($ERPT_t$), acumulada al período τ , se calcula a partir

de las funciones de respuestas acumuladas de la inflación de los bienes importados ante un impulso (choque estructural) en la depreciación de la moneda local con respecto a la respuesta acumulada de la misma depreciación (Goldfajn y Werlang, 2000; Winkelried, 2003; Mendoza, 2004; González et. al., 2009; entre otros):

$$(6) \quad ERPT_{\tau} = \frac{\sum_{j=0}^{\tau} \frac{\partial \pi_{t+j}^{P_m}}{\partial \varepsilon_t^{de}}}{\sum_{j=0}^{\tau} \frac{\partial \varepsilon_{t+j}^{de}}{\partial \varepsilon_t^{de}}}$$

Si el *ERPT* es completo, es decir, que para un determinado momento del tiempo alcanza el 100%, podría ser un indicador de que el *markup* de los exportadores externos recupera en ese instante totalmente el valor que tenía antes de ocurridos los cambios de precios de la moneda local (el peso) con respecto a las monedas de los socios comerciales.

El Cuadro 1 contiene los resultados de las pruebas de linealidad para la variable de transición investigada: la brecha del producto. El estadístico *F* muestra evidencia de no linealidad en el sistema como un todo cuando se utiliza la brecha del producto rezagada un período. Sin embargo, todos los rezagos de la brecha generan una fuerte no linealidad por medio de la ecuación de la inflación de los bienes importados.

Cuadro 1. Prueba de linealidad

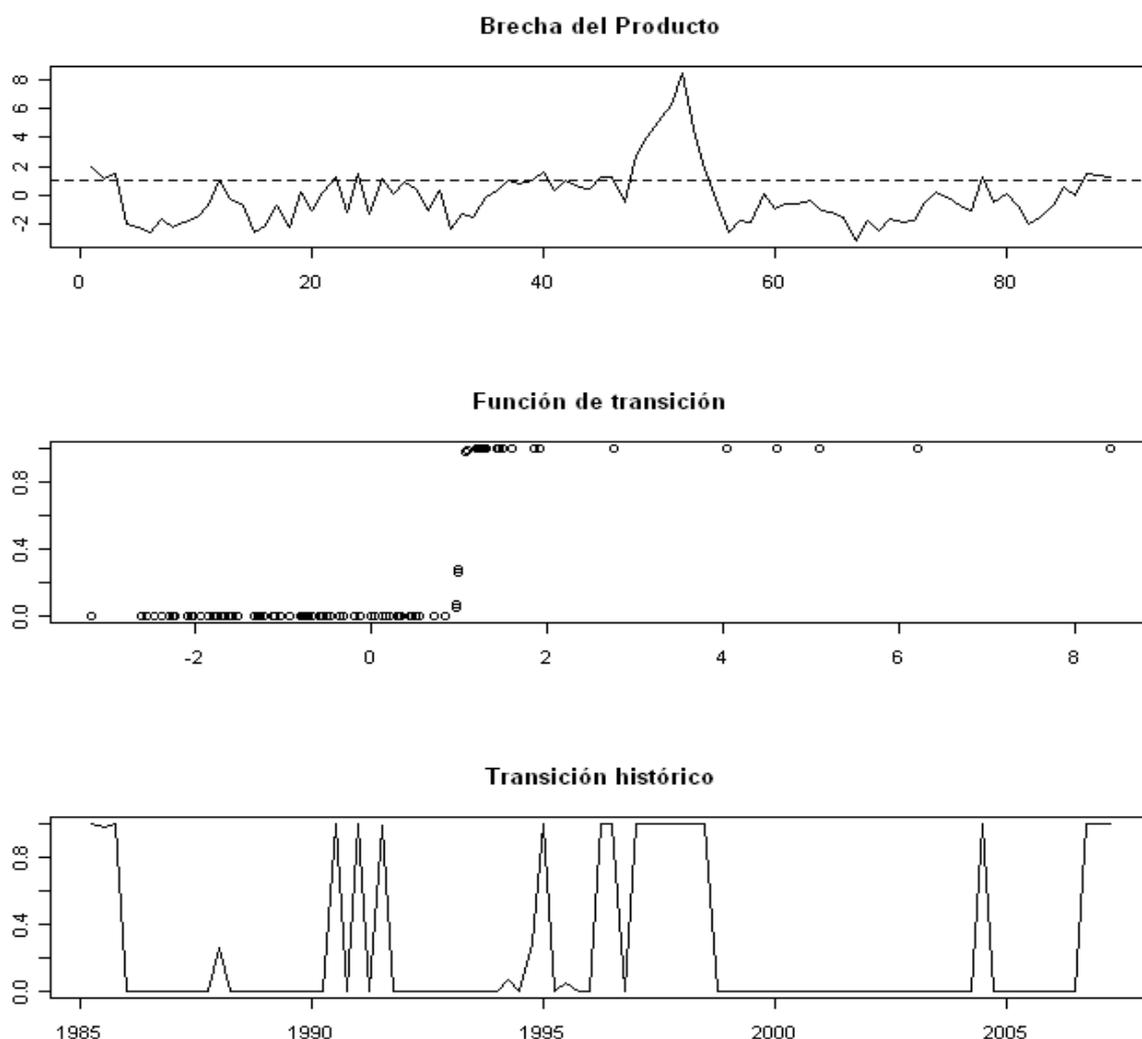
Variable de transición	Variable Dependiente									
	π^{P_m}		π^{P_c}		<i>de</i>		<i>dcm</i>		Todas	
	<i>F</i>	Valor <i>p</i>	<i>F</i>	Valor <i>p</i>	<i>F</i>	Valor- <i>p</i>	<i>F</i>	Valor- <i>p</i>	<i>F</i>	Valor- <i>p</i>
y^{gap}_{t-1}	1,9	0,04	1,6	0,10	1,9	0,03	2,0	0,02	1,4	0,06
y^{gap}_{t-2}	2,4	0,01	1,4	0,15	2,4	0,01	1,3	0,20	1,2	0,14
y^{gap}_{t-5}	1,9	0,04	1,2	0,30	2,2	0,02	1,8	0,05	1,2	0,15

Fuente: González, Rincón y Rodríguez (2009).

Nota: π^{P_m} : inflación de los bienes importados; π^{P_c} : inflación de los bienes sustitutos; *de* : devaluación nominal de la moneda local; *dcm* : variación del costo marginal del exportador externo; y^{gap} : brecha del producto.

El Gráfico 1 presenta información sobre la trayectoria de la brecha del producto y la función de transición estimada. Esta función indica cambios abruptos o la presencia de muy pocas observaciones en la transición entre los dos regímenes extremos. Este fenómeno puede estar asociado al tamaño efectivo de la muestra para la cual se desarrolló el estudio. No obstante, el uso de modelos de regresión con transición suave resulta apropiado debido a la dificultad de identificar por anticipado aquellos pocos períodos en los que la función indica una transición entre los dos regímenes extremos.

Gráfico 1. Prueba de linealidad



Fuente: González, Rincón y Rodríguez (2009).

Una brecha positiva del producto de alrededor del 1% del producto potencial genera la transición de un régimen al otro, por lo que el régimen bajo no sólo agrupa aquellos casos en los que la actividad económica es inferior a la tendencia del producto sino que

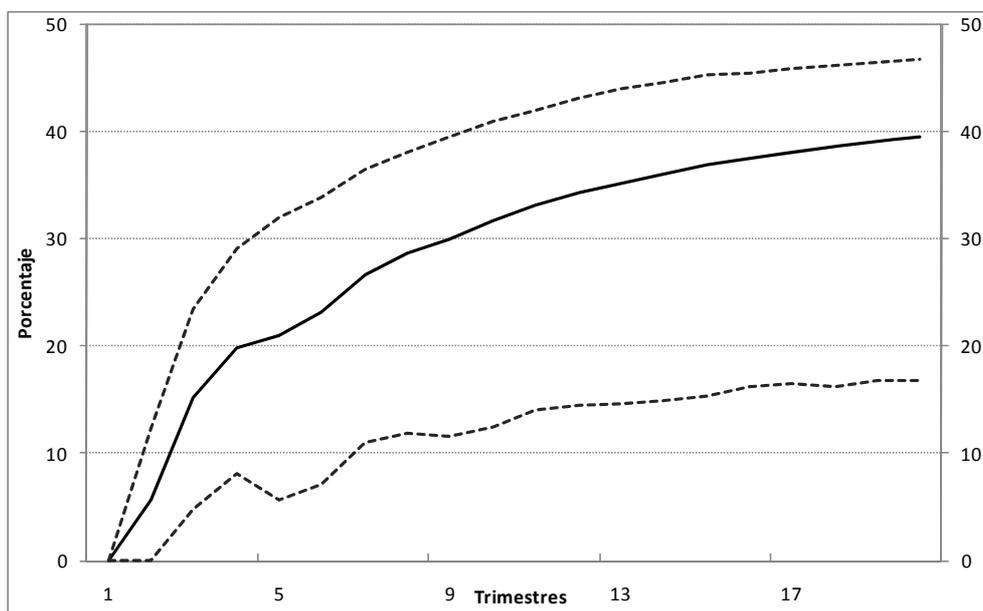
también contiene aquellos instantes en los que la actividad económica es ligeramente superior al producto potencial.

III. Estimación del ERPT en las fases de auge y contracción de la economía

1. Resultados del modelo lineal

El Gráfico 2 muestra la senda del ERPT estimado de una devaluación sobre la inflación de los bienes importados obtenido por medio del modelo lineal para un horizonte de 20 trimestres. La función de respuesta a impulso muestra que la transmisión es incompleta (menor de 100%) y asciende a valores entre 10% y 20% en el primer año del choque (corto plazo), alrededor de 29% en el segundo año y tiende a un máximo de 40% en el largo plazo. Nótese la gran incertidumbre, capturada por la amplitud de los intervalos de confianza.

Gráfico 2. Estimación lineal del ERPT*



Fuente: González, Rincón y Rodríguez (2009).

* Un choque de una desviación estándar equivale a 3,8%. Las líneas punteadas corresponden a los intervalos de confianza construidos con simulaciones de *bootstrapping* al 80% de confiabilidad.

Al comparar los resultados del modelo lineal con los de las especificaciones del LSTVAR se observa que el ERPT de una perturbación en la depreciación del peso tiende a ubicarse entre los resultados obtenidos para los dos regímenes identificados para la brecha del producto por medio de las estimaciones de especificaciones que admiten una transición suave logística. Además de la especificación del modelo lineal se obtienen bandas de confianza más amplias que las obtenidas a través de los modelos no lineales, lo que es un reflejo de la alta incertidumbre estadística del primer resultado, al no considerar los cambios que podrían estar ocurriendo en el grado de transmisión. Estos cambios en la dinámica en las relaciones entre las variables que influyen sobre la inflación pueden ser capturados por modelos regresivos con transición suave, por lo que proporcionan una mayor riqueza de información.

2. Resultados del modelo no lineal

El Cuadro 2 muestra la estimación del ERPT sobre la inflación de bienes importados en Colombia, para diferentes plazos y para la variable de transición seleccionada (la brecha del producto, y^{gap}), ante choques estructurales positivos y negativos de una desviación estándar a la tasa de depreciación del peso, y utilizando el modelo LSTVAR.

Cuadro 2: ERPT cuando se controla por el ciclo económico

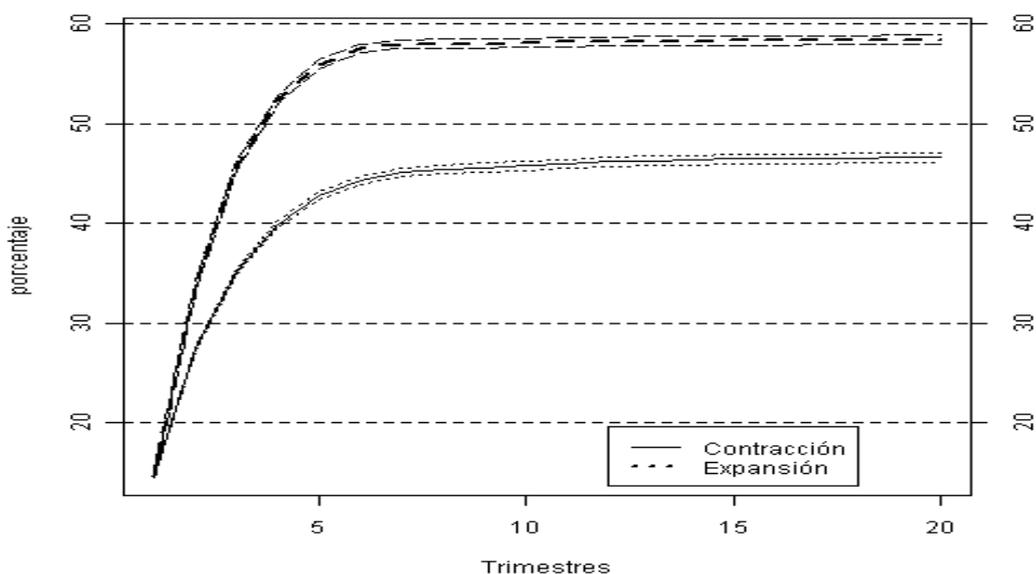
Desviación estándar	Tamaño de choque Puntos %	Choque positivo a la devaluación				Choque negativo a la devaluación			
		2 trimestres	1 año	2 años	5 años	2 trimestres	1 año	2 años	5 años
Régime alto de la actividad económica									
1	3,5	33,7	52,4	58,0	58,4	41,4	62,8	59,1	58,1
Régime bajo de la actividad económica									
1	3,5	27,5	40,0	45,5	46,6	31,4	43,3	47,7	51,3

Fuente: González, Rincón y Rodríguez (2009).

Las estimaciones mostradas en el cuadro indican que, tanto en el corto como en el largo plazo, el grado de transmisión es incompleto. Estos resultados podrían tomarse como evidencia adicional en contra de las predicciones de modelos competitivos y de la

hipótesis de poder de paridad de compra en el mercado de los bienes importados. Asimismo, la transmisión a precios de una depreciación es mayor cuando la economía está en auge que cuando está en recesión, en otras palabras, cuando la actividad económica es superior al producto potencial. Este resultado evidencia que un aumento en los costos de producción, y en particular de la tasa de cambio, sería más fácil trasladarla a los precios cuando la economía experimenta expansiones importantes. Por ejemplo, si la economía está en el régimen alto de actividad económica, un choque positivo de una desviación estándar a la depreciación del peso se transmite a la inflación de los bienes importados en un 34% a los dos trimestres, 52% al año y 58,0% en el mediano y largo plazo. En tanto que si el choque ocurre en el régimen bajo de actividad económica, el efecto en inflación es de 28% a dos trimestres, 40% a un año y 46% en el mediano y largo plazo.

Gráfico 3. ERPT de un choque a la devaluación durante un régimen alto/bajo de la economía a expansión*



Fuente: González, Rincón y Rodríguez (2009).

* Un choque de una desviación estándar equivale a 3,8%. Las líneas punteadas corresponden a los intervalos de confianza construidos con simulaciones de *bootstrapping* al 80% de confiabilidad.

El Gráfico 3 muestra la trayectoria del ERPT sobre la inflación de bienes importados de un choque positivo de una desviación estándar a la depreciación del peso. Se observa que el efecto acumulado en inflación se estabiliza alrededor del quinto trimestre.

De la comparación entre choques positivos y negativos de una desviación estándar en la tasa de depreciación del peso, independientemente del estado del ciclo económico, se obtiene que en el corto plazo los choques negativos tienen un mayor impacto en la inflación de bienes importados. Por ejemplo, cuando la economía se ubica en el régimen alto de la actividad económica, el ERPT sobre la inflación de los bienes importados de una perturbación negativa a la tasa de depreciación de la moneda es de 63% a un año y para una perturbación positiva de igual tamaño es de 52%. Por su parte, cuando la perturbación ocurre en el régimen bajo de la actividad económica, el *pass-through* en inflación es de 43% a un año para choques negativos y de 40% para perturbaciones positivas. Como lo muestra el cuadro 2, en el mediano y largo plazo prácticamente no se evidencia diferencia significativa en los grados de transmisión estimados. Estos resultados indicarían que, en el caso de Colombia, una disminución en la tasa de depreciación resultaría efectiva para el logro de resultados antiinflacionarios satisfactorios en el corto plazo, especialmente en períodos de expansión económica.

El Cuadro 3 contiene las estimaciones en puntos porcentuales de aumentos/disminuciones de inflación de bienes importados que se obtendrían como consecuencia de choques positivos/negativos de 3,8% a la tasa de depreciación del peso.

Cuadro 3: Aumentos/disminuciones de la inflación de los bienes importados causados por devaluaciones/apreciaciones cuando se controla por el ciclo económico*

<u>Tamaño del choque</u>		<u>Choque positivo a la devaluación</u>				<u>Choque negativo a la devaluación</u>				
<u>Desviación</u>										
<u>estándar</u>	<u>Puntos %</u>	<u>2 trimestres</u>	<u>1 año</u>	<u>2 años</u>	<u>5 años</u>	<u>2 trimestres</u>	<u>1 año</u>	<u>2 años</u>	<u>5 años</u>	
Régimen alto de la actividad económica										
1,0	3,8	1,3	2,0	2,2	2,2	-1,6	-2,4	-2,2	-2,2	
Régimen bajo de la actividad económica										
1,0	3,8	1,0	1,5	1,7	1,8	-1,2	-1,6	-1,8	-2,0	

Fuente: Cálculos propios con base en el Cuadro 2.

Los puntos porcentuales (aumentos/disminuciones) en la inflación de los bienes importados se obtienen multiplicando el tamaño de la perturbación (positiva/negativa) a la tasa de depreciación del peso por la magnitud de coeficiente de *pass-through*.

IV. Conclusiones

Las estimaciones indican que el efecto de las variaciones de la tasa de cambio sobre la inflación de los bienes importados es incompleto, tanto en el corto como en el mediano y largo plazo. Este resultado corroboraría los argumentos de muchos autores, entre ellos, Krugman (1986) y Dornbusch (1987), en contra de la ley de un solo precio o de la hipótesis de paridad de compra.

El grado de transmisión de los choques a la tasa de depreciación del peso colombiano sobre la variación de precios de bienes importados es mayor cuando la perturbación ocurre en períodos de auge que de recesión económica, cuando se trata de choques positivos pequeños. Este resultado es el esperado, en las distintas etapas del ciclo económico, en un contexto en el que las imperfecciones en los mercados contribuyen a explicar las asimetrías o no linealidad en el grado de transmisión o efecto de las variaciones de la tasa de cambio sobre la inflación.

Los resultados para Colombia, a través de una especificación con transición suave en la que la brecha del producto contribuye a explicar la no linealidad de la inflación de bienes importados y sus determinantes, sugieren que, al menos en el corto plazo, la reducción de la tasa de depreciación conduciría al logro de resultados satisfactorios en términos de inflación.

Referencias

Dornbusch, R. (1987). "Exchange rates and prices", *American Economic Review*, Vol. 77, No. 1, pp. 93-105.

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

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

González, A.; Rincón, H.; Rodríguez, N. (2009). “La transmisión de los choques a la tasa de cambio sobre la inflación de los bienes importados en presencia de asimetrías”, *Borradores de Economía*, No. 532, Banco de la República, Bogotá.

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

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

Krugman, P. (1986). “Pricing to market when the exchange rate changes”, *NBER Working Paper*, No. 1926.

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

Mendoza, O. (2004). “Las asimetrías del pass-through en Venezuela”, Colección Economía y Finanzas, *Serie Documentos de Trabajo*, No. 62, Banco Central de Venezuela.

Rincón, Hernán (2000). “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.

Rincón H.; Caicedo, E.; Rodríguez, N. (2005). “Exchange rate pass-through effects: A disaggregate analysis of colombian imports of manufactured goods”, *Ensayos Sobre Política Económica*, Revista No. 54, Banco de la Republica, Bogotá.

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

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

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

van Dijk, D.; Teräsvirta, T.; Franses, P. (2002). "Smooth Transition Autoregressive Models - A Survey Of Recent Developments", *Econometric Reviews*, Taylor and Francis Journals, Vol. 21, No. 1, pp. 1-47.

Winkelried, Q. (2003). “¿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.