

## ¿Cómo se fijan los precios en Colombia? Evidencia de los microdatos del IPP\*

Juan Manuel Julio\*\*  
Héctor Manuel Zárate\*\*\*

- \* Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias del doctor Fernando Tenjo de la Junta Directiva del Banco de la República, e igualmente a Hernando Vargas, gerente técnico del Banco, Andrés González, director del Departamento de Modelos Macroeconómicos, y a Édgar Caicedo, Munir Jalil y Javier Gómez del *staff* del Banco. De igual manera agradecemos a la División de Estadística por su valiosa asistencia con los datos. Las conclusiones y cualquier error que contenga este escrito son la responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República, su Junta Directiva ni a la Universidad Nacional de Colombia.
- \*\* Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco de la República y Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: [jjulioro@banrep.gov.co](mailto:jjulioro@banrep.gov.co), autor corresponsal.
- \*\*\* División de Estadística, Banco de la República y Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: [hzaratso@banrep.gov.co](mailto:hzaratso@banrep.gov.co)

## I. INTRODUCCIÓN

La rigidez de los precios es uno de los supuestos más importantes en el diseño de modelos para la conducción de la política monetaria. En efecto, diversos estudios teóricos han demostrado que el grado de rigidez de los precios afecta la reacción de importantes variables macroeconómicas ante innovaciones de oferta y demanda. En consecuencia, las rigideces de precios son una fuente importante de no neutralidad de la política monetaria<sup>1</sup> (véanse Bils y Klenow, 2004; Rothemberg, 1982; Taylor, 1980).

Más específicamente, el grado de rigidez de los precios determina la pendiente de la curva de Phillips neokeynesiana. En esta curva el comportamiento dinámico de la tasa de inflación, en respuesta a innovaciones en los costos marginales, es altamente dependiente de la regla de precios utilizada en el modelo. En consecuencia, las rigideces de precios determinan el grado de persistencia de la inflación (y otras variables macro), un elemento importante para la conducción de la política monetaria<sup>2</sup> (véanse Angeloni *et al.*, 2006).

Reconociendo la importancia de las rigideces de precios, los bancos centrales que siguen el esquema de inflación objetivo realizan grandes esfuerzos para determinar las características y determinantes de las reglas de precios individuales que las estipulan. Estas características y determinantes, a su vez, constituyen los fundamentos microeconómicos para el diseño de los modelos para la política monetaria.

La evidencia empírica sobre las rigideces de precios en diferentes países proviene de dos fuentes principales: de estudios cuantitativos sobre bases de datos de precios individuales y de encuestas sobre los aspectos cualitativos de las reglas de precios de las firmas. Los estudios cuantitativos son particularmente convenientes para estudiar la manera como las firmas fijan sus precios, dado que contienen una enorme cantidad de reportes durante un período prolongado de tiempo. Sin embargo, esta evidencia se complementa usualmente con la que proviene de encuestas sobre

---

<sup>1</sup> Las rigideces de precios tienen que ver con el hecho de que los precios de los bienes y servicios no reaccionan inmediatamente a innovaciones de oferta y demanda.

<sup>2</sup> La persistencia de la inflación se relaciona con el comportamiento dinámico de la tasa de inflación (con respecto a un “equilibrio”), luego de una innovación.

aspectos cualitativos de las reglas de precios que no se podrían determinar de otra manera<sup>3</sup> (véanse Álvarez, Dhyne *et al.*, 2005).

Hay varias razones para estudiar la manera como las firmas fijan sus precios. Primero, aunque el objetivo final del banco es la inflación del IPC, varias de las teorías sobre la fijación de precios se relacionan con los precios del productor en vez de los precios al consumidor. Segundo, estudios teóricos han demostrado que las políticas monetarias que no tienen en cuenta la inflación del IPP, o las innovaciones sectoriales en este, tienden a producir pérdidas de bienestar más grandes, en comparación con las políticas que tienen en cuenta las inflaciones del IPC y del IPP (Huang y Liu, 2005). Y tercero, los canales de la política monetaria pueden diferir y ser relativamente más importantes para los precios del productor que para los del consumidor, especialmente si los minoristas usan reglas simples (véanse Basu, 1995; Gautier, 2006).

Además, los precios del productor difieren de los precios al consumidor, debido a que los productores tienen relaciones más cercanas con sus clientes, lo cual se transforma en relaciones de largo plazo basadas en contratos explícitos. Además, la falta de anonimato en los mercados del productor genera resistencia en los clientes y, dependiendo del grado de competencia, incrementa la posibilidad de colusión. Así mismo, los costos de menú parecen ser menos importantes que en los precios al consumidor y la jerarquía de los consumidores es más relevante. En consecuencia, la manera como las firmas fijan sus precios puede diferir notoriamente de como lo hacen los distribuidores minoristas.

Las rigideces de precios se analizan en modelos estilizados de dos maneras distintas: mediante reglas “dependientes del tiempo” o “dependientes del estado”. En las reglas dependientes del tiempo, los precios permanecen constantes por un período de tiempo de longitud estocástica y predeterminada (contratos de Taylor), o a una fracción estocástica y predeterminada de firmas se le permite cambiar los precios en cada período de tiempo (regla de Calvo). En las reglas dependientes del

---

<sup>3</sup> Debido a que las encuestas se aplican con muy poca frecuencia, en períodos de tiempo cuya coyuntura económica difícilmente se repite en la historia, estas se enfocan en características cualitativas invariantes en el tiempo, como el tipo de información que tienen en cuenta las firmas para ajustar sus precios, el grado de competencia al que están expuestas, etc.

estado, la probabilidad de cambio de precios es endógena al estado de la economía, pero las firmas afrontan costos por el ajuste de sus precios.

Diferentes autores plantean que una causa importante de las rigideces es la ausencia de sincronización en los cambios en los precios de productos particulares. En efecto, los productores parecen preferir ajustes relativamente infrecuentes de precios, para evitar movimientos grandes en los precios relativos, cuando confrontan innovaciones nominales no sincronizadas. En las reglas dependientes del tiempo, por ejemplo, los cambios de precios no son sincronizados y esa ausencia de sincronización genera las rigideces (véase Blanchard, 1982).

De igual forma, muchos economistas argumentan que los precios son más rígidos a la baja que al alza. En efecto, algunos argumentan que el precio es una señal de la calidad del bien y, en consecuencia, las firmas evitan las reducciones. Otros argumentan que los consumidores no responden eficientemente ante las disminuciones de precios, por lo cual las firmas las evitan. Finalmente, otro grupo propone que las firmas son más cautelosas con las reducciones de sus precios, debido al comportamiento estratégico entre ellas, ante la existencia de innovaciones no sincronizadas.

La existencia de “fuertes” rigideces a la baja de los precios se asocia con pérdidas grandes en el bienestar por la política monetaria. Por el contrario, la existencia de leves rigideces a la baja, acompañadas de una inflación pequeña, se asocia con la eficiencia del sistema de precios, ya que permite que los precios reales (relativos) se reduzcan cuando sea necesario, para facilitar la consecución de un objetivo estable en el largo plazo.

Además, distintos autores postulan que los costos de cambiar los precios son un ingrediente importante en la determinación de la rigideces de precios. En efecto, si los costos de ajuste de los precios son convexos (con respecto al tamaño del ajuste), los ajustes grandes serían muy costosos para las firmas y, por esta razón, los realizarían con poca frecuencia. En las reglas dependientes del estado, por ejemplo, los costos de ajustar los precios son un ingrediente importante en la determinación de la rigidez de los precios.

En este trabajo exploramos el modo en que los productores e importadores colombianos fijan sus precios, con base en los reportes mensuales de precios que se utilizan para el cálculo del IPP, de junio de 1999 a octubre de 2006. De acuerdo

con la discusión anterior, nos enfocamos en cinco preguntas: a) ¿Los precios son rígidos o flexibles? b) ¿Es más probable un incremento que una disminución? c) ¿Están sincronizados los cambios de precios? d) ¿La regla de fijación de precios es dependiente del tiempo o del estado? e) ¿Son grandes los cambios de precios? Las respuestas a estas preguntas proveen los fundamentos microeconómicos para los modelos de política monetaria en este país.

Debido a que este es un trabajo exploratorio, incluimos poca información externa y, en consecuencia, nuestros resultados son incondicionales y descriptivos. Sin embargo, interpretamos nuestros resultados, tanto como fue posible, en función de modelos económicos y sus posibles implicaciones.

Aparte de esta introducción, este escrito se divide de la siguiente manera. En la Sección II se resumen las definiciones que utilizaremos en este trabajo (que son comunes a los estudios de rigideces de precios), se describe la base de datos y su tratamiento (el cual tiene un impacto importante sobre las estimaciones) y se describe la metodología y el esquema de ponderaciones del IPP. Al describir las ponderaciones, obtenemos un ordenamiento de la canasta de acuerdo con el grado de manufactura de los bienes a un nivel muy agregado, el cual se utilizará para la interpretación de los resultados que se encuentran en la Sección III. En la IV, concluimos.

## **II. METODOLOGÍA**

### **A. Definiciones**

Un producto particular es un bien o servicio que se negocia en la economía, el cual tiene un origen definido (producido y consumido, o importado) y cuya marca, presentación, empaque, unidad de medida y contenido, entre otros rasgos, son únicos. Una categoría de producto es un producto particular cuyo precio es reportado por un productor o importador claramente localizado e identificado.

Una clase de productos es una canasta o grupo de productos individuales. Hay muchas maneras de agregar productos individuales en las bases de datos del IPP. En el caso colombiano, las clases se refieren a las interacciones, en diferentes niveles, del origen (producidos y consumidos, o importados), de la adaptación local a nueve dígitos del código CIU y del destino de los bienes (consumo intermedio, consumo

final, bienes de capital y materiales de construcción). Además, de acuerdo con el Banco de la República (1999), el IPP se puede obtener para muchas otras canastas.

Los estudios de rigideces de precios se basan en el concepto de duración, el período de tiempo que el precio de una categoría de producto permanece constante. Definimos, así mismo, una secuencia de precios como una sucesión interrumpida de reportes de precios de una categoría específica de producto.

Una categoría particular de producto puede estar asociada con más de una secuencia de precios, debido a la aparición de valores perdidos. Estos valores pueden suceder por distintas razones, como la falta de disponibilidad transitoria de una firma o categoría particular. En estas circunstancias, los administradores del IPP siguen normas muy estrictas para la imputación de los valores perdidos. Cuando la no disponibilidad de la firma o producto es permanente, hablamos de un desgaste de la muestra o de categorías de producto.

Un *spell* de precios es una sucesión interrumpida de reportes constantes de precios asociados a una única categoría de producto. Por ejemplo, el Gráfico A2.1 presenta cinco secuencias de precios que pertenecen a un producto particular medido en cinco ciudades distintas. En este gráfico se puede observar que los precios observados tienden a moverse paralelamente en el largo plazo y que algunas de las secuencias tienen *spells* más largos que otras. También se puede ver que los cambios de precios no son sincronizados. Finalmente, vale la pena mencionar que los cambios grandes en los precios de este producto son frecuentes, así como lo son las reducciones de precios.

En la mayoría de los casos, el inicio de una secuencia particular de precios no coincide con la fecha en que el producto o la firma entraron en la economía. Por lo tanto, el primer *spell* de cada secuencia es usualmente censurado. De forma similar, el final del último *spell* no coincide con la fecha en que el producto o firma salió del mercado y, entonces, está truncado. El truncamiento puede ocurrir por el desgaste, voluntario u obligatorio, de la muestra (véanse Baudri, Biham, Sevestre y Tarrieu, 2004).

Para una categoría particular y un *spell*<sup>s</sup>, las rigideces de precios se estudian a través de la duración del *spell*<sup>T<sub>s</sub></sup>, o la frecuencia de cambio de precios  $F_s$ . La frecuencia de cambio de precios es el porcentaje de la canasta de firmas (que

pertenecen a una clase de producto particular) que cambia sus precios en un período dado de tiempo.

La duración (que es una medida de serie de tiempo) y la frecuencia de cambio de precios (que es una medida de corte transversal), medidas en toda la muestra, se relacionan a través de la fórmula:

$$T = \frac{1}{F}, \quad (1)$$

de la cual se puede obtener una estimación indirecta de la duración.

Los estimadores directos, no paramétricos, de la duración se basan en muy pocos supuestos, pero solo pueden incluir los *spells* no censurados. Los estimadores no paramétricos indirectos, aquellos basados en la frecuencia de cambio de precios, pueden utilizar los *spells* censurados con el costo de suponer que la función *hazard* es constante<sup>4</sup>.

En los contratos de Taylor, por ejemplo, la función *hazard* implícita es creciente, dependiendo de la distribución de las duraciones que se suponga. En las reglas de precios dependientes del estado, la función *hazard* depende de la distribución de las innovaciones y usualmente es creciente. Una función *hazard* constante, como la que implicaría una regla de Calvo determinística, es difícil de justificar en la práctica.

## **B. La base de datos**

Nuestra base de datos se compone de 540.069 reportes mensuales de precios entre junio de 1999 y octubre de 2006, usados para el cálculo del IPP colombiano. En promedio hay 6.178 reportes cada mes, que corresponden al número promedio de categorías de producto muestreadas. La metodología muestral y de cálculo del IPP se encuentra en el Banco de la República (1999).

---

<sup>4</sup> La función *hazard* describe la probabilidad de que suceda un cambio de precios condicional a que este no haya cambiado durante los  $k$  períodos anteriores, en función de  $k$ . La función de sobrevivencia es análoga a la *hazard* y determina la probabilidad de que un *spell* de precios dure más de  $k$  períodos.

En comparación con las bases de datos estudiadas en seis países de la Unión Europea, pertenecientes a la *Inflation Persistence Network* (IPN), nuestra muestra es modesta, tanto en su tamaño como en el cubrimiento de tiempo. En efecto, de acuerdo con el Cuadro A1.1, el número de registros de nuestra muestra es superior únicamente a la muestra italiana, que contiene 71.000 registros, y al igual que esta cubre solo seis años aproximadamente.

Por otro lado, la canasta analizada en nuestro estudio es similar a las de los países de la IPN. Nuestra muestra incluye la totalidad del IPP, al igual que la alemana, la portuguesa y la española, mientras que la italiana y la francesa cubren solo el 44% y el 92% de la canasta, respectivamente (véanse Vermeullen *et al.*, 2007).

Una característica única de nuestra base de datos es que los valores perdidos se solicitan y son grabados en la base de datos *ex post*. Aunque estos reportes de precios no se usan para el cálculo del IPP, reemplazan los valores perdidos correspondientes, lo que reduce su número en la muestra. Cuando el dato *ex post* tampoco está disponible, el administrador del IPP realiza la imputación hasta por tres períodos, cuando se registra en la base de datos el desgaste de la muestra.

La imputación se realiza haciendo un *carry over* del precio del período anterior, en su denominación, y en cada período de tiempo se actualiza la tasa de cambio correspondiente. La base de datos contiene 32.693 reportes imputados por el administrador del IPP, 6,10% de la muestra original. Sin embargo, la base de datos contiene 1.750 valores perdidos no imputados. Debido a su reducido número, estos fueron imputados siguiendo la misma regla.

Todos los países de la IPN reportan el uso de algún tipo de imputación, excepto en Francia y Alemania (véase el Cuadro A1.1).

Nuestra base de datos contiene variables indicadoras que describen eventos transitorios como las ventas de saldos de inventario, promociones, devoluciones por descuentos, ventas de productos defectuosos y ventas de compañías en proceso de liquidación. Estos reportes fueron excluidos de nuestro análisis, los cuales equivalen solo al 0,74% de la muestra total.

Con respecto a los impuestos, de acuerdo con el Banco de la República (1999), los reportes de precios del IPP excluyen las tasas, al igual que los estudios de la IPN (véase el Cuadro A1.1).



Finalmente, la mayoría de los informantes reportan sus precios mensualmente. Sin embargo, algunos solicitan que la frecuencia de recolección sea inferior. En estos casos, la recolección se realiza según la frecuencia solicitada, pero continuamente se le pide al informante la actualización de la frecuencia de recolección.

### **C. Ponderación**

En el IPP operan dos tipos de ponderaciones. En el nivel más alto de desagregación hay un esquema de ponderaciones flexibles, el cual aplica principalmente para productos agrícolas. A partir del nivel CIIU a siete dígitos hacia abajo rige un esquema de ponderaciones fijas para toda la canasta. En nuestras estimaciones aplicamos las ponderaciones promedio de la muestra para las desagregaciones más altas.

Al igual que en otros trabajos sobre la flexibilidad de precios, establecimos la hipótesis de que la forma como las firmas ajustan sus precios se diferencia de acuerdo con el origen de los bienes (importaciones, o producidos y consumidos) y su nivel de manufactura. El primero se relaciona con el efecto de las variaciones de la tasa de cambio sobre los precios de los bienes importados y con la naturaleza de las innovaciones a que está sujeto el importador, en comparación con el productor local de bienes de consumo interno. El segundo se relaciona con el efecto que tienen las innovaciones no sincronizadas sobre los precios de los bienes, en la medida que el número de pasos de manufactura se incremente (véanse Blanchard, 1982; Clark, 1999).

El Cuadro A1.5 muestra la distribución de las ponderaciones para cada destino, en cada celda de la interacción entre el código CIIU a un dígito y el origen de los bienes. El cuadro está organizado de forma que enfatice la relación entre el destino de los bienes y su composición, de acuerdo con el código CIIU a un dígito, como *proxy* del nivel de manufactura de los bienes. De igual modo, se persigue destacar la diferencia en la composición de los bienes importados en comparación con los producidos y consumidos.

En el panel superior del Cuadro A1.5, se muestra la distribución de las ponderaciones de cada destino de acuerdo con el origen y código CIIU a un dígito. En el panel inferior se muestra la distribución de las ponderaciones de cada destino y origen de acuerdo con el código CIIU a un dígito<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> La estructura completa de ponderaciones se halla a partir del Cuadro A1.5, al tener en cuenta que el 38,8% del IPP corresponde al consumo final, 43% al consumo intermedio, 10,2% a bienes de capital y el restante 8 % a materiales de construcción.

El panel superior muestra que los materiales de construcción, así como los bienes intermedios y de consumo final, tienen un alto componente de bienes producidos y consumidos. En efecto, el 81,5%, 78% y 85,6% de cada destino, respectivamente, corresponden a bienes producidos y consumidos. Sin embargo, solo el 27,8% de los bienes de capital son producidos y consumidos. Además, se destaca que las importaciones colombianas son básicamente manufacturas con un componente pequeño de agricultura y minería.

El panel inferior permite establecer un ordenamiento, por lo menos para bienes producidos y consumidos, de acuerdo con el grado de manufactura de los bienes. El ordenamiento se realiza al comparar las ponderaciones de los bienes manufacturados y agrícolas en los diferentes destinos. En efecto, los bienes destinados a consumo intermedio se componen de 56% de manufacturas y 41% de productos agrícolas. Esto coloca a los bienes de consumo intermedio en el nivel más bajo de manufactura. El tercer nivel de manufactura corresponde al consumo final con 83% y 17%, respectivamente. El segundo nivel corresponde a bienes de capital con 94% y 6%, respectivamente, y el primer nivel de manufactura corresponde a los bienes de construcción con 91% de manufacturas y 9% de minería y canteras.

Para las importaciones, sin embargo, no se puede establecer un ordenamiento similar debido a las variaciones en la frecuencia de importación de los bienes.

#### **D. Metodología**

La estimación directa de la duración media de los *spells* de precios requiere que estos no estén censurados, es decir, no se pueden usar el primer y el último *spell* de cada secuencia. Sin embargo, los estimadores indirectos de la duración media de los *spells*, derivados de la frecuencia de cambio de precios, pueden utilizar los *spells* censurados y, por lo tanto, son menos sesgados y más eficientes que los primeros.

Luego de descartar los *spells* censurados, se identificaron 159.090 *spells* en la base de datos, 14,5 *spells* en promedio por cada secuencia de precios

En nuestra muestra, una secuencia de precios se identifica como una sucesión ininterrumpida de reportes de precios  $P_{mjkt}$ , donde  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  es el período de tiempo y  $k = 1, 2, 3, \dots, K_{mj}$  identifica la categoría de producto reportada por el  $j = 1, 2, 3, \dots, J_m$  informante que pertenece a la clase mínima  $m = 1, 2, 3, \dots, M$ . La tripleta  $(m, j, k)$  identifica de manera única la secuencia de precios.

Sea  $i = 1, 2, 3, \dots, N_{mjk}$  el identificador del  $i$ -ésimo *spell* de precios en la secuencia  $(m, j, k)$  y sea  $T_{mjk i}$  su duración.

Se puede estimar la duración media de la categoría de producto  $(m, j, k)$  como

$$\bar{T}_{mjk} = \frac{1}{N_{mjk}} \sum_{i=1}^{N_{mjk}} T_{mjk i}. \quad (2)$$

Sin embargo, nuestra base de datos no identifica productos particulares. En lugar de esto, estimamos la duración media de cada clase mínima como:

$$\bar{T}_m = \frac{1}{\sum_{j=1}^{J_m} \sum_{k=1}^{K_{mj}} \alpha_{jk}} \sum_{j=1}^{J_m} \sum_{k=1}^{K_{mj}} \alpha_{jk} \bar{T}_{mjk}, \quad (3)$$

donde  $\alpha_{jk}$  es la ponderación promedio del producto particular en la clase mínima.

La duración media para agregaciones más amplias se calcula a través de promedios ponderados, con las ponderaciones correspondientes del IPP:

$$\bar{T}_n = \frac{1}{\sum_{m=1}^{Mn} \alpha_m} \sum_{m=1}^{Mn} \alpha_m \bar{T}_m, \quad (4)$$

donde  $\alpha_m$  es la ponderación del IPP asociada a la  $m$ -ésima clase mínima.

El hecho de que no podamos realizar estimaciones para productos particulares, sino para clases mínimas, afecta la interpretación de las cifras al nivel más desagregado. A este nivel, las duraciones son promedios no ponderados de las diferentes categorías de producto que las componen. Sin embargo, no se espera que existan sesgos ya que las duraciones de los *spells* se calculan a nivel de cada categoría de producto.

Siguiendo el mismo procedimiento se pueden calcular diferentes estadísticas con respecto a la duración. En este trabajo nos enfocamos en la duración mediana, los cuartiles de la distribución y la desviación estándar ponderada.

Estimaciones indirectas de la duración se pueden obtener de la estimación de la frecuencia media de cambio de los precios (FCP). La FCP promedio corresponde a la proporción de la canasta, en una clase mínima, que cambia sus precios en un período de tiempo particular y es, entonces, una medida de corte transversal<sup>6</sup>. Para la muestra total se calcula el promedio a lo largo de la muestra.

La estimación de la FCP requiere el cómputo del porcentaje de la canasta de la clase mínima que cambia sus precios en un período de tiempo especificado. Para esto, definimos una variable que indica si las  $(j, k)$ -ésima firma de la  $m$ -ésima clase mínima cambian el precio en el período  $t$ , así:

$$I_{m,j,k,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } p_{m,j,k,t} \neq p_{m,j,k,t-1} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

y en consecuencia, la FCP estimada para la  $m$ -ésima clase mínima en el período  $t$  se definió como:

$$F_{mt} = \frac{1}{\sum_{j=1}^{j_m} \sum_{k=1}^{k_{mj}} W_{mjk}} \sum_{j=1}^{j_m} \sum_{k=1}^{k_{mj}} W_{mjk} I_{mjkt}$$

y

$$\bar{F}_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T F_{mt}$$

es la frecuencia estimada de cambio de precios para toda la muestra para la  $m$ -ésima clase mínima.

Siguiendo el procedimiento anterior, se pueden estimar las estadísticas que caracterizan la distribución de las FCP a cualquier nivel de desagregación. De igual forma se pueden calcular las frecuencias de los incrementos y disminuciones.

---

<sup>6</sup> La estimación no paramétrica de la FCP supone que la función *hazard* es constante.

### III. ¿CÓMO FIJAN LAS FIRMAS COLOMBIANAS SUS PRECIOS?

#### A. ¿Los precios son rígidos o flexibles?

Para responder esta pregunta se estiman las distribuciones de las duraciones directas y de las FCP, para distintas clases de productos a diferentes niveles de desagregación hasta las clases mínimas. Se estudian igualmente las distribuciones de acuerdo con el origen y destino de los productos a diferentes niveles del código CIU. Los resultados se muestran en los Cuadros A1.7 y A1.8, al igual que en los Gráficos A2.2a y A2.2b. Los resultados para mayores niveles de desagregación se pueden solicitar a los autores.

Los hallazgos con respecto a esta pregunta se resumen en lo siguiente:

- *La duración promedio ponderada de los spells de precios de la canasta del IPP es de 5,52 meses y 20,2% de la canasta cambia de precio cada mes, pero hay un grado muy alto de heterogeneidad de las duraciones, entre y dentro de diferentes clases de productos, a diferentes grados de desagregación. La desviación estándar estimada de las duraciones es de 4,16 meses (Cuadro A1.7).*
- *La heterogeneidad de las duraciones de los spells de precios se puede explicar, en parte, por el origen de los bienes. Debido a las variaciones de la tasa de cambio, no solo hay una marcada diferencia entre la duración de los bienes importados y de los producidos y consumidos (3,84 y 6,03 meses, respectivamente), sino que también se observan ganancias por homogeneidad en la canasta de importados, dado que la desviación estándar de las duraciones de los importados se reduce a 3,41 meses y el coeficiente de variación de las duraciones de los producidos y consumidos se reduce con respecto al de la canasta total (Cuadro A1.7).*
- *La heterogeneidad de las duraciones de los spells de precios se puede explicar también, en parte, por el grado de manufactura de los bienes. En efecto, para los bienes producidos y consumidos, el ordenamiento de las duraciones promedio es similar al que se obtuvo al analizar las ponderaciones del IPP en la Sección II Apartado C, los materiales de construcción tienen la mayor duración (7,73 meses), el consumo intermedio la más pequeña (5,29) y el consumo final y los bienes de capital están en la mitad, con 6,43 y 6,46 meses, respectivamente. También se observan ganancias de homogeneidad al desagregar la muestra de esta forma, dado*

que las desviaciones estándar para el consumo intermedio y los materiales de construcción (3,92 y 2,78 meses, respectivamente) son inferiores a las calculadas para la canasta de producidos y consumidos (4,23 meses). Vale la pena resaltar que el coeficiente de variación para los materiales de construcción se reduce a 2,78, lo que muestra una notable disminución en la heterogeneidad para esta canasta (Cuadros A1.7 y A1.8).

- *La rigidez de los precios se incrementa a medida que la inflación se reduce.* En efecto, si no se tienen en cuenta las diferencias entre las canastas, nuestros resultados son consistentes con trabajos previos para Colombia. Jaramillo y Cerquera (1999) concluyen que, en promedio, los precios de los consumidores permanecen constantes durante dos meses, en un período en el que la inflación del IPC era de 28%. Espinosa, Jaramillo y Caicedo (2001) estiman una duración promedio de cuatro meses, en un período en el que la inflación era de 25%. Nuestros resultados muestran una duración de 5,5 en un período en el que la inflación del IPP es de 7%. Además, el Gráfico A2.2b muestra una tendencia claramente creciente en las duraciones, con una pendiente más grande entre 1999 y 2000, como se esperaba de acuerdo con el gran ajuste luego de la crisis de 1998. Luego de esto, la tendencia es pequeña pero estable, consistente con la continua desinflación que siguió al año 2000.
- *El análisis de la distribución de la FCP produce resultados similares.*

Los resultados para Colombia son comparables con los de la IPN. En efecto, la FCP para los seis países de la IPN combinados es de 21% de la canasta del IPP. La mayor flexibilidad se presenta en Francia, donde 25% del IPP cambia cada mes, y la mayor rigidez en Italia, donde solo 15% de la canasta del IPP cambia cada mes. Los resultados colombianos (20% de la canasta del IPP cada mes) están en el rango medio de los seis países. Sin embargo, si se tiene en cuenta que la inflación promedio durante la muestra de los seis países de la Unión Europea (UE) era inferior a 2,5% y que la colombiana era de 7%, se podría concluir que nuestros precios del IPP son más rígidos que los de estos países (véanse Vermeulen *et al.*, 2007).

De igual manera, los estudios individuales de los distintos países, así como el del conjunto de los seis, reportan resultados similares a los nuestros con respecto a la heterogeneidad. Vermeulen *et al.* (2007) informan una relación directa entre la duración de los *spells* de precios y la cantidad de transformación para producir ítems particulares.

El hallazgo de que el comportamiento de los productores de bienes se diferencia por su grado de manufactura ha sido descrito por Blanchard (1982, p. 2). De acuerdo con este autor, “la falta de sincronización implica efectos serpenteantes, es decir, los movimientos en los precios de los factores se transmiten lentamente a los de los bienes intermedios, y estos se transmiten de manera similar a los de los bienes finales”. Así, la rigidez de los precios se relaciona de manera directa con el número de pasos necesarios para su manufactura. En consecuencia, los bienes que están en niveles bajos de manufactura tienen una variabilidad más alta en los precios y beneficios que los que están más altos en esa escala.

### ***B. ¿Un incremento de precios es más probable que una disminución?***

Para responder a esta pregunta se estimaron las frecuencias de los incrementos y disminuciones de precios, de acuerdo con el origen, destino y código CIIU a un dígito. Los resultados se encuentran en el Cuadro A1.9 y los hallazgos se resumen en los siguientes puntos:

- *Los incrementos de precios son ligeramente más probables que las disminuciones.* En efecto, solo en un caso, las importaciones mineras destinadas al consumo intermedio, la frecuencia de los incrementos de precios es inferior a la de las disminuciones, 10% y 10,8%, respectivamente (Cuadro A1.9).
- *La razón entre la frecuencia del incremento de precios y la frecuencia de las disminuciones se relaciona con el origen de los bienes.* En efecto, esta razón es más grande para los bienes producidos y consumidos que para los importados. Solo en un caso, los productos agrícolas destinados al consumo final, es más grande para las importaciones. Por lo tanto, hay una diferencia clara de comportamiento en la fijación de los precios de acuerdo con el origen de los bienes (Cuadro A1.9).
- *La razón entre la frecuencia del incremento de precios y la frecuencia de las disminuciones se relaciona con el nivel de manufactura de los bienes.* Para los bienes producidos y consumidos, este cociente es más grande para las manufacturas, mediano para la minería y más pequeño para la agricultura (Cuadro A1.9).
- *Dado el nivel de inflación observado durante la muestra, hay una frecuencia sorpresivamente grande de las disminuciones de precios.*

Al igual que en la UE, nuestros resultados apuntan a un nivel modesto de rigideces a la baja. En consecuencia, no hay evidencia de que existan fuertes rigideces nomi-

nales a la baja en Colombia. Este resultado es similar, tanto en magnitud como en dirección, a los encontrados en la UE en conjunto, así como en cada uno de los seis países.

La existencia de una ligera rigidez nominal a la baja podría explicar, en parte, la existencia de una inflación positiva de la magnitud que se observa durante la muestra. Además, ayuda a justificar que el Banco de la República persiga una meta de inflación positiva y baja en el largo plazo (3%), ya que esta permite que los precios reales (relativos) se reduzcan cuando sea necesario para facilitar la consecución del objetivo en el largo plazo. De igual forma, la no existencia de fuertes rigideces nominales a la baja indica que en Colombia el costo adicional de reducir la inflación, debido a este tipo de rigidez, es comparable con el de los seis países de la UE mencionados.

### **C. ¿Los cambios de precios están sincronizados dentro de las clases mínimas de productos?**

Para determinar el grado de sincronización de los cambios de los productos en las clases mínimas del IPP colombiano, calculamos el índice de sincronización propuesto por Fisher y Konieczni (2000). Estos autores proponen usar la razón entre la desviación estándar de los cambios de precios a nivel de las clases mínimas y la desviación estándar teórica que implica la frecuencia de cambio promedio de los precios que se hubiese observado en las clases mínimas bajo el supuesto de perfecta sincronización. Esta razón es uno cuando hay sincronización perfecta, y cero bajo *staggering* perfecto<sup>7</sup> (véanse Aucremane y Dhyne, 2004, Diaz, Robalo, Neves y Santos, 2004).

---

<sup>7</sup> Para una clase mínima dada, sea  $p_t$  la FCP en el período  $t$ . El índice de sincronización propuesto por Fisher y Konieczni (2000) se calcula como  $FK = \sqrt{\frac{1}{T} \frac{\sum_{t=1}^T (p_t - \bar{p})^2}{\bar{p}(1-\bar{p})}} = \frac{\sqrt{s_{p_t}^2}}{\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}}$ , donde  $\bar{p} = \frac{\sum_{t=1}^T p_t}{T}$  y  $s_{p_t}^2$  son la media y la varianza muestral de  $p_t$ , respectivamente. Si la sincronización es perfecta, todas las firmas de la clase mínima cambian sus precios en un período de tiempo dado, o ninguna lo hace. Por lo tanto,  $p_t$  es una variable *dummy* y  $s_{p_t}^2 = \bar{p}(1-\bar{p})$ , lo cual implica que  $FK = 1$ . Ahora, si  $p_t = \bar{p} \forall t$ , es decir, bajo *staggering* perfecto, con una proporción fija de firmas  $p_t$ , que cambian sus precios cada período,  $FK = 0$ . Por lo tanto, dado  $\bar{p}$ ,  $FK$  mide la proximidad de  $s_{p_t}^2$  a su límite superior.



Los resultados se presentan en los Gráficos A2.2 y A2.3 y el principal hallazgo es el siguiente:

- *Los productores e importadores colombianos tienden a sincronizar muy poco los cambios de sus precios.* En efecto, el Gráfico A2.3 muestra la frecuencia de clases mínimas (barras medidas en la escala izquierda), para cada nivel de la razón de sincronización (eje x) y la ponderación acumulada correspondiente (línea medida en la escala derecha), para las clases mínimas. La distribución de la razón de sincronización es altamente sesgada con una única moda alrededor de 0,175, donde la ponderación acumulada alcanza el 80% del IPP. Además, 98% de la canasta tiene un grado de sincronización inferior a 0,3, y solo el 0,15% de la canasta tiene un grado de sincronización superior a 0,95. Sin embargo, el Gráfico A2.2 sugiere la existencia de sincronización estacional a niveles muy agregados (Gráficos A2.2 y A2.3).

Este hallazgo es consistente con la afirmación de que la falta de sincronización causa las rigideces de precios. En efecto, los investigadores de Italia encuentran un grado muy bajo de sincronización (acorde con su alta rigidez) y los de Alemania un grado muy alto de sincronización en el sector metalmeccánico debido al alto poder de negociación de sus sindicatos (acorde con su menor rigidez). En consecuencia, nuestros resultados sugieren que la rigidez observada en el IPP colombiano se explica, por lo menos en parte, por la ausencia de sincronización.

#### **D. ¿La regla de precios es dependiente del estado o del tiempo?**

Para responder a esta pregunta presentamos dos tipos de información: un modelo logístico condicional para la decisión de no cambiar el precio, y la descomposición de la varianza de la inflación de Klenow y Krivtsov (2003)<sup>8</sup>. El primero muestra

---

<sup>8</sup> De acuerdo con Klenow y Krivtsov (2003), la tasa de inflación se puede escribir como el producto de la FCP por el cambio porcentual de precios  $\pi_t = FPC_t D(P_t)$ , donde  $P_t$  es el nivel de precios y  $D$  es el operador diferencia. La volatilidad del primer término aparece en muchos modelos dependientes del estado, y la volatilidad del segundo es la única fuente de fluctuaciones en modelos dependientes del tiempo. Al escribir  $\pi_t = FPC_t \overline{D(P_t)} + \overline{FPC_t} D(P_t) + (FPC_t - \overline{FPC_t})(D(P_t) - \overline{D(P_t)}) - \overline{FPC_t} D(P_t)$  se encuentra una descomposición exacta de la varianza,  $V(\pi_t) = FPC_t^2 V(D(P_t)) + V(\overline{FPC_t} D(P_t) + (FPC_t - \overline{FPC_t})(D(P_t) - \overline{D(P_t)})) + 2Cov_t$ , donde  $Cov_t = Cov(\overline{FPC_t} D(P_t), \overline{FPC_t} D(P_t) + (FPC_t - \overline{FPC_t})(D(P_t) - \overline{D(P_t)}))$ .

los determinantes que influyen en la decisión de cambiar o no cambiar el precio y determina la importancia de estos. La segunda ayuda a determinar la importancia de la dependencia del tiempo y del estado en las reglas de precios de los productores.

En el modelo logístico condicional se incorporan, de acuerdo con nuestra discusión previa, el origen de los bienes (*source*), el código CIIU a un dígito (CIIU1) y factores relacionados con el tiempo, el año y el mes del reporte de precios. Se incluyen también factores de estado como la tasa anual de devaluación, la tasa de inflación y la brecha del producto. Dado que nuestro análisis incluye variables categóricas, la significancia e importancia global de cada factor se estudia a través del análisis de varianza tipo III. El Cuadro A1.10 contiene los resultados de la estimación con todos los factores y variables (panel superior) y los factores que quedan luego de un análisis *stepwise* para la selección de los factores significantes (panel inferior).

Los resultados se presentan en los Cuadros A1.10 a A1.12 y los hallazgos se resumen en los siguientes puntos:

- *Hay una dependencia clara tanto de los factores de estado como los de tiempo en la decisión de cambiar o no el precio, con una clara dominación de los factores de tiempo.* En efecto, los factores relacionados con el tiempo, como el mes y año del reporte, son más significativos que los relacionados con el estado en el modelo logístico condicional. Además, debido a la correlación entre la inflación y la brecha del PIB en la muestra, solo la inflación entra en el modelo (Cuadro A1.10, panel inferior), lo cual muestra que la tasa de inflación observada afecta la decisión de cambiar o no el precio. Sin embargo, al remover la tasa de inflación, la significancia de la brecha del PIB se incrementa notablemente. La dominancia de los factores de tiempo del Cuadro A1.11 se confirma al observar el comportamiento de la descomposición de la varianza de la inflación de Klenow y Krivtsov del Cuadro A1.12. En general, el componente relacionado con la dependencia del tiempo es superior al relacionado con la dependencia del estado.
- Así mismo, se observa que en la estimación del modelo logístico condicional los factores más importantes son el origen de los bienes y el código CIIU a un dígito (como *proxy* del grado de manufactura), resultados que están de acuerdo con la discusión anterior.

- *Para bienes producidos y consumidos la contribución de la dependencia del estado o del tiempo depende del grado de manufactura de los bienes.* En efecto, para manufacturas producidas y consumidas, el componente relacionado con la dependencia del estado se localiza entre el 16,5% y el 34% de la varianza total de la inflación (Cuadro A1.12).

Los estudios internacionales hallan evidencia de una fuerte dependencia de los factores de tiempo, con una pequeña y significativa dependencia de los factores de estado. En el caso de Francia, por ejemplo, los factores relacionados con el tiempo determinan el 92,2%, en promedio, de la varianza total de la inflación.

### ***E. ¿Son grandes los cambios de los precios?***

Para responder a esta pregunta se calcularon los incrementos y las disminuciones porcentuales promedio de los precios. Los resultados se encuentran en el Cuadro A1.13 y los hallazgos se resumen en los siguientes puntos:

- *Los incrementos/las disminuciones porcentuales promedio no son muy diferentes de la tasa de inflación observada a lo largo de la muestra* (Cuadro A1.13).
- *Sin embargo, esta evidencia implica que una porción grande, teniendo en cuenta la estructura de ponderación de la canasta, realizan cambios absolutos de precios por encima de la inflación.* Dicho de otra manera, son frecuentes los cambios absolutos de precios mayores que la inflación, lo cual indica la no existencia de costos convexos (Cuadro A1.13).
- *La heterogeneidad de los incrementos y las disminuciones porcentuales de precios se relacionan con el origen y grado de manufactura de los bienes.* Al analizar la razón entre el incremento porcentual y la disminución porcentual se observa que esta es más grande para bienes producidos y consumidos que para importados, y que se presenta un ordenamiento claro, de acuerdo con el grado de manufactura de los bienes, dentro de los bienes producidos y consumidos (Cuadro A1.14).

En concordancia con nuestros resultados, los seis países de la UE considerados encuentran evidencia de que los costos no son convexos.

## IV. CONCLUSIÓN

En promedio, los productores colombianos (importadores y productores locales de productos consumidos en el país) cambian sus precios con relativa frecuencia: 20,2% de la canasta cada mes. Aunque este resultado es similar al de seis países de la UE, si se tiene en cuenta la inflación durante la muestra, nuestros precios son más rígidos, lo cual implica que, *ceteris paribus*, nuestros ciclos son más amplios que en la UE.

Al explorar las causas de la rigidez de precios en Colombia, se encuentra que la falta de sincronización es un factor muy importante, pero los costos asociados a los cambios de precios no parecen ser convexos. Por lo tanto, no parecen ser relevantes al tomar la decisión de cambiar o no cambiar los precios.

Sin embargo, se encontró alguna sincronización estacional, debido posiblemente a las fechas de incremento del salario mínimo y los contratos explícitos.

No obstante, se destaca la existencia de una frecuencia sorpresivamente alta de disminuciones de los precios, dado el nivel observado de la inflación (7%) durante la muestra.

Así mismo, se encontró que existe una leve rigidez a la baja de los precios, la cual se asocia a la eficiencia del esquema de precios, que permite establecer la meta de inflación de largo plazo en 3%.

Además, se destaca la no existencia de fuertes rigideces nominales a la baja, por lo menos con respecto a los seis países de la IPN. Por lo tanto, en Colombia los costos en bienestar de la política monetaria no son excesivos, por lo menos en comparación con los seis países de la IPN.

De igual manera, se encontró que la decisión de cambiar los precios depende en su mayor parte de los factores de tiempo, con una pequeña pero significativa contribución de los factores dependientes del estado. Es decir, como en una regla conforme a Taylor.

Además, se encontraron fuertes diferencias sectoriales en la manera como las firmas fijan sus precios, diferencias que se relacionan con el origen y el nivel de manufactura de los bienes. En efecto, los precios de los bienes importados son más flexibles, en términos absolutos como a la baja, que los producidos y consumidos. Del mismo modo, los precios de los producidos y consumidos son más rígidos, en términos absolutos como a la baja, a medida que su nivel de manufactura se incre-

menta. Además, el componente de dependencia del estado para bienes producidos y consumidos es más grande que para el resto de la canasta.

En consecuencia, los bienes importados así como los producidos y consumidos con bajo nivel de manufactura responden más rápido a la política monetaria que los producidos y consumidos localizados más arriba en esa escala.

Finalmente, si no se tienen en cuenta las diferencias entre las canastas, nuestros resultados son consistentes con trabajos previos para Colombia. Jaramillo y Cerquera (1999) concluyen que, en promedio, los precios de los consumidores permanecen constantes durante dos meses en un período en el que la inflación del IPC era de 28%. Espinosa, Jaramillo y Caicedo (2001) estiman una duración promedio de cuatro meses en un período en que la inflación era de 25%. Nuestros resultados muestran una duración de 5,5 en un período en que la inflación del IPP es de 7%.

Este hecho, de acuerdo con Angeloni *et al.* (2006), implica que la sensibilidad de la inflación a innovaciones de demanda y de costos, así como a la inflación pasada, se ha reducido con la inflación. Por lo tanto, el nivel de la inflación se relaciona directamente con su persistencia, lo cual ha hecho que el poder que las firmas tienen sobre sus precios se haya reducido. Esto último, de acuerdo con Taylor (2000), contribuyó al mantenimiento de la tendencia decreciente de la inflación. Sin embargo, estos beneficios (inflación baja, con PIB creciente) “pueden desaparecer si la política monetaria o las expectativas cambian” (Taylor, 2000, p. 2).

## REFERENCIAS

- Altissimo, F., Ehrmann, M., & Smets, F. (2006). *Inflation persistence and price setting behaviour in the euro area, a summary of the IPN evidence* (Working Paper Series N° 46). European Central Bank.
- Álvarez, L., Buriel, P., & Hernando, I. (2005). *Do decreasing hazard functions for price changes make sense* (Working Paper Series N° 461). European Central Bank.
- Álvarez, L., Dhyne, E., Hoebrechts, M., Kwapil, Le Bihan, H., Lunnemann, P., Martins, F., Sabbatini, R., & Stahl, H. (2005). *Sticky prices in the euro area: A summary of new micro evidence* (Working Papers N° 138). Banque de France.
- Angeloni, I., Aucremanne, L., Ehrmann, M., Galí, J., Levin, A., & Smets, F. (2006). New evidence on inflation persistence and price stickiness in the euro area: Implications for macro modeling. *Journal of the European Economic Association*, 4(2-3), 562-574.

- Angeloni, I., Coenen, G., & Smets, F. (2003). *Persistence, the transmission mechanism and robust monetary policy* (Working Paper Series N° 250). European Central Bank.
- Aucremane, L., & Dhyne, E. (2004). *How frequently do prices change? Evidence based on the micro data underlying Belgian CPI* (Working Paper Series N° 331). European Central Bank.
- Banco de la República (1999). *Metodología de índice de precios del productor*.
- Basu, S. (1995). Intermediate goods and business cycles: Implications for productivity and welfare. *American Economic Review*, 85(3), 512-531.
- Baudri, L., Biham, H., Sevestre, P., & Tarrieu, S. (2004). Price rigidity: Evidence from the French CPI micro data (Working Paper Series N° 384). European Central Bank.
- Bils, M., & Klenow, P. (2004). Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy*, 112, 947-985.
- Blanchard, O. (1982). *Price desynchronization and price level inertia* (Working Paper N° 900). NBER.
- Blinder, A., Canetti, E., Lebow, D., & Rudd, J. (1998). *Asking about prices: A new approach to understanding price stickiness*. Manuscript, Russell Sage Foundation.
- Buckle, R., & Carson, J. (2000). Menu costs, firm size and price rigidity. *Economic Letters*, 66, 59-66.
- Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework: The frequency of price adjustments. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Carlton, D. (1986). The rigidity of prices. *American Economic Review*, 76, 637-658.
- Cecchetti, S. (1986). The frequency of price adjustment. *Journal of Econometrics*, 31, 255-274.
- Clark, T. (1999). The response of prices at different stages of production to monetary policy shocks. *The Review of Economics and Statistics*, 81, 3.
- Dhyne, E., Álvarez, L., Bihan, H., Veronesse, G., Dias, D., & Hoffmann, J., et al. (2006). *Price setting in the euro area some stylized facts from individual consumer price data* (Working Paper Series N° 524). European Central Bank.
- Dias, M., & Dias, D. (2004). *Stylized features of price setting behavior in Portugal: 1992-2001* (Working Paper Series N° 332). European Central Bank.
- Diaz, D., Robalo, C., Neves, P., & Santos, J. (2004). *On the Fisher-Konieczny index of price change synchronization* (Working Paper 7-04). Banco de Portugal.
- Dotsey, M., King, G., & Wolman, A. (1983). State dependent pricing and the general equilibrium dynamics of money and output. *Quarterly Journal of Economics*, 114, 665-690.



- Espinosa, A., Jaramillo, C., & Caicedo, E. (2001). Caracterización del ajuste microeconómico de precios en Colombia. *Revista del Banco de la República*, 890.
- Fabiani, S., Druant, M., Hernando, I., Kwapil, C., Landau, B., Loupías, C., et al. (2005). *The pricing behavior of firms in the euro area: New survey evidence* (Working Paper Series N° 535). European Central Bank.
- Fisher, T., & Konieczni, J. (2000). Synchronization of price changes by multiproduct firms: Evidence from Canadian newspaper prices. *Economic Letters*, 271-277.
- Gali, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44, 195-222.
- Gautier, E. (2006). *The behavior of producer prices: Some evidence from the French PPI micro data* (Working Paper Series N° 699). European Central Bank.
- Golosov, M., & Lucas, R. (2003). *Menu costs and Phillips curves* (Working Paper N° 10187). NBER.
- Hofstetler, M. (2007). *Precios rígidos e inflación moderada*. CEDE Seminar, Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia, octubre 11.
- Huang, K., & Liu, Z. (2005). Inflation targeting: What inflation rate to target. *Journal of Monetary Economics*, 52, 1435-1462.
- Jaramillo, C., & Caicedo, E. (1995). *Inflexibilidad a la baja en los precios al consumidor en Colombia* (Boletín de Estadística N° 511). DANE.
- Jaramillo, C., & Cerquera, D. (1999). *Price behavior in an inflationary environment: Evidence from supermarket data* (Borradores Semanales de Economía N° 138). Banco de la República.
- Kackmeister, A. (2001). *Has retail price behavior changed since 1889? Evidence from microdata*. Manuscript, University of California, Berkeley.
- Kashyap, A. (1995). Sticky prices: New evidence from retail catalogs. *Quarterly Journal of Economics*, 110, 245-274.
- Klenow, P., & Kryvtsov, O. (2003). *State-dependent or time dependent pricing: Does it matter for recent US inflation*. Manuscript, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Lach, S., & Tsiddon, D. (1992). The behavior of prices and inflation: An empirical analysis of disaggregated price data. *Journal of Political Economy*, 100, 349-389.
- Levin, A., & Moessner, R. (2005). *Inflation persistence and monetary policy design: An overview* (Working Paper Series N° 539). European Central Bank.
- Levy, D., Bergen, M., Dutta, S., & Venable, R. (1997). The magnitude of menu costs: Direct evidence from large US supermarket chains. *Quarterly Journal of Economics*, 112, 791-823.

- MacDonald, J., & Aaronson, D. (2001). *How do retail prices react to minimum wage increments*. Manuscript, U. S. Department of Agriculture.
- Means, G. (1937). *Industrial prices and theory relative inflexibility*. U. S. Senate document, 74th Congress, 1st session, 13.
- Means, G. (1972). The administered-price thesis reconfirmed. *American Economic Review*, 62, 292-306.
- Mills, F. (1927). *The behavior of prices*. Manuscript, NBER.
- Rothemberg, J. (1982). Monopolistic price adjustment and aggregate output. *Review of Economic Studies*, 49, 517-531.
- Sabbatini, R., Fabiani, S., Gatulli, A., & Veronese, G. (2004). *Producer price behavior in Italy: Evidence from macro PPI data*. Mimeo, Bank of Italy.
- Smetz, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123-1175.
- Stahl, H. (2004). *Price rigidity in German manufacturing*. Mimeo, Deutsche Bundesbank.
- Stigler, G., & Kidahl, J. (1980). *The behavior of industrial prices*. NBER General Series, 90.
- Taylor, J. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88, 1-22.
- Taylor, J. (1999). Staggered price and wage setting in macroeconomics. *Handbook of Macroeconomics* (vol. 15). Nueva York: Elsevier.
- Taylor, J. (2000). Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.
- Vermeulen, P., Dias, D., Dosshe, M., Gautier, E., Hernando, I., Sabbatini, R., et al. (2007). *Price setting in the euro area: Some stylized facts about individual producers data* (Working Paper Series N° 703). Banco de España.
- Vermeulen, P., & Vilmunen, J. (2005). *Sticky prices in the EURO area: A summary of the micro evidence* (Working Paper Series N° 563). European Central Bank.
- Walsh, C. (2003). *Monetary theory and policy* (2<sup>nd</sup> ed.). Cambridge, MA: MIT Press.
- Weiss, L. (1977). Stigler, Kindhal, and Means on administered prices. *American Economic Review*, 67(4), 610-619.
- Wolman, A. (1999). Sticky prices, marginal costs, and the behavior of inflation. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 85(4), 29-48.



## ANEXOS

### Anexo 1. Cuadros

**CUADRO A1.1. ESTUDIOS DE LA IPN: ASPECTOS METODOLÓGICOS**

País	Precios	Canasta	Tiempo	N	Imputación	Censura	Estimación
Francia	Transferencia	92% IPP	Ene. 1994 - Jun. 2005	1.500.000	N	S	NP D/F
Italia	Transferencia	44% IPP	Ene. 1997 - Dic. 2002	71.000	N/A	S/N	NP D/F/S
Alemania	Transferencia	100% IPP	Ene. 1980 - Nov. 2001	1.300.000	N	S	NP D/F/S
España	Transferencia	99,4% IPP	Nov. 1991 - Feb. 1999	1.650.000	N/A	S/N	NP D/F
Portugal	Transferencia	100% IPP	Ene. 1995 - Ag. 2002	1.000.000	S	S/N	NP D/F/S/H

Transf = Transferencia; Imput = Imputación; Estima = Estimación; NP: No paramétrica; D: Duración; F: Frecuencia de cambio de precios; S: Función de sobrevivencia; H: Función *hazard*; N: No; S: Sí; N/A: No disponible.

Fuente: Vermeulen *et al.* (2005) y estudios individuales de países.

**CUADRO A1.2. ESTUDIOS DE LA IPN: RESULTADOS**

País	Frecuencia	Duración	Rigidez a la baja	Sincronización	Estado/Tiempo	Tamaño
Francia	25%	7	Sí	N/A	S/T	No (14% D4%)
Italia	15%	6	No	Baja	N/A	No (14,5% D4,1%)
Alemania	22%	8	Sí	Alta	S/T	No
España	21%	12	Ligera	N/A	S/T	Sí (4,8%)
Portugal	23%	N/A	Ligera	Sí	N/A	Sí

Transf = Transferencia; Imput = Imputación; Estima = Estimación; NP: No paramétrica; D: Duración; F: Frecuencia de cambio de precios; S: Función de sobrevivencia; H: Función *hazard*; N: No; S: Sí; N/A: No disponible.

Fuente: Vermeulen *et al.* (2007) y estudios individuales de países.

**CUADRO A1.3. NÚMERO DE REPORTES DE PRECIOS**

	Producidos y consumidos	Importados	Total
Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	62.905	11.032	73.937
Minería, canteras	6.108	1.131	7.239
Industria manufacturera	295.706	163.187	458.893
<b>Total</b>	<b>364.719</b>	<b>175.350</b>	<b>540.069</b>

**CUADRO A1.4. NÚMERO DE SECUENCIAS DE PRECIOS**

	Producidos y consumidos	Importados	Total
Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	967	190	1.157
Minería, canteras	98	18	116
Industria manufacturera	5.767	3.876	9.643
<b>Total</b>	<b>6.832</b>	<b>4.084</b>	<b>10.916</b>

**CUADRO A1.5. ESTRUCTURA DE PONDERACIÓN**

Origen	CIU1	Consumo intermedio	Consumo final	Bienes de capital	Materiales de construcción
Producidos y consumidos	Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	31,9%	14,2%	1,6%	0,0%
	Minería, canteras	2,8%	0,7%	0,0%	7,3%
	Industria manufacturera	43,8%	70,7%	26,2%	74,2%
Importados	Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	2,0%	0,5%	0,0%	0,0%
	Minería, canteras	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%
	Industria manufacturera	19,4%	13,9%	72,1%	18,5%
<b>Total</b>		<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>

(Continúa)

**CUADRO A1.5. ESTRUCTURA DE PONDERACIÓN** (continuación)

Origen	CIU1	Consumo intermedio	Consumo final	Bienes de capital	Materiales de construcción
Producidos y consumidos	Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	40,6%	16,6%	5,8%	0,0%
	Minería, canteras	3,6%	0,9%	0,0%	9,0%
	Industria manufacturera	55,8%	82,6%	94,2%	91,0%
Subtotal		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Importados	Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	9,2%	3,3%	0,0%	0,0%
	Minería, canteras	0,5%	0,0%	0,0%	0,0%
	Industria manufacturera	90,3%	96,7%	100,0%	100,0%
Subtotal		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

**CUADRO A1.6. DISTRIBUCIÓN DE LOS SPELLS DE PRECIOS**

	Importaciones	Producidos y consumidos	Total
Agricultura, ganadería, caza, maderas, pesca	6.007	45.828	51.835
Industria manufacturera	70.443	34.647	105.090
Minería, canteras	937	1.228	2.165
Total	77.387	81.703	159.090

**CUADRO A1.7. DISTRIBUCIONES DE LA DURACIÓN Y LA FCP, CANASTA TOTAL Y POR ORIGEN**

Origen	Media	STD	Q1	MED	Q3
Producidos y consumidos	6,03	4,23	2,34	5,37	8,77
Importados	3,84	3,41	1,67	2,88	4,94
Total	5,52	4,16	1,82	4,83	8,13

Origen	Media	STD	Q1	MED	Q3
Producidos y consumidos	17,26%	13,82%	5,23%	12,95%	29,48%
Importados	29,76%	13,76%	18,99%	30,21%	41,27%
Total	20,22%	14,79%	5,95%	15,52%	32,70%

**CUADRO A1.8. DISTRIBUCIONES DE LA DURACIÓN POR ORIGEN Y DESTINO**

Destino	Origen	Media	STD	Q1	MED	Q3
Consumo intermedio	Producidos y consumidos	5,29	3,92	1,52	4,85	7,61
	Importados	3,47	2,79	1,67	2,40	4,67
Consumo final	Producidos y consumidos	6,43	4,51	2,44	6,50	9,63
	Importados	4,71	4,32	2,53	4,05	6,01
Bienes de capital	Producidos y consumidos	6,46	5,27	2,63	5,89	8,60
	Importados	3,39	3,11	1,00	2,22	4,05
Materiales de construcción	Producidos y consumidos	7,73	2,78	5,96	6,97	9,12
	Importados	5,12	3,59	2,58	4,80	6,88

**CUADRO A1.9. FRECUENCIA DEL INCREMENTO Y DE LA DISMINUCIÓN DE PRECIOS**

Destino	Cambio	Producidos y consumidos			Importaciones		
		Agrícola	Manufacturera	Minera	Agrícola	Manufacturera	Minera
Consumo intermedio	Incremento	8,3%	4,2%	11,9%	9,8%	8,0%	10,0%
	Disminución	6,0%	1,8%	6,6%	9,2%	7,2%	10,8%
Consumo final	Incremento	9,8%	4,1%	10,3%	7,7%	6,1%	
	Disminución	8,8%	2,0%	8,9%	6,7%	5,3%	
Bienes de capital	Incremento	10,7%	4,7%			8,4%	
	Disminución	7,4%	1,1%			8,3%	
Materiales de construcción	Incremento		3,3%	1,7%		6,6%	
	Disminución		1,0%	0,7%		5,9%	
Razón promedio incr./decr.		131%	299%	180%	111%	110%	93%

**CUADRO A1.10. ANÁLISIS DE VARIANZA TIPO III PARA REGRESIÓN LOGÍSTICA PARA LA DECISIÓN DE NO CAMBIAR PRECIOS**

Efecto	DF	Chi-Sq	Pr > Chi-Sq
Origen	1	1.662,38	< 0,0001
CIIU1	2	14.203,74	< 0,0001
Origen*CIIU1	2	9.022,33	< 0,0001
Año	7	1.367,82	< 0,0001
Mes	11	374,90	< 0,0001
PPI_INFL	1	136,04	< 0,0001
DEV_RATE	1	3,71	0,05
OUTP_GAP	1	0,69	0,41
CIIU1	2	14.203,43	< 0,0001
Origen*CIIU1	2	9.022,46	< 0,0001
Origen	1	1.662,32	< 0,0001
Año	7	1.452,64	< 0,0001
Mes	11	412,69	< 0,0001
PPI_INFL	1	191,24	< 0,0001

**CUADRO A1.11. ESTIMACIONES DE LOS PARÁMETROS DE LA REGRESIÓN LOGÍSTICA**

Parámetro	DF	Estimación	Std. err.	Wald	PR > CHI SQ
Intercept	1	-0,36	0,02	370,91	< 0,0001
Origen_importados	1	-0,71	0,02	1.662,32	< 0,0001
Origen_prod_cons	1	-0,71	0,02	1.425,56	< 0,0001
CIIU1_AGRIC	1	0,89	0,02	2.562,79	< 0,0001
Origen*CIIU1_AGRIC	1	1,00	0,02	2.786,88	< 0,0001
Origen*CIIU1_MANUF	1	-0,28	0,02	261,15	< 0,0001
Año 1999	1	-0,40	0,02	422,80	< 0,0001
Año 2000	1	0,09	0,01	68,04	< 0,0001
Año 2001	1	0,14	0,01	204,38	< 0,0001
Año 2002	1	0,22	0,01	492,88	< 0,0001
Año 2003	1	0,14	0,01	206,69	< 0,0001
Año 2004	1	0,11	0,01	107,95	< 0,0001
Año 2005	1	0,03	0,01	7,54	0,01
Mes 1	1	-0,08	0,01	30,20	< 0,0001
Mes 2	1	-0,20	0,01	204,52	< 0,0001
Mes 3	1	-0,01	0,01	0,58	0,45
Mes 4	1	0,06	0,01	18,36	< 0,0001
Mes 5	1	0,05	0,01	12,76	0,00
Mes 6	1	0,00	0,01	0,01	0,92
Mes 7	1	0,00	0,01	0,00	0,99
Mes 8	1	-0,09	0,01	48,56	< 0,0001
Mes 9	1	0,04	0,01	11,00	0,00
Mes 10	1	0,03	0,01	3,43	0,06
Mes 11	1	0,05	0,01	11,55	0,00
PPI_INFL	1	-12,52	0,91	191,24	< 0,0001

**CUADRO A1.12. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LA INFLACIÓN DE KLENOW-KRYVTSOV**

Destino	Regla	Producidos y consumidos			Importaciones		
		Agricultura	Manufacturera	Minería	Agricultura	Manufacturera	Minería
Consumo intermedio	Dep. Tiemp.	98,1%	78,2%	94,3%	99,0%	99,6%	99,1%
	Dep. Estad.	1,9%	21,8%	5,7%	1,0%	0,4%	0,9%
Consumo final	Dep. Tiemp.	97,8%	75,8%	93,4%	97,9%	98,9%	
	Dep. Estad.	2,2%	24,2%	6,6%	2,1%	1,1%	
Bienes de capital	Dep. Tiemp.	96,3%	65,9%			98,1%	
	Dep. Estad.	3,7%	34,1%			1,9%	
Materiales de construcción	Dep. Tiemp.		83,5%	64,5%		95,2%	
	Dep. Estad.		16,5%	35,5%		4,8%	

**CUADRO A1.13. INCREMENTO Y DISMINUCIÓN PORCENTUAL PROMEDIO**

Destino	Cambio	Importados			Producidos y consumidos		
		Agricultura	Manufacturera	Minería	Agricultura	Manufacturera	Minería
Bienes de capital	Incremento		4,20%		4,00%	5,70%	
	Disminución		2,30%		3,10%	4,00%	
Consumo final	Incremento	9,60%	5,70%		14,60%	7,80%	6,60%
	Disminución	7,50%	3,70%		10,70%	5,70%	3,30%
Consumo intermedio	Incremento	4,60%	6,50%	4,00%	5,90%	7,70%	9,20%
	Disminución	3,00%	3,70%	2,60%	5,30%	5,80%	7,10%
Materiales de construcción	Incremento		6,50%			7,70%	10,70%
	Disminución		3,50%			5,40%	8,70%
Average ratio incr./decr.		140,7%	174,5%	153,8%	125,6%	138,7%	150,9%

Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPP. Banco de la República.

**CUADRO A1.14. LISTA DE VARIABLES EN LA BASE DE DATOS**

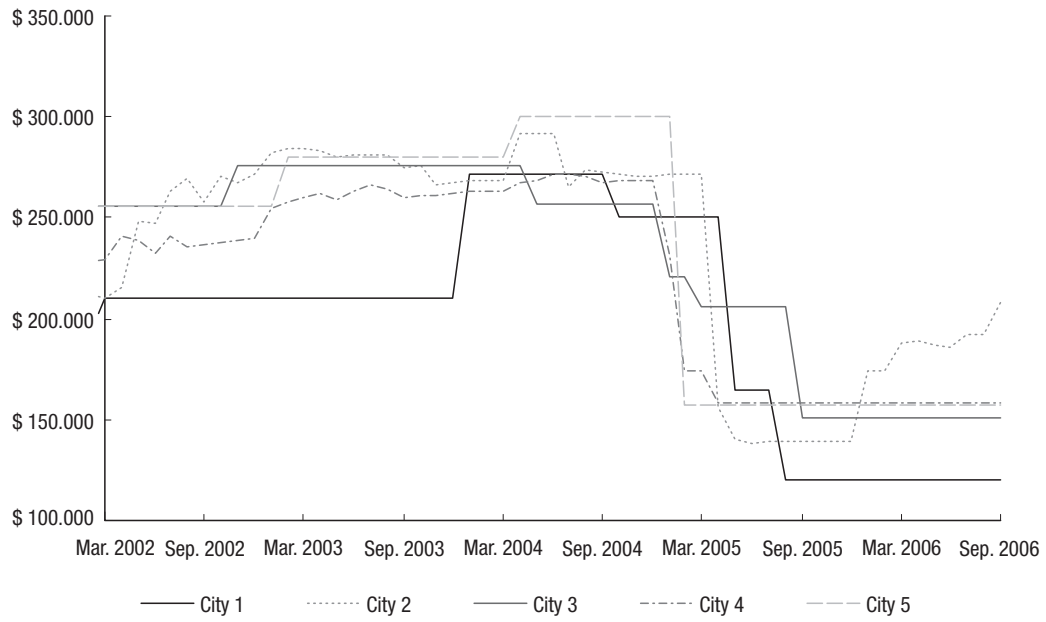
<b>Precios</b>	Precio en su denominación original
	Precio en pesos (COP)
<b>Identificación de la categoría de producto</b>	Código de origen, identifica si el producto es importado o producido y consumido
	Adaptación local del código CIIU revisión 3 a nueve dígitos
	Código de cotización (único dentro de cada informante), identifica reportes de categorías particulares de productos
<b>Identificación informante</b>	Ciudad
	Código de informante, único dentro de cada ciudad
<b>Variables indicadoras de ocurrencia de los siguientes eventos:</b>	Promociones y descuentos
	Venta de productos defectuosos
	Cambio de número de unidades, nombre, marca, código interno de referencia o moneda del reporte
	Inclusión o exclusión de una categoría de producto
	Inclusión o exclusión de un informante
	Cambio en la frecuencia de reporte
	No disponibilidad del informante
	Imputación
Se usó para calcular el IPP	

Fuente: metodología del índice de precios del productor. Banco de la República (1999).

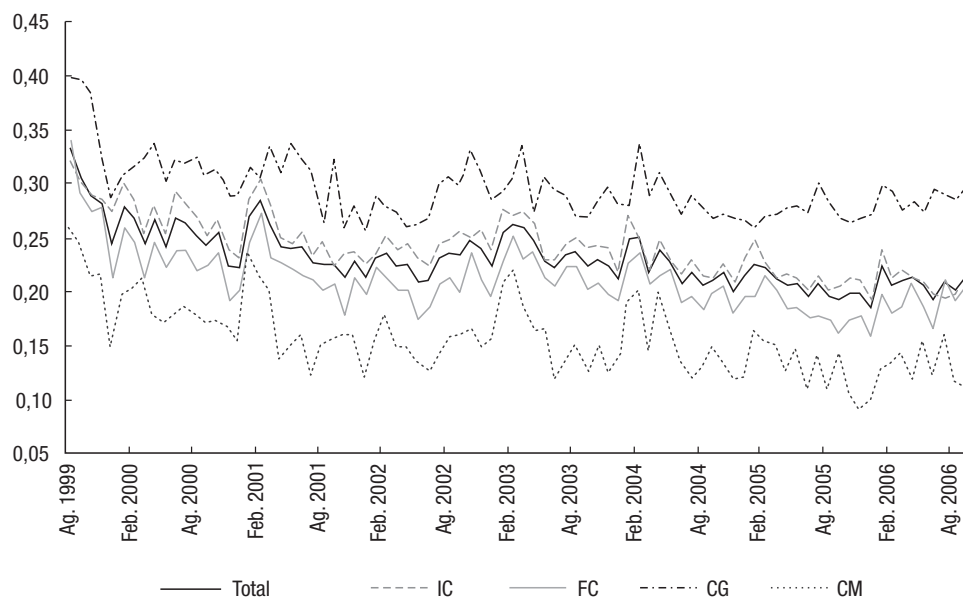


## Anexo 2. Gráficos

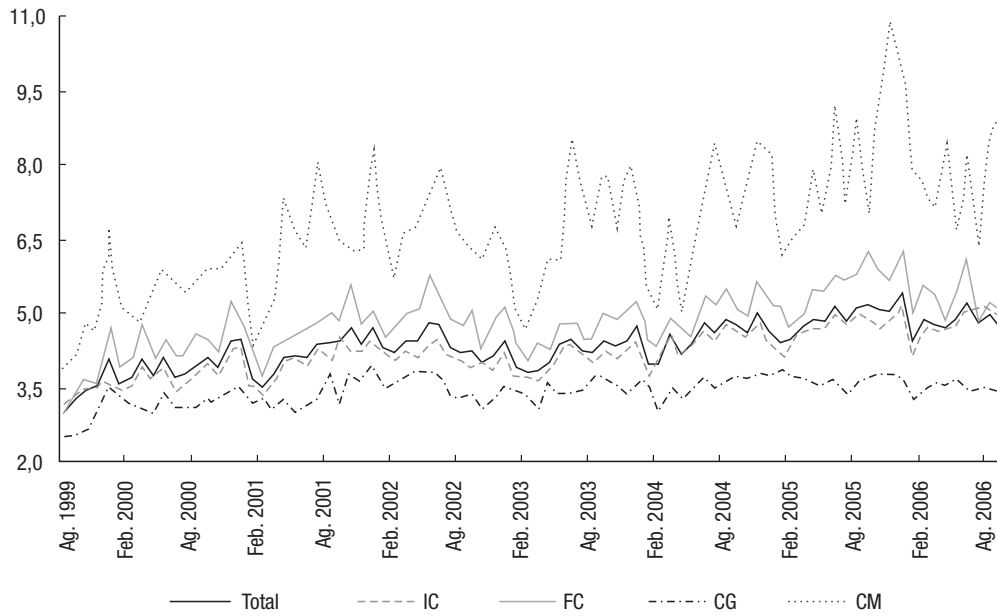
**GRÁFICO A2.1. EJEMPLO DE CINCO TRAYECTORIAS DE PRECIOS**



**GRÁFICO A2.2A. FRECUENCIA ESTIMADA DE CAMBIO DE PRECIOS TOTAL Y POR DESTINO**



**GRÁFICO A2.2B. DURACIÓN ESTIMADA TOTAL Y POR DESTINO**



**GRÁFICO A2.3. ÍNDICE DE SINCRONIZACIÓN**

