

Colombia (1980-2005) □ □

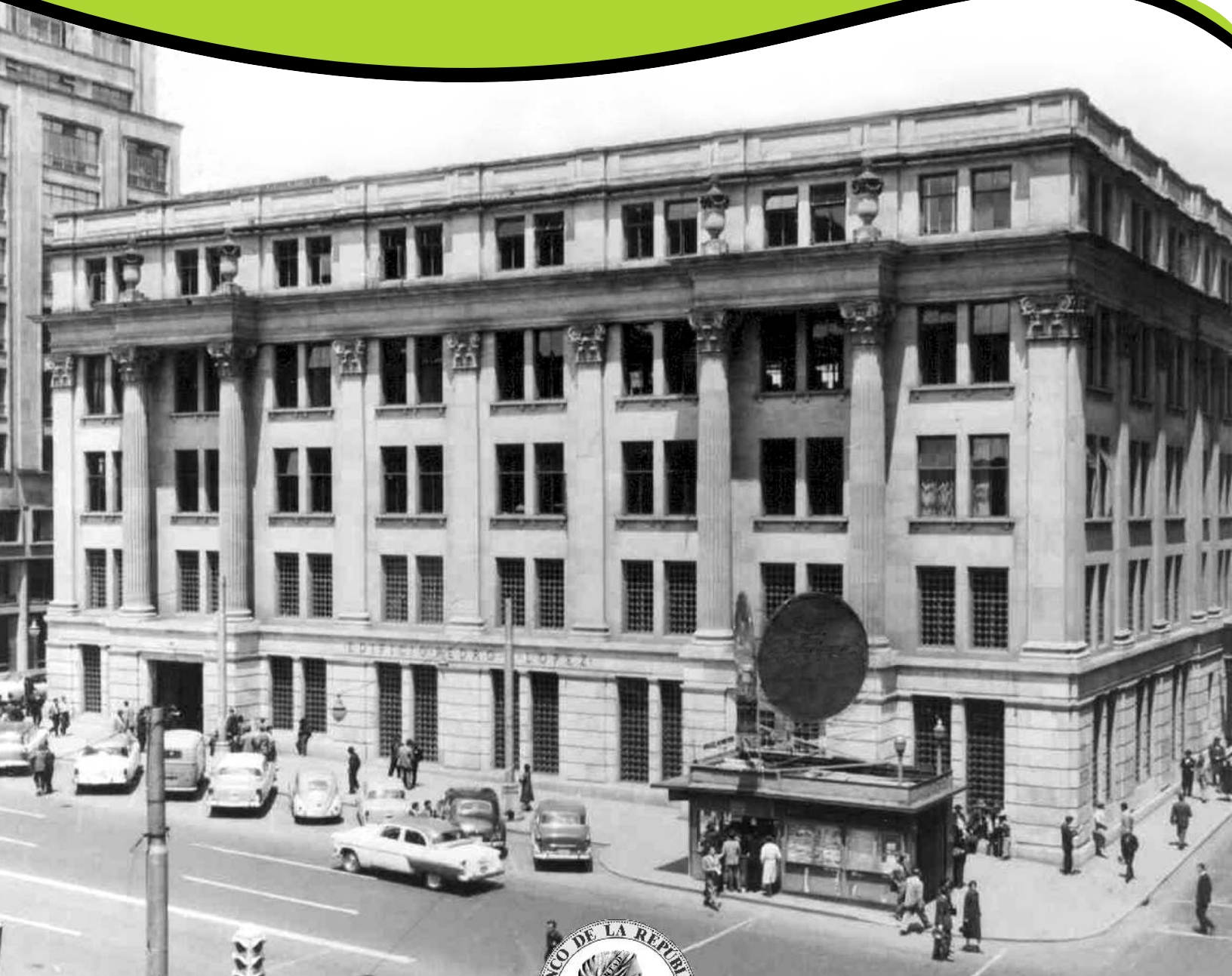
Por : Carlos Esteban Posada P

Camilo Morales J

Borradores de **ECONOMÍA**

No. 460

2007



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



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

Inflación y apertura: evidencia para Colombia (1980-2005) *

Carlos Esteban Posada P.♦ y Camilo Morales J.°

Resumen

En los últimos años se ha desarrollado en la literatura internacional una corriente de estudio enfocada a examinar los efectos del libre comercio sobre la inflación. Este trabajo pone a prueba la hipótesis de una conexión entre el grado de apertura de la economía colombiana y su tasa de inflación. Con un modelo P-estrella, el artículo muestra que una mayor apertura al comercio internacional no implica mayores o menores tasas de inflación sino una mayor sensibilidad de esta a choques externos. El ejercicio requirió la construcción de tres variables: inflación externa, devaluación nominal del peso contra las monedas del mundo y un indicador de protección comercial.

Abstract

In the last years international literature has studied the effects of free trade on inflation. This paper makes a link between both for Colombia. With a P-star model, the paper shows that a high degree of international trade openness does not mean a higher inflation rate neither a lower one. It just means a high sensibility of the inflation rate to external shocks. To accomplish the exercise it was necessary to estimate three variables: the external inflation rate, the devaluation rate of the peso against the world currencies and a proxy of trade protection.

Palabras claves: apertura, inflación, devaluación, inflación externa, tarifa media arancelaria, P-estrella.
Código JEL: E31, F13, F15, F41

* El presente documento es de la responsabilidad exclusiva de sus autores y, por tanto, no compromete al Banco de la República ni a sus directivas. Se agradecen la ayuda y los comentarios de Pilar Esguerra.

♦ Investigador de la Unidad de Investigaciones Económicas del Banco de la República. Dirección: cposadpo@banrep.gov.co

° Estudiante de Economía de la Universidad de Antioquia en pasantía en el Banco de la República.

1. Introducción

La discusión de los efectos del libre comercio ha sido abundante, y, al parecer, mucho más en los últimos veinte años. En particular, el artículo de David Romer (1993) dio origen a una corriente de estudio interesada en los efectos de la apertura económica sobre la inflación.

Muchos artículos han seguido la línea de Romer, y, a nuestro entender, todos (o casi todos) coinciden en mostrar que una mayor apertura comercial se acompaña de una inflación más baja, ya que para la autoridad monetaria existen menos incentivos a generar una política monetaria expansiva. La justificación teórica implica un cambio estructural en un eventual *trade-off* entre inflación y producto.

Aunque los trabajos que se han desprendido del de Romer parecen mostrar una relación negativa entre inflación y grado de apertura de la economía, sus resultados se basan en regresiones en las que se incorporan variables de apertura económica sin tener en cuenta otras variables del sector externo que pueden influir en la determinación de la inflación.

Por otro lado, son diversos los análisis del caso colombiano que han tratado de ofrecer explicaciones del comportamiento de la inflación otorgando alguna importancia al sector externo en su determinación. Entre estos se destacan López y Misas (1999), Gómez *et al.* (2002) y Misas *et al.* (2005). En estos trabajos se intenta capturar los efectos del sector externo sobre la inflación colombiana a través de la inflación en los bienes importados o los términos de intercambio. Sin embargo, al igual que otros tantos, ha sido escasa la conexión entre el grado de apertura de la economía y la inflación.

Este trabajo pretende realizar una conexión teórica entre la inflación y el grado de apertura en Colombia, y evaluar su pertinencia empírica. Mostramos que la variable de apertura económica utilizada por Romer y gran parte de sus seguidores (importaciones/PIB) no justifica, por sí sola, que una economía tenga una mayor o menor inflación. Acá, por el contrario, se pone a prueba (y se defiende) una hipótesis: que una economía con una mayor relación importaciones/PIB es más sensible a choques externos tales como las innovaciones de la devaluación, la inflación externa o el grado de protección comercial.

Para lo anterior se construyeron tres variables: inflación externa, devaluación nominal del peso contra las monedas del mundo y un indicador de protección comercial. Estas variables permiten mostrar que el país se ha vuelto más sensible a los movimientos internacionales a medida que ha tenido una mayor liberalización del

comercio, sin querer decir con esto que su proceso desinflacionario resultó de la mayor apertura de la economía. Este artículo cuenta con seis secciones aparte de esta introducción. En la sección dos se presenta el modelo teórico del cual parten nuestras estimaciones. La sección tres presenta el modelo econométrico a estimar. La sección cuatro expone los datos. La quinta sección revela nuestros resultados, y, por último, la sección seis resume y concluye.

2. El modelo teórico

Al igual que en Gerlach y Svensson (2003) y en González *et al.* (2006), nos basamos en un modelo tipo P-estrella. Inicialmente se parte de una curva de Phillips tradicional de la forma:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1}^e + \alpha_y (y_t - y_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (2.1)$$

Donde π_{t+1} es la inflación observada en t+1, π_{t+1}^e es la inflación esperada en t para t+1, y_t y y_t^* son los logaritmos del PIB real y del PIB real de largo plazo respectivamente, z_{t+1} es una variable exógena que puede contribuir a explicar el comportamiento de la inflación, y, finalmente, ε_{t+1} es un ruido i. i. d. que se interpreta como un choque transitorio no especificado sobre la inflación.

Gerlach y Svensson (2003) muestran, a través de la ecuación cuantitativa del dinero, que la ecuación (2.1) se puede expresar como:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1}^e + \alpha_m (\bar{m}_t - \bar{m}_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (2.2)$$

Donde \bar{m}_t y \bar{m}_t^* son los logaritmos de los saldos monetarios reales y de los saldos monetarios reales de largo plazo, respectivamente. Finalmente asumiendo una regla de expectativas de la forma:

$$\pi_{t+1}^e = \bar{\pi}_{t+1} + \alpha_\pi (\pi_t - \bar{\pi}_t) \quad (2.3)$$

Se encuentra una forma funcional tal que:

$$(\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1}) = \alpha_\pi (\pi_t - \bar{\pi}_t) + \alpha_m (\bar{m}_t - \bar{m}_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (2.4)$$

Siendo $\bar{\pi}_t$ la meta de inflación (implícita o explícita) para el período t. Ahora bien, de la variable z se desea extraer un componente que tiene una fuerte influencia en la determinación de la inflación: la inflación externa medida en moneda nacional. Sin embargo, ha de ser claro que el grado de incidencia de esta depende del grado de integración de la economía nacional al resto del mundo. En vista de esto, no solo se tendrá en cuenta esta variable sino que además se ponderará por un indicador de

comercio (apertura) de la economía. Este ponderador será la razón importaciones/PIB. De tal forma, la ecuación (2.4) se amplía a:

$$(\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1}) = \alpha_{\pi}(\pi_t - \bar{\pi}_t) + \alpha_m(\bar{m}_t - \bar{m}_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \alpha_{\pi e} \frac{M_t}{PIB_t} (\pi_t^{\ominus} - \pi_t^{\ominus*}) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.5)$$

Siendo π_t^{\ominus} y $\pi_t^{\ominus*}$ la inflación externa en pesos y la inflación externa en pesos de largo plazo y Mt las importaciones en el período t .

Por otro lado se puede definir:

$$P_t^{\ominus} = P_t^+ * \lambda_t * (1 + \tau_t) \quad (2.6)$$

Siendo P_t^{\ominus} el nivel de precios externos en moneda nacional, P_t^+ su nivel en moneda externa, λ_t la tasa de cambio nominal y τ_t el indicador de protección comercial (que recoge los efectos del arancel y de las barreras no arancelarias). Al tomar logaritmos y derivar con respecto al tiempo en (2.6) se tiene que:

$$\pi_t^{\ominus} = \pi_t^+ + \delta_t + \frac{1}{1 + \tau_t} \Delta \tau_t \quad (2.7)$$

Siendo π_t^+ la inflación externa en moneda externa, δ_t la devaluación nominal del peso y $\Delta \tau_t$ el cambio en el indicador de protección comercial. Por lo tanto, al tener en cuenta (2.7) y hacer los respectivos reemplazamientos en (2.5) se tiene nuestra ecuación de interés:

$$(\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1}) = \alpha_{\pi}(\pi_t - \bar{\pi}_t) + \alpha_m(\bar{m}_t - \bar{m}_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \alpha_{\pi+} \psi_t (\pi_t^+ - \pi_t^{+*}) + \alpha_{\delta} \psi_t (\delta_t - \delta_t^*) + \alpha_{\tau} \psi_t * \frac{1}{1 + \tau_t} (\Delta \tau_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.8)$$

Siendo ψ_t nuestro indicador de apertura (M/PIB). De la ecuación (2.8) se puede observar que los efectos de la devaluación, la inflación externa y el cambio en la protección comercial tienen efectos sobre la brecha de inflación; y estos serán tanto mayores cuanto más integrada se halle una economía al resto del mundo. Así, la ecuación (2.8) muestra que a medida que la economía se abre más al comercio se hace más sensible a los movimientos internacionales¹.

3. Modelo econométrico

La estimación del modelo de la sección anterior se basa en la siguiente ecuación:

¹ Sin embargo, esto no va totalmente en contra de la afirmación de que una mayor apertura económica induzca una menor inflación, ya que al ser una economía más abierta al comercio exterior, más sensible será a choques externos y, tal vez, esto pueda motivar políticas monetarias más conservadoras.

$$\begin{aligned}
(\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1}) &= \sum_{s=0}^k \alpha_{\pi} (\pi_{t-s} - \bar{\pi}_{t-s}) + \sum_{s=0}^k \alpha_{ms} (\bar{m}_{t-s} - \bar{m}_{t-s}^*) + \sum_{s=0}^k \alpha_{ys} (\bar{y}_{t-s} - \bar{y}_{t-s}^*) \\
&+ \sum_{s=0}^k \alpha_{qs} \Delta q_{t-s} + \sum_{s=0}^k \alpha_{\delta s} \psi_{t-s} (\delta_{t-s} - \delta_{t-s}^*) + \sum_{s=0}^k \alpha_{\pi s+} \psi_{t-s} (\pi_{t-s}^+ - \pi_{t-s}^{+*}) \\
&+ \sum_{s=0}^k \alpha_{\tau s} \psi_{t-s} \frac{1}{1 + \tau_{t-s}} (\Delta \tau_{t-s}) + \varepsilon_{t+1}
\end{aligned} \tag{3.1}$$

Esta formulación se obtiene de reemplazar en la ecuación (2.8) Z_{t+1} por rezagos de Δq_t (cambio en la inflación de alimentos: $q_t = \pi_t^{ali}$) y de ampliarla con la brecha de la tasa de crecimiento del producto $(\bar{y}_t - \bar{y}_t^*)^2$ y con rezagos de cada una de las demás brechas. Siguiendo a González *et al.* (2006), el objetivo de incorporar la brecha de tasa de crecimiento del producto corresponde a la intención de tener modelos anidados que abarquen tanto el modelo de curva de Phillips tradicional como el monetarista.

Por otro lado, el modelo teórico es ampliado con efectos rezagos de cada una de las brechas con la intención de enfrentar el problema de su eventual existencia.

4. Datos

La construcción de las variables se hizo con datos trimestrales anualizados para el período 1980-2005. En este sentido, se definió como inflación los cambios porcentuales trimestrales anualizados del IPC. El IPC mensual se desestacionalizó con TRAMO-SEATS y se llevó a frecuencia trimestral mediante promedios aritméticos simples. En cuanto a la meta de inflación para Colombia, se utilizó la oficial publicada por el Banco de la República para los períodos para los cuales se contaba con una meta explícita y, para los que no, se utilizó la estimada por González *et al.* (2006). El gráfico 1 muestra nuestra variable de inflación y su meta.

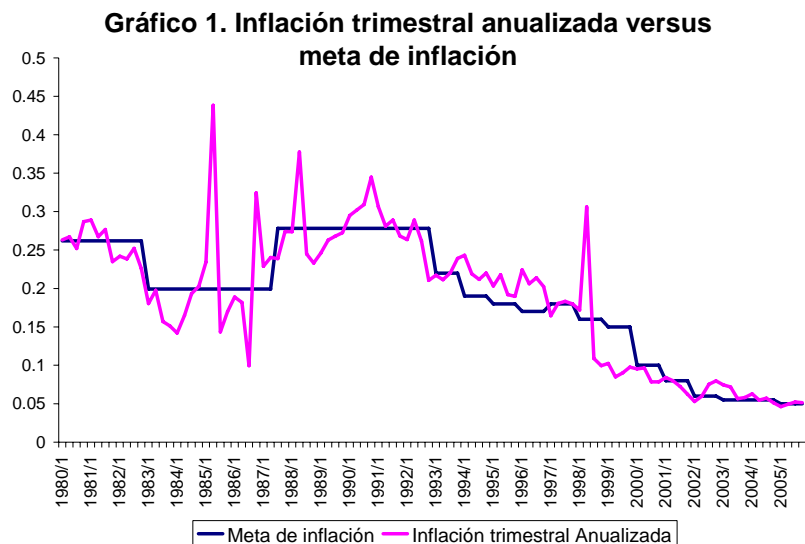
Igualmente, la brecha monetaria estimada a través de mínimos ordinarios cuadrados dinámicos (MCO) por los autores anteriores representa una buena aproximación. La estimación de esta brecha monetaria toma como punto de partida una forma funcional para la demanda por dinero de la forma:

$$\bar{m}_t = k_o + k_y y_t + k_i i_t + e_t \tag{4.1}$$

Siendo e_t el término de perturbación e i_t el costo de oportunidad de tener dinero. En este costo se tuvo en cuenta tanto el rendimiento de activos internos como el rendimiento de activos externos. El rendimiento de los primeros se aproximó a través de

² La equivalencia entre la brecha de la tasa de crecimiento del producto y la brecha del producto se obtiene al sumar y restar en la brecha de este último y_{t-1} , ya que y se halla expresada en escala logarítmica.

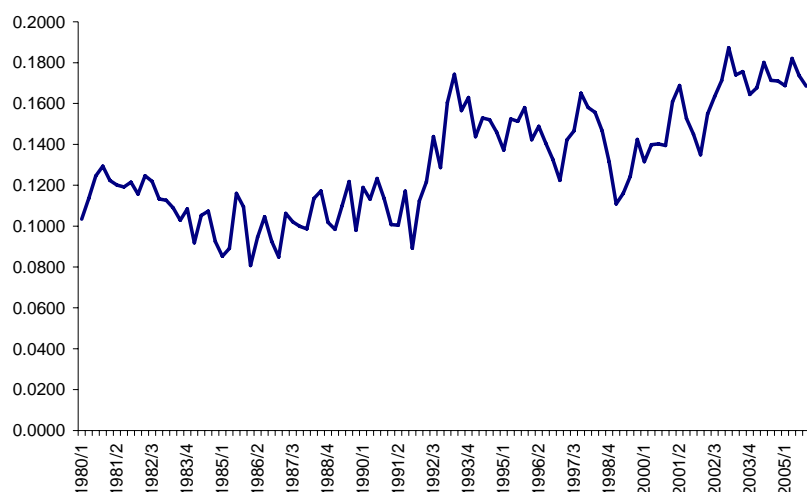
la tasa DTF y se tuvo en cuenta, además, como componente del costo de oportunidad de tener dinero la inflación esperada, que se supuso igual a la inflación del período anterior, en tanto que para los segundos se aproximó a través de las tasas LIBOR, PRIME y CDT de Estados Unidos a 90 días, cuya valoración en pesos se hizo con la tasa de devaluación observada³.



Fuente: Banco de la República y González *et al.* (2006). Cálculo de los autores

En cuanto a la brecha de la tasa de crecimiento del producto se utilizó el crecimiento trimestral anualizado estimado por la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Para calcular el crecimiento de largo plazo se utilizó el filtro de Hodrick-Prescott. Por otra parte, el procedimiento para determinar la inflación de los alimentos es análogo al desarrollado para calcular la inflación total.

³ Para mas detalles de la estimación de esta variable se remite al lector al artículo original.

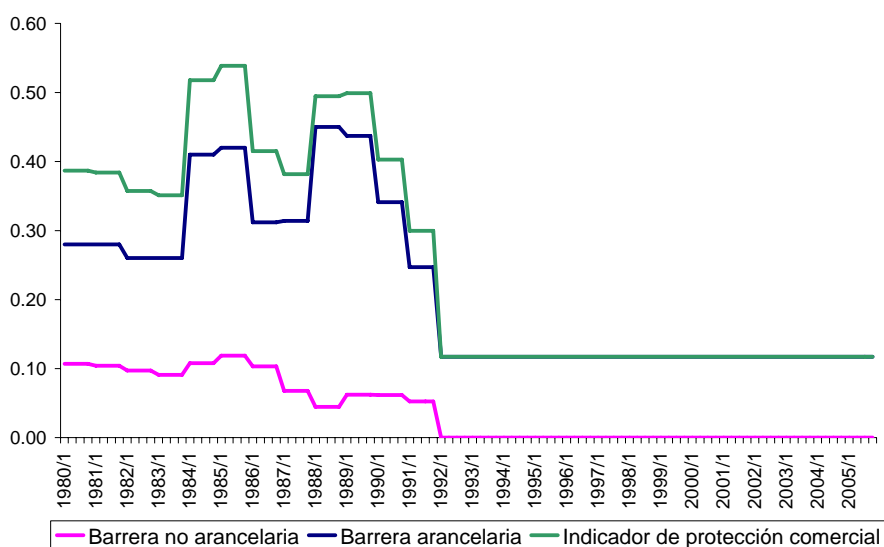
Gráfico 2. Importaciones / PIB

Fuente: Banco de la República. Cálculo de los autores

Para determinar nuestro indicador de comercio, se convirtieron a pesos las importaciones CIF de Colombia a través de la tasa de cambio representativa del mercado (TRM; promedio trimestral); luego, su valor se dividió por el PIB nominal. Por el lado del indicador de protección comercial es importante tener en cuenta que las restricciones al comercio no solo son producto de barreras arancelarias sino también de barreras no arancelarias⁴. En este sentido, nuestro indicador de protección comercial tiene en cuenta las barreras arancelarias y no arancelarias. La obtención de una variable de barrera arancelaria se basa en Garay (1998), al tomar como indicador la tarifa media arancelaria⁵. Como variable de barrera no arancelaria adoptamos la estimada por Villar y Esguerra (2005). Por la disponibilidad de datos, nuestro indicador de protección comercial es el vigente al final del respectivo año. El gráfico 3 muestra estas tres variables.

⁴ Para una discusión más detallada se remite al lector a Garay (1998) y Villar y Esguerra (2005)

⁵ Esta tarifa tiene en cuenta además la sobretasa. Sin embargo, este indicador no está exento de errores de medición.

Gráfico 3. Indicador de protección comercial

Fuente: Garay (2004), Villar y Esguerra (2005). Cálculo de los autores.

Para la construcción de nuestras *proxies* de inflación externa y devaluación nominal del peso seguimos los siguientes pasos: a) identificación de los principales países de los cuales provienen las importaciones colombianas y el peso relativo de la oferta de cada uno de ellos dentro de la total, b) acopio de la información sobre la inflación trimestral anualizada de cada uno de los anteriores países al igual que la devaluación trimestral anualizada del peso con respecto a su respectiva moneda, y c) definición de la devaluación nominal del peso y la inflación externa como los promedios ponderados de las devaluaciones individuales y de las inflaciones de los socios de Colombia. El factor de ponderación es el peso relativo que tienen las importaciones provenientes de un país en cuestión dentro de las importaciones de Colombia.

TABLA 1. PRINCIPALES PAÍSES DE COMPRA DE LAS IMPORTACIONES CIF DE COLOMBIA 1989-2005			
PAÍS	Porcentaje promedio	Porcentaje promedio sobre los 29 países	Porcentaje promedio sobre los 25 países
Alemania	5.4059	5.8770	6.3577
Argentina	1.4691	1.5944	0
Bélgica-Luxemburgo	0.7692	0.8359	0.9057
Bolivia	0.3722	0.4038	0
Brasil	3.5959	3.9338	0
Canadá	2.2043	2.3942	2.5919
Chile	1.6092	1.7604	1.9035
Dinamarca	0.2148	0.2329	0.2520
Ecuador	2.0709	2.2661	2.4435
España	1.9510	2.1252	2.2938
Estados Unidos	38.6843	42.1864	45.5845

Francia	2.7719	3.0149	3.2588
Grecia	0.0119	0.0131	0.0142
Holanda	1.0348	1.1278	1.2193
Irlanda	0.2129	0.2337	0.2524
Italia	1.9959	2.1722	2.3463
Japón	6.0022	6.5143	7.0645
México	3.4123	3.7325	4.0319
Panamá	2.4970	2.7339	2.9521
Paraguay	0.0176	0.0192	0.0211
Perú	1.4088	1.5390	0
Portugal	0.0380	0.0414	0.0445
Puerto Rico	0.2384	0.2575	0.2789
Reino Unido	1.7243	1.8700	2.0262
Rep.Popular de China	0.7191	0.8007	0.8691
Suecia	1.0146	1.1018	1.1882
Suiza	2.3137	2.5250	2.7354
Uruguay	0.7001	0.7683	0.8285
Venezuela	7.2892	7.9247	8.5362
TOTAL	91.7496	100	100

Fuente: Subgerencia de Estudios Económicos. Banco de la República. Cálculo de los autores.

La tabla 1 muestra los 29 principales socios de Colombia. En la primera columna se muestra la participación media del país dentro del total de las importaciones CIF de Colombia para el período 1989-2005⁶; la segunda columna muestra el promedio de participación del país dentro del total de importaciones CIF de los 29 países para el mismo período y la tercera columna repite lo realizado en la segunda pero excluyendo a Argentina, Bolivia, Brasil y Perú.

Como se verá en detalle más adelante, la exclusión de estos cuatro países de los cálculos presentados en la columna 3 obedece al hecho de que presentaron procesos hiperinflacionarios en el período analizado, lo cual puede sesgar los efectos de nuestras variables. En este sentido, se construirán dos variables de inflación externa y dos de devaluación nominal del peso. Estas dos clases de variables tendrán en cuenta dos conjuntos diferentes de países. En el primer conjunto se hallan los 29 países presentados en la tabla 1 y, en el segundo, estarán los mismos países excepto Argentina, Bolivia, Brasil y Perú. Por lo tanto, los factores de ponderación serán los presentados en las columnas 2 y 3, respectivamente.

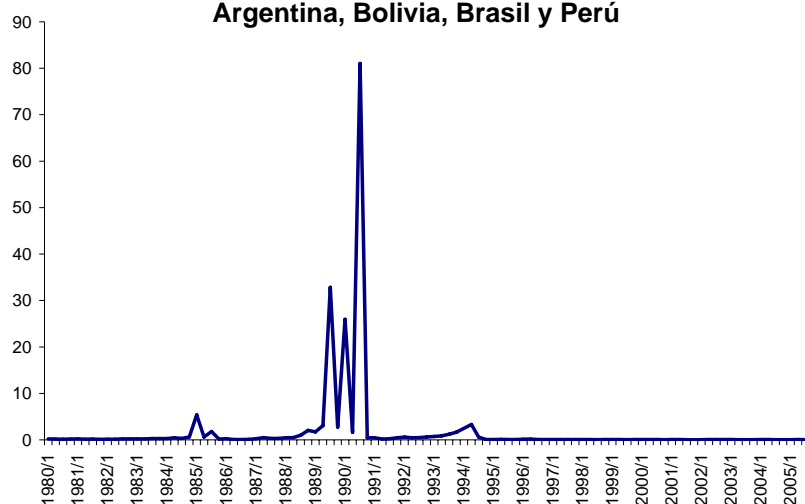
Para calcular la inflación externa fue necesaria la construcción de la inflación trimestral anualizada para cada uno de estos países y, luego, calcular el promedio ponderado de estas. Siendo así, se tomó el IPC de cada uno de los 29 países y se le calculó la inflación trimestral anualizada; igualmente, cada uno de los IPC fue llevado a

⁶ El período inicia en 1989 por disponibilidad de datos.

frecuencia trimestral mediante el promedio aritmético simple del IPC mensual. Una vez calculada cada una de las inflaciones se calculó el promedio ponderado.

A excepción de Brasil, China e Irlanda, para los cuales no se contaba con todos los datos necesarios, la fuente de los IPC fue el *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional. Para los tres países con datos faltantes se procedió de la siguiente manera: en el caso de Brasil, para el cual no se contaba con datos de los años iniciales, se decidió tomar como *proxy* del IPC de Brasil el IPC de Río de Janeiro publicado por la Fundación Getulio Vargas, ya que al realizar las comparaciones (para los años en los cuales estas eran posibles) estas resultaban ser similares. En el caso de China no se cuenta con datos para el período 1979 Q1 – 1980 Q3; sin embargo, se cuenta con lo que la autoridad monetaria de Hong Kong llama IPC(A), IPC(B) e IPC(C)⁷. La construcción entonces del IPC para China, basada en información de la autoridad monetaria de Hong Kong, consistió en realizar un promedio con factores de ponderación 0.6, 0.3 y 0.1 para el IPC(A), IPC(B) e IPC(C) respectivamente. Finalmente, en el caso de Irlanda, el IPC fue tomado del *Central Statistics Office of Ireland*.

Gráfico 4. Inflación externa incluyendo a Argentina, Bolivia, Brasil y Perú



Fuente: *International Financial Statistics* (FMI), *Fundación Getulio Vargas*, *Autoridad Monetaria de Hong Kong* y *Central Statistics Office of Ireland*. Cálculo de los autores

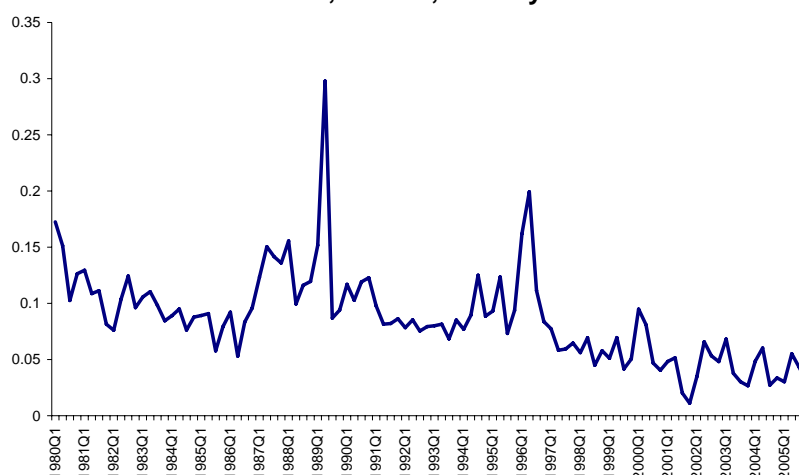
Para el caso de Alemania, por disponibilidad de datos, se decidió tomar el IPC de Alemania Occidental hasta diciembre de 1990 y de allí en adelante el de Alemania unificada. Por último, la inflación externa de largo plazo fue calculada utilizando el filtro de Hodrick-Prescott. Los gráficos 4 y 5 muestran las dos inflaciones externas

⁷ IPC para la clase baja (A), media (B) y alta (C), respectivamente.

calculadas para este trabajo. El gráfico 4 se halla en escala decimal, es decir, 20% corresponde a 0,20. En este se puede ver que existen varios picos que resultan de los sucesos hiperinflacionarios antes mencionados. En el anexo 1 se muestran las inflaciones de estos cuatro países.

Por otro lado, el cálculo de la devaluación nominal del peso se dividió en varias etapas: en una primera etapa se extrajeron del *International Financial Statistics* (FMI) las tasas de cambio nominal de las monedas nacionales con respecto al dólar; igualmente se obtuvo la tasa de cambio nominal pesos/dólar. Una vez obtenidas estas tasas de cambio se calculó la tasa de cambio implícita del peso con respecto a la moneda del respectivo país. Con estas tasas de cambio se calculó la devaluación trimestral anualizada para cada una de las monedas. Finalmente la devaluación nominal del peso se estimó como el promedio ponderado de cada una de las devaluaciones.

Gráfico 5. Inflación externa excluyendo a Argentina, Bolivia, Brasil y Perú



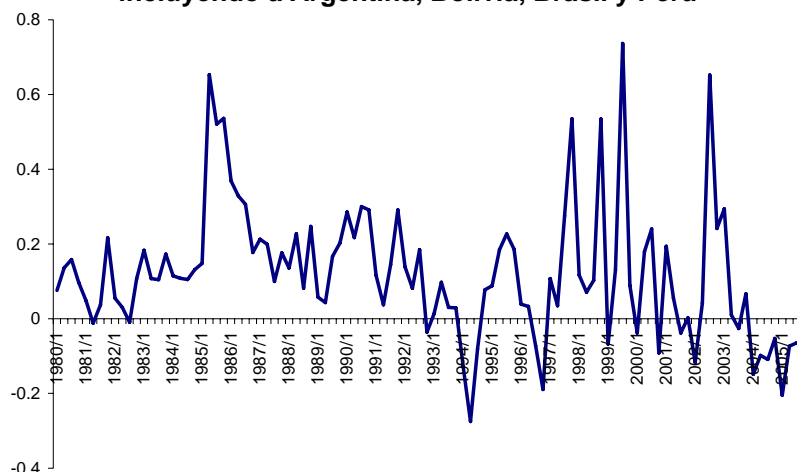
Fuente: *International Financial Statistics* (FMI), *Fundación Getulio Vargas*, *Autoridad Monetaria de Hong Kong* y *Central Statistics Office of Ireland*. Cálculo de los autores.

Para el caso de los países pertenecientes a la Unión Europea, que a partir de 1999 utilizan el euro como moneda, se procedió de la siguiente manera para estimar la devaluación nominal del peso con respecto al euro en el trimestre del dato faltante⁸: dado que antes de la vigencia del euro existía en Europa una homologación de las monedas con el llamado “ecu” y que con la instauración del euro se estableció una razón 1:1 ecu/euro, se supuso que el precio del euro podía conocerse con anterioridad a 1999 con base en el ecu y de allí extraer la devaluación trimestral anualizada. Por

⁸ Es decir en 1999 Q1.

último, se definió la devaluación de largo plazo como aquella que cumple con el principio de poder de paridad de compra en estado estable, es decir, la meta de inflación para Colombia menos la inflación externa de largo plazo. Los gráficos 6 y 7 muestran nuestras variables de devaluación.

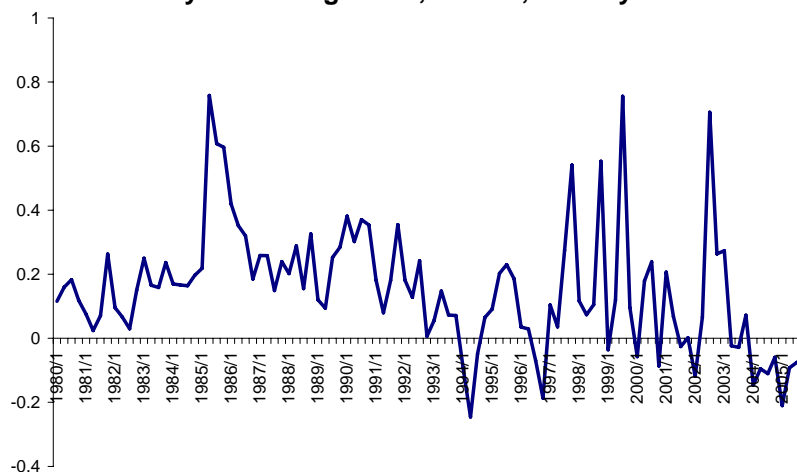
Gráfico 6. Devaluación nominal del peso incluyendo a Argentina, Bolivia, Brasil y Perú



Fuente: *International Financial Statistics* (FMI). Cálculo de los autores.

Siguiendo a Caracena (2002)⁹, se comprobó que ninguna de nuestras variables presenta estacionalidad; además, las variables de nuestro modelo econométrico no presentan raíz unitaria, según las pruebas de HEGY, KPSS y ERS¹⁰.

Gráfico 7. Devaluación nominal del peso excluyendo a Argentina, Bolivia, Brasil y Perú



Fuente: *International Financial Statistics* (FMI). Cálculo de los autores.

⁹ Allí se presenta un análisis sobre estacionalidad y se propone un método completo para determinar la estacionalidad en las series.

¹⁰ Más detalles sobre la obtención de los datos se pueden obtener de los autores.

5. Resultados

Todos los datos se manejaron en escala decimal. Se realizaron dos estimaciones: una en la que nuestras variables de inflación externa y devaluación nominal del peso incluyen los países con hiperinflación (modelo A), y, una segunda, en la que estas dos variables excluyen estos 4 países (modelo B). Para realizar la estimación de nuestro modelo econométrico (3.1) se utilizó la estrategia de *top-down* con un modelo general de 5 rezagos. Una vez finalizado este procedimiento se observó que era necesaria la incorporación de un rezago de la variable dependiente, así esta no fuera estadísticamente significativa, para evitar problemas de auto-correlación en los residuos de los modelos A y B. Igualmente, se observó la matriz de correlación de las variables regresoras para observar la posible colinealidad entre estas, con lo cual se concluyó que esta no era significativa¹¹. Los resultados de la estimación del modelo A se reportan en la tabla 2.

**Tabla 2. Estimación del modelo P-estrella con países con hiperinflación.
Variable dependiente: brecha de inflación. 1981Q2 – 2005 Q4**

Variable	Coefficiente	Estadístico T	P-Valor
$(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1})$	0.113976	1.245866	0.2161
$(\pi_{t-3} - \bar{\pi}_{t-3})$	-0.237939	-2.215629	0.0293
$(\pi_{t-5} - \bar{\pi}_{t-5})$	-0.293956	-3.149452	0.0022
$(\bar{m}_{t-1} - \bar{m}_{t-1}^*)$	0.663773	3.112303	0.0025
$(\bar{m}_{t-2} - \bar{m}_{t-2}^*)$	-0.426895	-2.089876	0.0395
$(\bar{y}_{t-4} - \bar{y}_{t-4}^*)$	0.165197	2.061093	0.0422
$\Delta\pi_{t-3}^{ali}$	0.087940	2.299261	0.0239
$\psi_{t-1}(\delta_{t-1} - \delta_{t-1}^*)$	-0.125911	-2.575429	0.0117
$\psi_{t-3}(\delta_{t-3} - \delta_{t-3}^*)$	0.138628	2.825840	0.0058
$\psi_{t-5}(\pi_{t-5}^+ - \pi_{t-5}^{+*})$	0.009140	2.127591	0.0362
$\psi_{t-5} \frac{1}{1 + \tau_{t-5}} (\Delta\tau_{t-5})$	5.441491	3.380704	0.0011
R^2	0.341693		
R^2 Ajustado	0.266885		
Estadístico J-B	44.1424	(0.000)	
Estadístico Q(25-1)	23.486	(0.549)	

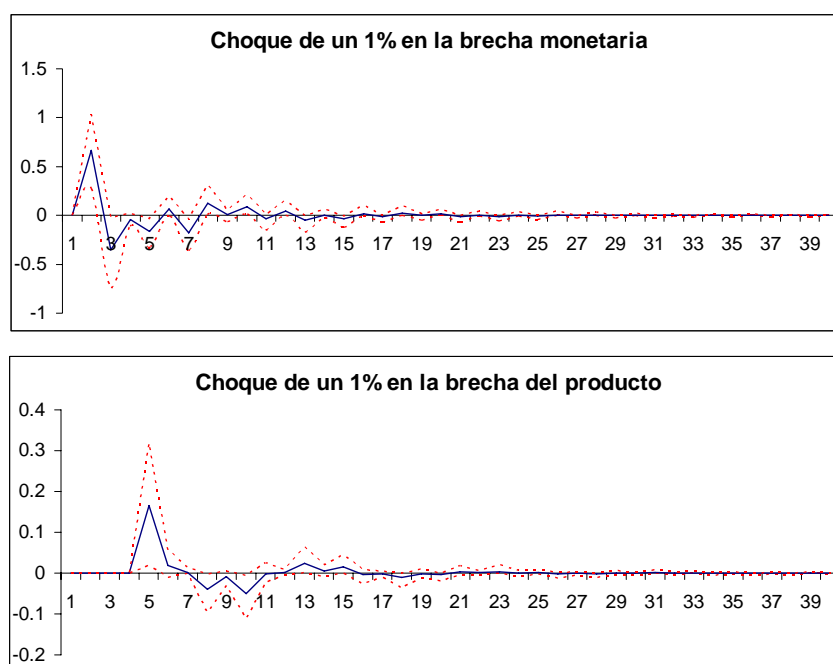
¹¹ Sin embargo, es de notar que por la forma en que fueron construidas nuestras variables no era de esperarse dicha relación.

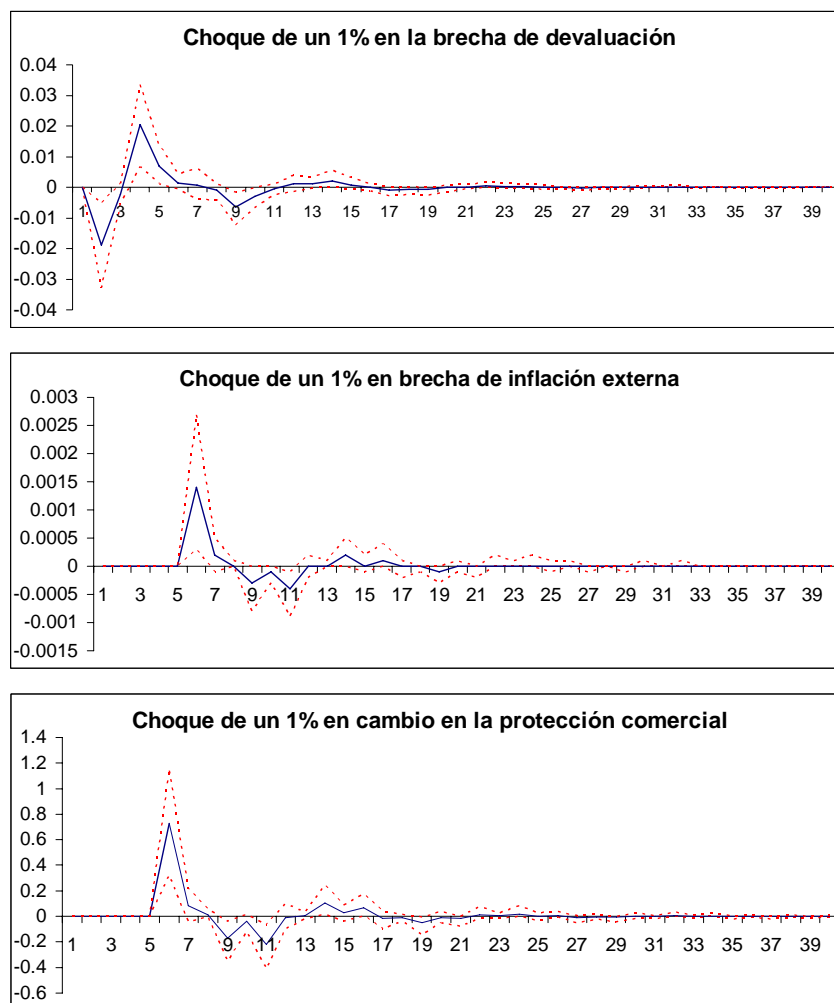
P-valor en paréntesis

De acuerdo con los resultados de esta estimación los signos de los coeficientes son los esperados. Nuestra variable de brecha de producto parece tener un efecto sobre la brecha de inflación con un retardo de un año. Igualmente, la brecha monetaria parece tener un efecto agregado mayor que la del producto. Por otro lado, nuestras variables de sector externo tienen un efecto positivo y significativo sobre la brecha de inflación. En particular, nuestro indicador de protección comercial tiene un efecto sustancial sobre las desalineaciones de la inflación respecto a su meta.

Esta estimación apoya nuestra conjetura de que una mayor apertura comercial no debe significar una mayor o menor inflación sino una mayor sensibilidad a los choques del sector externo como pueden capturarse mediante las brechas de devaluación y de inflación externa y mediante el cambio en el grado de protección comercial.

Gráfico 8. Respuesta de la brecha de inflación ante choques de un 1% en las diferentes brechas. Intervalos de confianza por bootstrap del 95% (10.000 repeticiones).





Nota: Los intervalos de confianza son los percentiles de intervalos de confianza descritos en Efron y Tibshirani (1993).

El gráfico 8 muestra las funciones de impulso-respuesta de nuestro modelo ante choques en las brechas de dinero, producto, devaluación, inflación externa y protección comercial. Estas funciones suponen un indicador de comercio (M/PIB) igual a 0,15 y una tarifa inicial igual a 0,117. Se puede ver que las respuestas parecen ser estadísticamente significativas y comportarse en la dirección esperada, es decir, positiva¹².

**Tabla 3. Estimación del modelo P-estrella sin países con hiperinflación.
Variable dependiente: brecha de inflación. 1981Q2 – 2005 Q4**

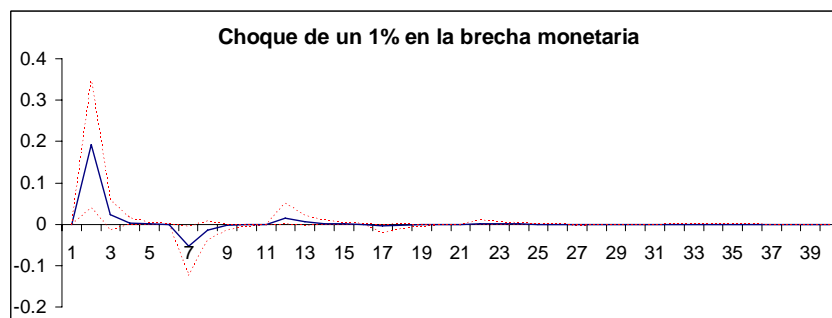
Variable	Coefficiente	Estadístico T	P-Valor
$(\pi_{t-1} - \pi_{t-1})$	0.123405	1.321784	0.1894
$(\pi_{t-5} - \pi_{t-5})$	-0.280837	-2.930925	0.0042

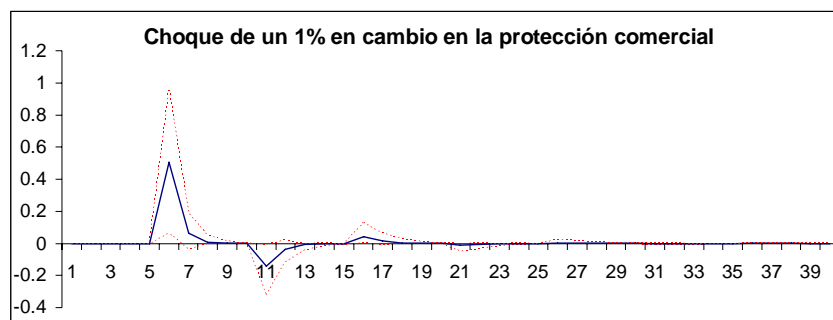
¹² Aunque en principio la brecha de devaluación parece tener un efecto negativo, luego parece tener un efecto agregado positivo y significativo.

$(\bar{m}_{t-1} - \bar{m}_{t-1}^*)$	0.191649	2.439452	0.0166
$\psi_{t-5} \frac{1}{1 + \tau_{t-5}} (\Delta \tau_{t-5})$	3.770624	2.273875	0.0252
R^2	0.178065		
R^2 Ajustado	0.152105		
Estadístico J-B	71.1536	(0.000)	
Estadístico Q(25-1)	19.298	(0.783)	
P-valor en paréntesis			

Por otro lado, la tabla 3 muestra los resultados de la estimación del modelo B, es decir, excluyendo a Argentina, Bolivia, Brasil y Perú. En esta tabla se observa que la variable de protección comercial parece ser estadísticamente significativa en tanto que nuestras variables de inflación externa y devaluación nominal del peso no parecen tener efectos estadísticamente significativos sobre la brecha de inflación. Igualmente, la brecha de producto y el cambio en la inflación de alimentos parecen ahora no tener efectos significativos sobre la brecha de inflación. Análogamente, los signos de los coeficientes de la estimación son los esperados y el gráfico 9 muestra las funciones de impulso-respuesta de nuestro modelo ante choques en las brechas monetaria y de protección comercial (las variables significativas de esta segunda vertiente) suponiendo los mismos valores del indicador de comercio y de protección inicial que los utilizados para las funciones impulso-respuesta del gráfico 8. En el gráfico 9 se puede ver que las respuestas parecen ser estadísticamente significativas y comportarse en la dirección esperada, es decir, positiva.

Gráfico 9. Respuesta de la brecha de inflación ante choques de un 1% en las diferentes brechas. Intervalos de confianza por bootstrap (10.000 repeticiones).





Nota: Los intervalos de confianza son los percentiles de intervalos de confianza descritos en Efron y Tibshirani (1993)

6. Resumen y conclusión

En los últimos años la literatura internacional ha apoyado la hipótesis de existencia de un efecto negativo de la apertura económica sobre la inflación doméstica. Este trabajo pretende dar una explicación más amplia (frente a lo que hasta ahora ha sido usual) de la relación entre inflación y apertura económica en el caso colombiano. A lo largo de este documento se muestra que un mayor grado de apertura económica hace más sensible la economía a choques presentados en tres variables del sector externo, a saber: devaluación, inflación externa y grado de protección comercial.

El contraste empírico del análisis teórico se realiza a través de la estimación de un modelo P-estrella para Colombia. En el proceso de estimación se construyeron tres variables importantes de comercio exterior: inflación externa, devaluación nominal del peso frente al resto de monedas y protección comercial. El atributo de la construcción de las series para estas variables radica en que toma en cuenta un gran número de países. Los resultados parecen no contradecir las implicaciones antes enunciadas: los choques soportados en variables externas resultan importantes para entender las desalineaciones de la inflación colombiana con respecto a su meta. Igualmente, la hipótesis según la cual la intensidad del impacto de las variables de comercio exterior depende del grado de apertura de la economía parece recibir apoyo empírico. En resumen, este trabajo aporta evidencia en favor de la siguiente hipótesis: la mayor liberalización del comercio en Colombia ha llevado a una mayor sensibilidad de la brecha de inflación a choques en variables del sector externo, pero aquella no necesariamente explica el proceso desinflacionario observado con posterioridad a 1990.

Referencias

Arseneau, D. M. (2007). "The inflation tax in an open economy with imperfect competition", *Review of Economic Dynamics*, Vol. 10, No 1.

- Bowdler, C. y A. Malik (2005). "Openness and inflation volatility: panel data evidence". University of Oxford. Working paper.
- Caracena, J. A. (2002). "Un procedimiento completo para la detección de estacionalidad en series económicas", CEMFI.
- Daniels, J. P., F. Nourzad y D. D. VanHoose (2005). "Openness, central bank independence, and the sacrifice ratio". *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol. 37, No 2.
- Efron, B, y R. J. Tibshiani (1993). *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall. Nueva York
- Gamber, E. N. y J. H. Hung (2001). "Has the rise in globalization reduced U.S. inflation in the 1990s?". *Economic Inquiry*. Vol. 39. No 1.
- Garay, L. J. (1998). *Colombia: Estructura Industrial e Internacionalización 1967-1996*. DNP, Colciencias, Mincomex, Min. Hacienda, Proexport Colombia; Cargraphics SA.
- Gerlach, S. y L. E. O. Svensson (2003). "Money and inflation in the euro area: a case for monetary indicators?", *Journal of Monetary Economics*, No. 50.
- Gómez, J., J. D. Uribe y H. Vargas (2002). "The implementation of inflation targeting in Colombia" *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 202.
- González, A., L. F. Melo y C. E. Posada (2006). "Inflación y dinero en Colombia: otro modelo P-estrella". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 418.
- López, E. y M. Misas (1999). "Un examen empírico de la curva de Phillips en Colombia". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No 117.
- Misas, M., E. López, J. Téllez y J. F. Escobar (2005). "La inflación subyacente en Colombia un enfoque de tendencias estocásticas comunes asociadas a un VEC estructural". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No 324.
- Romer, D. (1993). "Openness and inflation: theory and evidence", *The Quarterly Journal of Economic*, Vol. 108, No. 4.
- Sachsida, A., F. G. Carneiro y P. R. A Lourerio (2003). "Does greater trade openness reduce inflation? Futher evidence using panel data techniques". Catholic University of Brasilia. Working paper.
- Spange, M. (2007). "The macroeconomic impact of globalisation: theory and evidence", *Quarterly Bulletin* (Bank of England), Vol. 47, No 1.
- Terra, C. T (1998). "Openness and inflation: new assessment", *The Quarterly Journal of Economic*. Vol. 113, No 2.

Tootell, G. (1998). "Globalization and US inflation". *Federal Reserve Bank of Boston New England Economic Review*, Julio-Agosto.

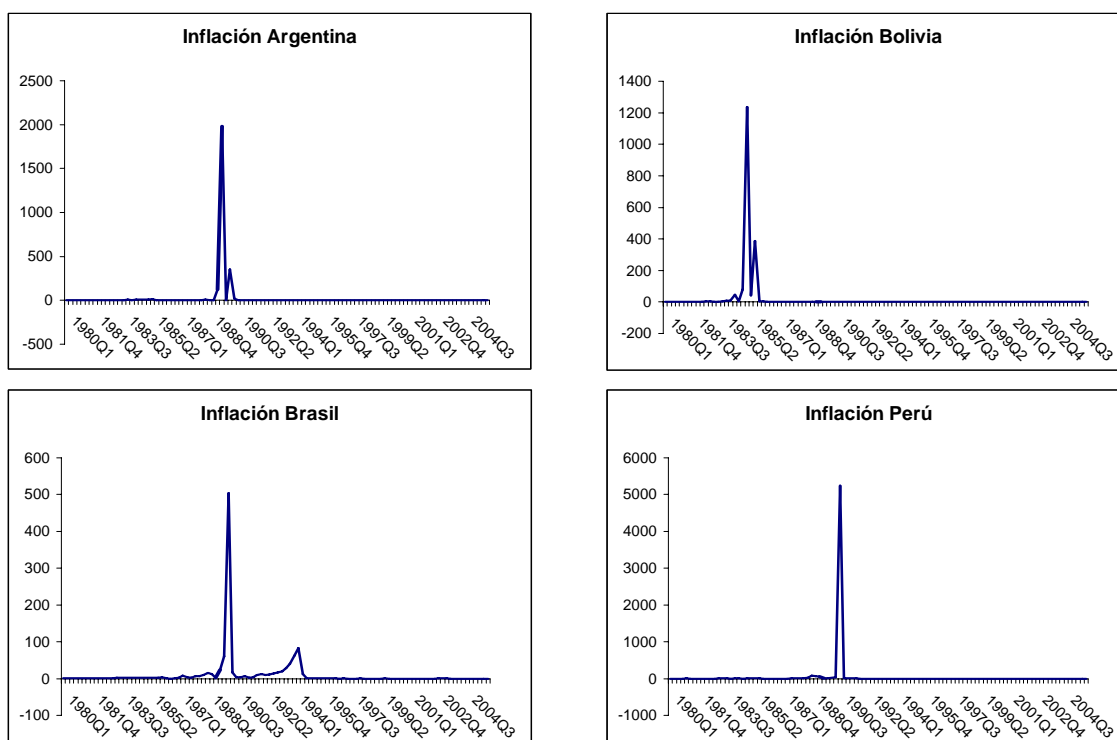
Vega, M, y D. Winkefried. (2006). *El Efecto Arrastre de la Inflación Mundial en Economías Abiertas y Pequeñas*. Centro de Estudios Monetarios y Latinoamericanos. México.

Villar, L. y M. P. Esguerra (2005). "El comercio exterior colombiano en el siglo XX". *Borradores de Economía (B. de la R.)*, No. 358.

ANEXO 1. Inflaciones de Argentina, Bolivia, Brasil y Perú.

Como se mencionó en la sección 4 del documento los picos que mostraba nuestra variable de inflación externa estaban causados por 4 sucesos hiperinflacionarios en América Latina: Argentina, Bolivia, Brasil y Perú. A continuación se muestra los gráficos de las inflaciones de estos.

Gráfico A1. Inflaciones de Argentina, Bolivia, Brasil y Perú.



Fuente: *Internacional Financial Statistics* y Fundación Getulio Vargas. Cálculo de los autores.