

# Flexibilidad de precios en una economía con inflación: el caso de Venezuela

León Fernández Bujanda\*

## 1. INTRODUCCIÓN

En los últimos 25 años, Venezuela ha vivido un proceso de inflación crónica, es decir, la tasa de variación de precios ha estado en los dos dígitos continuamente. Dada esta circunstancia, es de esperar que los agentes hayan creado mecanismos formales e informales de indexación. A su vez, este proceso puede estar ligado a problemas de credibilidad sobre la política económica o al mantenimiento de desequilibrios en la economía. Estos factores podrían ser una fuente de la persistencia en el comportamiento temporal de la variación de precios, lo cual es común en los casos de inflación crónica y que ha estado presente en el caso venezolano (Álvarez *et al.*, 2002; Dorta *et al.*, 2002).

Una forma mecánica de ver este fenómeno nos la da el estudio de la duración de los precios. La rigidez de los mismos combinada con el solapamiento de sus ajustes resultan en una tasa de inflación con alta persistencia, especialmente si estos ajustes se hacen según reglas de fijación de precios que dependen del tiempo (Taylor, 1999). Es por esto, que la estimación de cuánto dura un precio aporta información relevante en la formulación de la política monetaria, en especial en un contexto en el cual la frecuencia de ajustes de precio también se asocia positivamente con la tasa de inflación.

A pesar de que la literatura sobre el tema de la duración de los precios se ha venido nutriendo con nuevas referencias en los últimos años, aún

\* Oficina de Investigaciones Económicas, Banco Central de Venezuela (lefernan@bcv.org.ve).

este tópico no ha sido abordado en Venezuela. Una rama importante de la literatura sobre la evaluación de las rigideces proviene del proyecto Eurosystem Inflation Persistence Network, en el cual participaron el Banco Central Europeo en conjunto con los bancos centrales de Europa continental, cuyos resultados ya fueron resumidos en Álvarez *et al.* (2006) y Dhyne (2006). Además, también se han hecho estudios similares con datos de Estados Unidos (Bils y Klenow, 2004; Klenow y Kryvtsov, 2008; Nakamura y Steinsson, 2008), Reino Unido (Bunn y Ellis, 2009) y Brasil (Gouvea, 2007). En general, estos trabajos han encontrado que los precios en Europa son más rígidos que los precios en Estados Unidos. Como ejemplo, la mediana de la duración en el primer caso es 13 meses, mientras que en el segundo es ocho.

A fin de conocer el grado de rigidez de los precios en una economía inflacionaria, en este trabajo nos proponemos analizar la frecuencia de variación de los precios al consumidor en Venezuela con la información contenida en la base de datos que se utiliza en la estimación del índice de precios al consumidor (IPC) del área metropolitana de Caracas (AMC). El periodo de estudio comienza en enero de 2000 y finaliza en diciembre de 2007, el cual se caracteriza por mostrar una tasa de inflación mensual promedio del 1.5%, equivalente al 20% anual. En total, la base de datos contiene casi tres millones de precios observados de más de 34,000 productos individuales con una cobertura del 80% del IPC. Se excluyen de este análisis los rubros en los cuales las imputaciones desempeñan un papel primordial y los que son administrados por la autoridad ejecutiva, por ejemplo, las tarifas del transporte subterráneo o la gasolina.

En contraste con los resultados de otros países, los precios al consumidor en Venezuela muestran un mayor grado de flexibilidad. En este sentido, la duración estimada de un precio en este país es de tres meses por el método directo y 2.6 meses por el método indirecto. Esto contrasta con los resultados para Europa (13 meses) y Estados Unidos (ocho meses). Asimismo, nuestros resultados nos indican que, en la mitad de los rubros, los precios cambian a lo sumo cada 1.9 meses en promedio.

Un aspecto que sí tiene similitud con otros resultados del ámbito internacional es la heterogeneidad mostrada en la duración de los precios. En efecto, los precios de los servicios tienden a ser menos flexibles que el resto de los precios de la canasta del IPC, lo cual puede ser una manifestación de la rigidez de costos, especialmente los salariales, presente en estas actividades. Por ejemplo, los precios de los servicios hospitalarios, de educación preescolar y básica, de educación secundaria y de educación

superior, permanecen constantes por, al menos, seis meses. En cambio, los precios de aquellos bienes, en donde las importaciones son un componente importante de la oferta global, tienden a ser los más flexibles. Ejemplos de esto son los productos textiles, del hogar, los vehículos y los equipos telefónicos, los cuales duran en promedio menos de dos meses.

Este trabajo también presenta el cálculo de la tasa de riesgo o *hazard rate*. Según lo estimado, esta no es constante en el tiempo. En realidad, la probabilidad de que un precio cambie, dado que no ha variado previamente, aumenta con el número de meses en que el precio ha permanecido fijo, lo cual pudiera explicarse por la presencia de inercia inflacionaria, o la heterogeneidad en los mecanismos de ajustes de precios.

Además de la introducción, el trabajo consta de las siguientes secciones. En la sección 2 se describen los datos que serán utilizados en la evaluación de la rigidez de precios. Los principales resultados, conjuntamente con una breve descripción de la metodología, serán comentados en la sección 3. Con el fin de ser exhaustivos en la estimación, se aplican tanto el método directo como el indirecto.

Posteriormente, en la sección 4, se da respuesta a la pregunta de si la duración de precios es la misma en todos los bienes que componen la canasta del consumidor promedio. El principal mensaje de esta sección es que la mayor duración en los precios está asociada a los servicios y a los controles de precios. En la sección 5, se comentan los resultados de la estimación de la probabilidad de un cambio en el precio condicional al tiempo del último cambio de precios, es decir, de la tasa de riesgo. Finalmente, las conclusiones y los comentarios se dejan para la sección 6, donde se esboza que la principal contribución de este trabajo reside en la identificación de hechos estilizados que están asociados a la formación de precios en Venezuela y que deben agregarse a los modelos macroeconómicos adaptados a la realidad de este país.

## 2. DATOS

La información necesaria para estimar la duración de los precios en este trabajo proviene de las bases de datos de precios que se utilizan para calcular el IPC del AMC.<sup>1</sup> El periodo de la muestra incluye las observaciones

<sup>1</sup> A partir de enero de 2008, se cambió la canasta y la base del IPC del área metropolitana de Caracas (AMC). Unos meses más tarde, se introdujo un nuevo indicador para medir la inflación en Venezuela, el índice nacional de precios al consumidor, el cual incluyó

de precios que van desde enero de 2000 hasta diciembre de 2007. Sin embargo, no todos los rubros de la canasta del IPC del AMC fueron incluidos en esta investigación.<sup>2</sup> El grupo *alquiler de vivienda*, así como el subgrupo *seguros* no forman parte de este estudio dado que, para el cálculo de sus respectivos índices, se usan imputaciones. Asimismo, se excluyen los precios de los rubros que están administrados por algún nivel del gobierno sea el nacional, regional o local. Estos corresponden a servicios de la vivienda (aseo urbano, agua, electricidad, etc.), gasolina y los pasajes de rutas terrestres (por puesto ruta extraurbana, por puesto ruta urbana, rutas troncales, etc.). Se dejan, sin embargo, dentro del ámbito de nuestro estudio los rubros sujetos a control de precios, dado que los precios de estos bienes y servicios no necesariamente se establecen en los niveles regulados.

La base de datos por utilizar contiene la siguiente información: *i*) un campo identificador del producto específico, el cual incluye a qué grupo, subgrupo, clase, subclase y rubro pertenece; *ii*) un campo identificador del tipo de establecimiento, y otro campo que identifica la zona donde este establecimiento se encuentra; *iii*) el precio exacto de este producto en el momento *t*; *iv*) el mes y año en el cual el precio fue recogido; *v*) un identificador si el precio es imputado; y *vi*) la fecha en que se dejó de hacer seguimiento al producto.

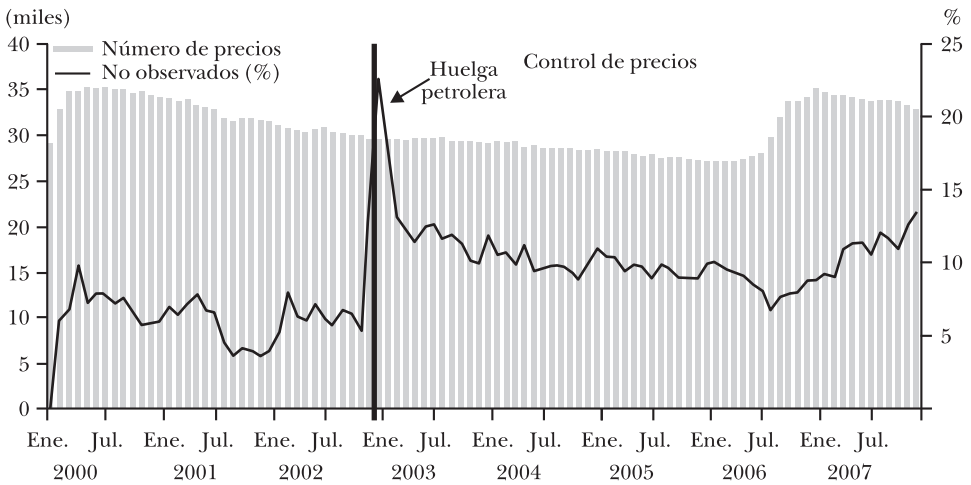
En total, se tiene un potencial de casi tres millones de observaciones de las cuales un poco más de 260,000 son datos no observados. La gráfica I muestra cómo se distribuyen los datos potenciales y los no observados en el tiempo. La característica más sobresaliente que se puede observar es la caída en el número de precios dentro de la muestra desde julio de 2000 hasta abril de 2006, pasando de 35,000 a 27,000 precios. El motivo de esta disminución se encuentra en cambios metodológicos que fueron incorporados con el nuevo año base y a la usual pérdida de observaciones por desgaste de los informantes calificados. En relación con las ausencias, o precios no observados, podemos ver que hasta noviembre de 2002 el porcentaje de estas no pasó de un 10% en ninguno de los meses.

En diciembre de 2002, el clima de inestabilidad política en Venezuela se expresó en una paralización de las actividades en el sector petrolero y en

---

al IPC del AMC como un insumo para su cálculo. Sin embargo, la metodología de cálculo del indicador para el área metropolitana de Caracas no fue modificada con el nuevo índice.

<sup>2</sup> La canasta del IPC del AMC base 1997 consta de 287 rubros, los cuales vienen a ser los componentes más detallados de los bienes y servicios medidos por este indicador. Estos rubros están clasificados en 13 grupos, los cuales, a su vez están divididos en 38 subgrupos en total.

**GRÁFICA I. PRECIOS OBSERVADOS Y NO OBSERVADOS, 2000-2007**

parte del sector privado. Como es natural en este tipo de situaciones, se generó un número importante de ausencias en los precios observados, que alcanzó un máximo del 23% de la cantidad potencial en enero de 2003.

Como respuesta a la grave situación económica que la crisis política había generado, el Ejecutivo nacional estableció un control de precios, en conjunto con otras medidas. Este control no ha sido eliminado hasta la fecha, aunque sí se le han realizado modificaciones a lo largo de los años. Los productos con precios controlados abarcan en promedio casi la mitad de la canasta del IPC. En este sentido, la ausencia de datos de precios estuvo en promedio en un 10% desde febrero de 2003; aunque a finales del periodo de estudio, este indicador empezó a crecer hasta alcanzar un máximo del 13% en diciembre de 2007. Precisamente, por lo difícil que se estaba convirtiendo la recolección de la información de precios a nivel de establecimientos, se decidió aumentar el tamaño de la muestra a partir de abril de 2006.

Los precios no observados se imputan mediante diversos métodos con el propósito de calcular el IPC. Si bien estos métodos son apropiados para hacer seguimiento de la inflación, pueden no serlo para el cálculo de la duración de los precios. Por ejemplo, una de las maneras en que se realizan estas correcciones es por medio de la sustitución de un precio no observado por un promedio con datos que se recogen en establecimientos similares. Este, sin embargo, no necesariamente refleja el precio que

hubiese fijado el establecimiento con el producto faltante de haberlo poseído para la venta. En este sentido, para fines de este estudio sólo se usarán los datos verdaderamente recogidos a nivel de establecimiento. Además, en este trabajo se imputan los precios no observados que se encuentren entre dos que sí lo fueron por el método *carry-forward*, el cual consiste en asignar al no observado, el valor del precio del mes anterior. La consecuencia de esta decisión es que pudiera generar una ligera sobrestimación de la duración, que para los efectos de este estudio no sería muy significativa dado el tamaño de la muestra.

En total, la base de datos que se utilizó en este estudio contiene más de dos millones y medio de precios observados que corresponden a más de 82,000 productos específicos, con una cobertura del 80.3% del IPC, tal como se puede apreciar en el cuadro 1. Este ofrece el número de precios disponibles para el análisis dividido por grupos del IPC, además de cuánto representan dentro del total de precios en la muestra y la ponderación promedio que le corresponde dentro de la canasta. Casi la mitad de los datos individuales pertenecen al grupo alimentos y bebidas no alcohólicas, cuya ponderación es la más alta dentro del indicador de precios y presenta, asimismo, la mayor diversidad de rubros. Por otra parte, el grupo de comunicaciones tiene la menor cantidad de precios observados debido a que en Venezuela el servicio de teléfono residencial es prestado por una sola empresa y el de telefonía celular por tres.

**CUADRO 1. DISTRIBUCIÓN DE PRECIOS SEGÚN GRUPO**

<i>Grupo</i>	<i>Número de precios</i>	<i>Porcentaje</i>	<i>Ponderación IPC</i>
Alimentos y bebidas no alcohólicas	1,302,749	47.17	24.38
Bebidas alcohólicas y tabaco	67,897	2.46	1.43
Vestido y calzado	203,511	7.37	4.41
Equipamiento del hogar	257,927	9.34	5.54
Salud	171,568	6.21	5.56
Transporte	127,675	4.62	13.06
Comunicaciones	21,832	0.79	5.24
Esparcimiento y cultura	142,603	5.16	4.18
Servicio de educación	50,016	1.81	6.18
Restaurantes y hoteles	173,066	6.27	6.98
Bienes y servicios diversos	242,894	8.79	3.36
<i>Total</i>	<i>2,761,738</i>	<i>100.00</i>	<i>80.31</i>

NOTA: El número de precios corresponde a los precios verdaderamente observados y a los imputados por el método *carry-forward*, tal como es explicado en el texto. La ponderación IPC es el promedio de las ponderaciones mensuales entre enero de 2000 y diciembre de 2007 utilizadas para calcular el valor del índice.

### 3. DURACIÓN

En este trabajo, la estimación de la duración de los precios se hace por medio de dos métodos: el directo y el indirecto. El primero estima cuánto tarda un precio en cambiar haciendo uso de la distribución misma de las duraciones, que se puede calcular con la información contenida en el conjunto de datos de panel. El segundo método calcula la duración con la frecuencia en que cambian de precios cada mes, de ahí su nombre de indirecto. En esta sección se presentan los resultados de utilizar ambos métodos, precedidos por una breve descripción de los mismos.

#### 3.1 Método directo

El punto de partida del método directo es una muestra de episodios de precios, los cuales se definen como una secuencia en la cual estos permanecen fijos. Cada episodio tiene asociada una duración, es decir, un tiempo que transcurre entre el inicio y el final del mismo. Se denotará la duración con  $T_{j,k,i}$ , donde  $j$ ,  $k$  e  $i$  indican el bien específico, el establecimiento y el episodio, respectivamente. Llamaremos producto particular a un bien específico  $j$  adquirido en un establecimiento  $k$ .<sup>3</sup> Con esta información podemos estimar la duración directa como el promedio simple de los tiempos de cada episodio, es decir:

$$(1) \quad \bar{T} = \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} T_{j,k,i}}{\sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} N_{j,k}},$$

donde  $N_{j,k}$  es el número de episodios observado por cada producto particular.

Un hecho que surge en el cálculo del promedio simple es que se le tiende a dar más peso a las duraciones menores, dado que los productos que cambian de precios más frecuentemente aportarán más observaciones de los  $T_{j,k,i}$ . A fin de evitar este problema, se ha sugerido promediar las duraciones por rubros y luego aplicar algún método de ponderación. En el caso de este trabajo, se calcula un promedio ponderado de la duración con la fórmula:

<sup>3</sup> Un bien específico corresponde a la unidad de observación en la encuesta de precios, lo cual significa un bien o servicio de una marca, características físicas y calidad determinadas.

$$(2) \quad \alpha_{j,k,i} = \sum_{j=1}^J w_j \bar{T}_j = \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} \alpha_{j,k,i} T_{j,k,i} ,$$

donde  $w_j$  es el peso del rubro correspondiente dentro del IPC y  $T_j$  es el promedio simple de las duraciones en la categoría  $j$  (Baudry *et al.* 2007). El segundo miembro de (2) nos indica que este promedio se puede obtener directamente de la distribución de las duraciones, ponderándolas por:

$$\alpha_{j,k,i} = \frac{w_j}{\sum_{k=1}^{K_j} N_{j,k}} ,$$

es decir, dividiendo el peso del rubro por el número de episodios correspondiente al mismo.

El cuadro 2 muestra algunas medidas estadísticas descriptivas de la distribución de duraciones estimadas con el método directo. En la primera columna, la población de referencia son los episodios, esto es, sin aplicar ningún tipo de ponderación. En este caso, el tamaño de la muestra es de casi 1.2 millones de observaciones. Primeramente, podemos señalar que, en promedio, un precio en Venezuela permanece fijo por 2.4 meses. Es evidente que esta estimación está influenciada por los valores extremos; por ejemplo, la duración máxima es de 96 meses, o todo el periodo muestral. En segundo lugar, cuando vemos una medida de tendencia central que es afectada en menor medida por estos altos valores, se descubre que, al menos, la mitad de los precios varían mes a mes y que sólo el 25% de estos duran dos meses o más.

**CUADRO 2. DISTRIBUCIÓN DE LAS DURACIONES DE PRECIOS**

<i>Población</i>	<i>Todos los episodios</i>	<i>Promedios por rubro</i>	<i>Episodios ponderados</i>
Promedio	2.35	2.99	2.99
Mediana	1.00	2.44	1.00
Desviación estándar	2.97	1.86	3.94
Mínimo	1.00	1.04	1.00
Máximo	96.00	10.30	96.00
Primer cuartil	1.00	1.90	1.00
Tercer cuartil	2.00	3.09	3.00
Número de episodios	1,177,338	270	1,177,338

NOTAS: La primera columna consigna los estimados sin ponderar. La segunda columna presenta la distribución de duraciones promedios por rubro ponderados por su peso dentro del IPC. La tercera columna es la distribución de duraciones ponderadas por el peso del rubro dividido por el número de episodios del rubro.



La segunda columna del cuadro 2 contiene una estimación de la distribución de las duraciones de precios obtenidas al promediar por rubros y ponderar estos por su respectivo peso dentro de la canasta del IPC. Tal como se prevé por las razones descritas, cuando se comentó sobre la metodología, el promedio ponderado de las duraciones, tres meses, es ligeramente mayor que el promedio simple que se muestra en la primera columna. En cambio, sí se nota una diferencia importante en la mediana, dado que, en esta nueva distribución, los precios en la mitad de los rubros duran por lo menos 2.4 meses.

Por otra parte, la tercera columna del cuadro 2 presenta los resultados de las duraciones estimadas de precios cuando se usan las ponderaciones por episodio, en vez de por rubro. Obviamente, el promedio de la duración de precios es igual que en el caso anterior. Sin embargo, se sigue observando que, en al menos la mitad de los precios, estos permanecen fijos por tan sólo un mes, resultado igual que en el caso de los episodios sin ponderar. Aún con el nuevo método de ponderación, la distribución de las duraciones es ligeramente distinta a la presentada en las dos columnas anteriores. Por ejemplo, el tercer cuartil es de tres meses en oposición a los dos meses de las duraciones no ponderadas y 3.1 meses en la ponderada por el método más simple.

### 3.2 Método indirecto

Una de las críticas que se le ha hecho al método directo ha sido que los episodios más largos tienen una mayor probabilidad de estar censurados a la izquierda o a la derecha, por lo que, su duración pudiera estar subestimada al aplicar este método.<sup>4</sup> Para evitar este problema, algunos autores proponen utilizar, en cambio, el método indirecto, el cual parte por definir al indicador  $I_{j,t} = 1$ , si  $P_{j,t} \neq P_{j,t-1}$  e  $I_{j,t} = 0$  en el caso contrario.<sup>5</sup> Denotando el tamaño de la muestra de indicadores  $I_{j,t}$  por rubro como  $\Gamma_j$ , podemos, entonces, calcular el promedio de la frecuencia de variación de precios por rubro con la fórmula:

<sup>4</sup> La duración del episodio inicial de cada precio está censurada hacia la izquierda dado que, generalmente, no se observa el primer mes de ese episodio por la forma misma en que está diseñada la recolección de los datos. Por otro lado, las duraciones de los episodios finales, bien sea porque el producto particular ha salido de la muestra o porque se ha llegado al final del periodo de recolección de datos, también están censurados, pero en este caso hacia la derecha.

<sup>5</sup> Hemos obviado el índice del establecimiento a fin de no complicar más la notación.

$$F_j = \frac{1}{\Gamma_j} \sum_{t=1}^{\Gamma_j} I_{j,t} .$$

Por consiguiente, el promedio total de la frecuencia de las variaciones de los precios se puede obtener con la fórmula:

$$F_j = \frac{1}{Q} \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^{\Gamma_j} I_{j,t} ,$$

donde  $Q$  es el número total de observaciones; mientras que el promedio ponderado de estas frecuencias se conseguiría con:

$$F^W = \sum_{j=1}^J w_j \bar{I}_j .$$

Finalmente, se puede estimar una serie temporal de frecuencias de cambio de precios calculando el promedio ponderado de la misma en el mes  $t$ , con la fórmula:

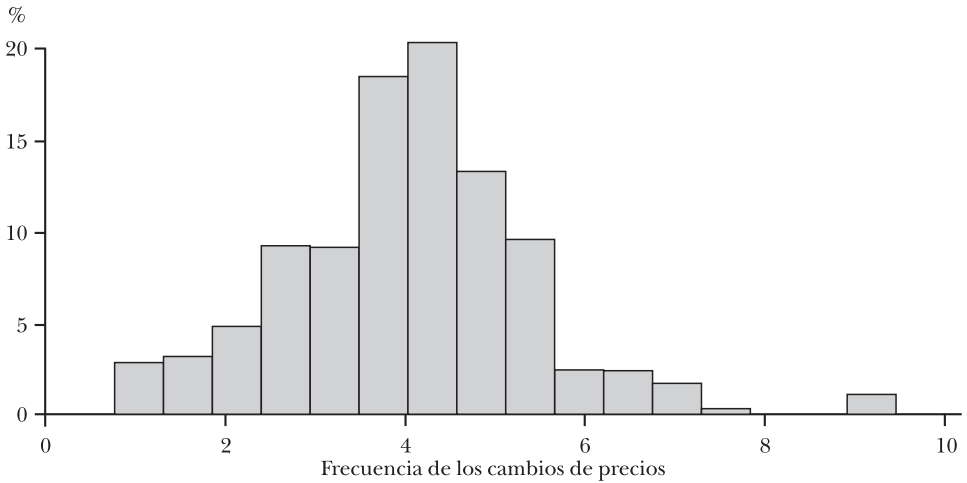
$$F_t = \sum_{j=1}^J w_j I_{j,t} .$$

A continuación, la duración de precios se puede calcular de manera indirecta con la información proporcionada por las frecuencias de variaciones de precios, lo que también se conoce como duración implícita. Con el supuesto de que los cambios de estos ocurren de manera continua en un mes, la duración se estima con la fórmula:

$$(3) \quad \bar{T}^F = -1 / \ln(1 - F) .$$

La anterior puede ser aplicada a cualquiera de las frecuencias definidas anteriormente, reemplazando  $F$  por la frecuencia correspondiente.

Al realizar los cálculos según las fórmulas indicadas previamente, se revela que la distribución de las frecuencias de variaciones de precios está ligeramente sesgada hacia la izquierda en torno al valor 0.4, tal como se aprecia en la gráfica II. El mismo muestra el histograma de estas frecuencias promediadas por rubro. De esta gráfica, también, se extrae que en la mayoría de los rubros entre un 35% y un 50% de los precios cambian mensualmente. A su vez, muy pocos rubros exhiben una alta flexibilidad, es decir tienen una frecuencia cercana a uno; mientras que, para los rubros

**GRÁFICA II. DISTRIBUCIÓN DE LA FRECUENCIA DE LAS VARIACIONES DE PRECIOS**

con mayores rigideces, la frecuencia promedio de variación de precios se encuentra alrededor del 10%.

Las características de la distribución de las frecuencias de variaciones de precios de cada rubro están resumidas en el cuadro 3, el cual además nos ofrece los resultados de la estimación de la duración implícita de los mismos. Tal como se puede observar, en promedio, el 41% de los precios cambian mensualmente. Por consiguiente, un precio se mantiene constante por un periodo promedio de 2.6 meses. Es importante destacar que este valor es ligeramente inferior al calculado por el método directo con ponderación. Asimismo, se observa una asimetría similar a la observada en la duración directa, puesto que, en la mitad de los rubros, los precios duran en promedio menos de 1.9 meses. Por otra parte existen bienes y servicios para lo cual sus precios exhiben una duración bastante larga, lo que se verifica por el hecho de que, en un cuarto de los rubros, su valor de mercado se mantiene sin variar por al menos 2.7 meses.

### 3.3 Robustez de los resultados

Para finalizar esta sección, se presentarán varias estimaciones realizadas con el propósito de evaluar la robustez de los resultados comentados previamente. En este sentido, el cuadro 4 nos proporciona los resultados de varios ejercicios de estimación de la duración directa e indirecta. En el primer par de filas se encuentra la misma información mostrada en los

**CUADRO 3.** DISTRIBUCIÓN DE LAS FRECUENCIAS DE VARIACIONES DE PRECIOS Y DE DURACIONES IMPLÍCITAS

---

Frecuencia de los cambios en los precios (ponderados)	
Media	0.412
Mediana	0.412
Percentil 5	0.106
Percentil 25	0.308
Percentil 75	0.519
Percentil 95	0.677
Número de rubros	270
Duraciones indirectas (meses)	
Media	2.600
Mediana	1.884
Percentil 5	0.886
Percentil 25	1.365
Percentil 75	2.712
Percentil 95	8.928

---

NOTAS: Este cuadro reporta la distribución de frecuencias promedio por rubro ponderadas por su correspondiente peso dentro del IPC. Las duraciones indirectas fueron calculadas con la fórmula  $-1/\ln(1 - F_j)$  donde  $F_j$  es la frecuencia promedio del rubro

cuadros 2 y 3, a fin de que sea fácilmente evaluada. El primero de estos ejercicios consiste en la exclusión de aquellas trayectorias que tenían tan sólo dos observaciones. Podemos ver, en este caso, que las duraciones directas no se ven, prácticamente, afectadas, aun cuando las duraciones indirectas son ligeramente mayores.

El siguiente ejercicio fue estimar las duraciones únicamente por el método directo, para períodos de dos años comenzando en enero de 2000. Para realizar estos cálculos, se incluyeron en el promedio todos los episodios cuya fecha de inicio estuviera en el intervalo del periodo de dos años correspondientes, sin importar su fecha de finalización. Tal como era de esperar, las duraciones estimadas son más largas en los períodos de desaceleración de la inflación, es decir, los años 2000-2001 y 2004-2005. Por el contrario, el periodo de menor duración estimada, 2006-2007, no es, curiosamente, el más inflacionario.

Además, se estimaron las duraciones excluyendo las reducciones temporales de precios, definidas estas como las disminuciones de precios que duran tan sólo un mes. Algunos autores argumentan que la estimación de la rigidez de precios debe hacerse sin incluir este tipo de ofertas debido a su carácter pasajero. Como la base de datos no tiene ningún campo que nos permita identificar directamente las ofertas y los remates, nos resulta necesario utilizar un filtro, el cual llamamos reducciones temporales.

Cuando ocurre una reducción temporal, el precio se sustituye por el del mes anterior, mientras que en el caso de las frecuencias, se consideró como un dato no observado. Como era de esperar, la duración estimada de los precios es mayor cuando no se toman en consideración las reducciones temporales de precios. En el caso de la duración directa, se estima que los precios tardan en cambiar 3.1 meses y en el caso de la duración indirecta, 2.8 meses.

**CUADRO 4. ANÁLISIS DE ROBUSTEZ**

	<i>Número de episodios/rubros</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Percentil 25</i>	<i>Percentil 75</i>
Línea de base						
Duración directa	1,177,338	2.99	1.00	3.94	1.00	3.00
Duración indirecta	270	2.60	1.88	2.21	1.37	2.71
Excluyendo trayectorias de dos meses de duración						
Duración directa	1,170,640	3.00	1.00	3.94	1.00	3.00
Duración indirecta	270	2.70	2.01	2.27	1.37	2.92
2000m1-2001m12						
Duración directa	329,383	3.26	1.00	4.28	1.00	4.00
2002m1-2003m12						
Duración directa	288,182	3.04	1.00	4.49	1.00	3.00
2004m1-2005m12						
Duración directa	245,565	3.12	1.00	3.90	1.00	4.00
2006m1-2007m12						
Duración directa	294,686	2.56	1.00	2.83	1.00	3.00
2000m1-2006m12						
Duración directa	1,019,562	3.13	1.00	4.14	1.00	3.00
No censurados						
Duración directa	1,025,943	2.72	1.00	3.52	1.00	3.00
Excluyendo reducciones temporales						
Duración directa	1,015,976	3.13	1.00	4.08	1.00	4.00
Duración indirecta	270	2.73	2.12	2.20	1.49	2.90

NOTAS: Este cuadro consigna las distribuciones de las duraciones directas e indirectas para varios casos. La línea base corresponde a los resultados mostrados en los cuadros 2 y 3. Para las duraciones directas que corresponden a períodos específicos se tomó como referencia la fecha cuando se inicia el episodio. Por ejemplo, la duración directa estimada para el periodo 2000m01-2000m12 incluye a todos los episodios que comienzan en ese periodo. Los episodios no censurados son aquellos para los cuales se observa su inicio y su final. Las reducciones temporales son aquellas que duran tan sólo un mes. Para el cálculo de los episodios directos se sustituyó el precio del mes previo cuando ocurre una reducción temporal. Para el cálculo de la duración indirecta la variable indicadora de cambio se trató como un dato no observado. Todos los valores están ponderados por su precio correspondiente.

#### **4. HETEROGENEIDAD DE LAS DURACIONES**

Tal como se ha encontrado para otros países, la duración de precios en Venezuela es heterogénea entre los diversos tipos de productos. En general, las tarifas y los precios tienden a permanecer más tiempo sin variar en los servicios, especialmente en los educativos y de salud, al igual que los precios de los bienes regulados. Los bienes y servicios más flexibles incluyen bienes cuyos precios están asociados al tipo de cambio, así como otros que por su naturaleza son altamente volátiles en términos de precios, tales como los alimentos no elaborados.

##### **4.1 Estadísticas descriptivas**

El cuadro 5 suministra las estimaciones de las duraciones directas, las frecuencias de los cambios de los precios y las duraciones implícitas por subgrupos. En estos comentarios, nos vamos a enfocar únicamente en las implícitas, ya que, cualitativamente, ambas duraciones son iguales. El principal mensaje de estos resultados es que la duración promedio de los precios presenta heterogeneidad, tal como se indicó anteriormente, siendo las duraciones más largas aquellas asociadas a algunos servicios. En este sentido, los subgrupos que parecen tener más rigideces forman parte del grupo servicios de educación. En efecto, los tres subgrupos que exhiben la duración más larga son matrículas en educación secundaria (11 meses), educación superior (8.5 meses), y educación preescolar y básica (con 8.4 meses). Una razón que pueda explicar este resultado se encuentra en que en estos subgrupos pueden privar los contratos implícitos entre los proveedores de servicios educativos y sus correspondientes usuarios, además de la característica institucional de que los períodos escolares tienen una duración fija por ley.

Además de los antes mencionados, uno de los subgrupos donde se observa mayor estabilidad en los precios está asociado a salud, a saber, los servicios hospitalarios, con una duración de 5.9 meses en promedio. Igualmente, los precios en servicios sociales (mensualidad de guardería) y los de telefonía y telefax, en términos relativos tienden a permanecer estables (4.1 meses y 3.6 meses, respectivamente). La mayor duración de los precios en los servicios, aquí mencionados, puede, también, estar asociada a la alta participación que tienen los costos laborales en los costos totales de estas actividades. En el caso venezolano, el salario promedio es muy cercano al salario mínimo, y este varía a lo sumo dos veces al año. Por

consiguiente, no es de sorprender que se advierta una mayor rigidez de precios en los subgrupos asociados a servicios hospitalarios y sociales, especialmente, donde muchos de los ajustes de precios ocurren casi con la misma frecuencia que los del salario mínimo.

Los precios que exhiben mayor flexibilidad corresponden a bienes y servicios, en los cuales la oferta importada es muy alta o cuyos precios pueden estar fijados, bien, en moneda extranjera, o ser directamente afectados por la variación del tipo de cambio. Como ejemplo de esto último, tenemos a los paquetes vacacionales, cuyos precios son los que presentan la menor duración promedio (0.8 meses). De igual manera, se tienen como subgrupos con la menor duración, vehículos (1.1 meses); equipos telefónicos y telefax (1.1 meses), productos textiles del hogar (1.4 meses) y cuidado personal (1.7 meses), en el cual se incluyen los artículos de tocador. Mención especial merece el subgrupo de alimentos, en el cual se observa también una duración más baja que el promedio (1.6 meses), hecho asociado a la presencia de hortalizas y frutas, que por su carácter estacional varían de precio de manera muy frecuente.

Además de los servicios, otro grupo de precios que revela un mayor grado de rigidez son aquellos que están bajo el control de precios establecido por el gobierno nacional, tal como se presenta en el cuadro 6. Cuando nos concentramos en la duración estimada según su naturaleza, podemos observar que los precios de los bienes y servicios administrados duran casi un mes más que el promedio. Este valor es más bajo de lo esperado, si tomamos en cuenta que en muchos de los bienes bajo esta regulación se han realizado ajustes oficiales una sola vez al año. Por tanto, los precios de estos bienes y servicios se ajustan más rápidamente que lo indicado por la frecuencia de las autorizaciones oficiales.

Corroborando lo comentado sobre la duración de los precios en el subgrupo de alimentos, se tiene que los alimentos no elaborados tienen una duración estimada de tan sólo 1.7 meses, lo cual la convierte en la menor. Es importante mencionar que en este grupo se incluyen hortalizas y frutas, las cuales por su carácter perecedero y estacional tienen una alta volatilidad de precios.

## **4.2 Regresión logística multinomial**

Para finalizar esta sección, aquí se presentan los resultados de ejecutar una regresión logística multinomial donde la variable dependiente es una variable categórica que nos indica si el precio del producto particular se

CUADRO 5. DURACIÓN DIRECTA E IMPLÍCITA POR SUBGRUPO

Grupos y subgrupos	Duraciones directas					Duraciones indirectas			
	Número episodios	Media	Mediana	Desviación estándar	Primer cuartil	Tercer cuartil	Frecuencia de variación de precios promedio	Duración implícita	Duración implícita mediana
Alimentos y bebidas no alcohólicas									
Alimentos	554,860	2.09	1.00	2.57	1.00	2.00	0.50	1.56	1.45
Bebidas no alcohólicas	51,467	2.29	1.00	2.64	1.00	2.00	0.44	1.77	1.62
Bebidas alcohólicas y tabacos									
Bebidas alcohólicas	19,230	2.40	1.00	2.60	1.00	3.00	0.43	1.83	2.03
Tabaco	5,690	3.64	2.00	4.23	1.00	5.00	0.27	3.22	3.22
Vestido y calzado									
Vestido	61,351	2.42	1.00	3.09	1.00	2.00	0.40	2.00	1.97
Calzado	21,527	2.39	1.00	3.08	1.00	2.00	0.41	1.97	2.22
Equipamiento del hogar									
Muebles, accesorios, decoraciones y alfombras	8,308	2.31	1.00	2.58	1.00	2.00	0.45	1.82	1.56
Productos textiles del hogar	10,929	1.91	1.00	2.47	1.00	2.00	0.53	1.36	1.14
Equipos del hogar	17,391	2.42	1.00	3.43	1.00	3.00	0.45	1.94	1.43
Utensilios domésticos	2,081	2.27	1.00	2.38	1.00	2.00	0.44	1.74	1.74
Bienes y servicios para mantenimiento del hogar	76,914	2.59	2.00	1.99	1.00	4.00	0.39	2.06	2.31
Salud									
Medicinas y equipos terapéuticos	27,281	2.52	1.00	3.02	1.00	3.00	0.40	1.96	1.88
Servicios médicos y paramédicos para pacientes	19,913	3.95	1.00	5.85	1.00	4.00	0.25	3.56	3.50
Servicios hospitalarios	3,610	5.81	3.00	7.71	1.00	8.00	0.16	5.90	6.40
Transporte									
Vehículos	7,429	1.66	1.00	1.37	1.00	2.00	0.61	1.06	1.06
Utilización y mantenimiento de equipo personal y de transporte	29,011	3.46	2.00	4.26	1.00	4.00	0.31	3.08	3.17
Servicios de transporte	12,933	2.29	1.00	2.88	1.00	2.00	0.59	1.69	0.70





CUADRO 6. DURACIÓN DIRECTA E IMPLÍCITA SEGÚN NATURALEZA DEL PRODUCTO

Naturaleza	Duraciones directas					Duraciones indirectas		
	Número episodios	Media	Mediana	Desviación estándar	Primer cuartil	Tercer cuartil	Frecuencia de variación de precios promedio	Duración implícita mediana
Alimentos elaborados	221,307	2.39	1.00	2.77	1.00	3.00	0.43	1.88
Alimentos no elaborados	132,214	1.65	1.00	1.69	1.00	2.00	0.62	1.08
Bienes industriales excepto alimentos y textiles	136,174	1.94	1.00	2.15	1.00	2.00	0.54	1.39
Bienes y servicios administrados	498,237	3.74	2.00	4.94	1.00	4.00	0.36	3.47
Servicios no administrados	104,942	2.98	2.00	3.25	1.00	4.00	0.35	2.58
Textiles y prendas de vestir	84,464	2.36	1.00	3.04	1.00	2.00	0.41	1.93
Total	1,177,338	2.99	1.00	3.94	1.00	3.00	0.41	2.60

NOTA: La frecuencia es la fracción de precios que cambian en un mes. La duración indirecta se calcula con la fórmula  $-1/\ln(1 - F)$ . Las ponderaciones utilizadas en el cálculo de las duraciones directas son los  $\alpha$  indicados en el texto; mientras que en el caso de las frecuencias, corresponden a los pesos de los rubros dentro de la canasta del IPC.

redujo, se mantuvo constante o aumentó de un mes a otro. Como variables explicativas se incluyeron: un conjunto de indicadores según la naturaleza del bien o servicio, una variable ficticia de año y otra de mes, un conjunto de variables ficticias para identificar el mes en el cual la alícuota del impuesto al valor agregado fue cambiada. También se agregó una variable ficticia que identifica las observaciones de los seis meses anteriores a la reconversión monetaria, unos identificadores del tipo de establecimiento y la variación del tipo de cambio, tanto de forma contemporánea como en los tres meses anteriores, de manera sucesiva. Por último, se añadió la inflación mensual correspondiente al subgrupo al cual pertenece el producto. En la muestra se incluyeron todos los valores observados de la variable dependiente sin importar el periodo; en otras palabras, no se tomó en cuenta la estructura de panel. El precio de referencia es un servicio no administrado, comercializado en un supermercado, en el mes de enero del año 2000.

El cuadro 7 muestra los coeficientes estimados y la probabilidad condicional del modelo descrito en el párrafo anterior. En primer lugar, se puede observar que existe menos flexibilidad hacia la baja que hacia el alza de los precios. En este sentido, la probabilidad estimada de un aumento de precios para el caso de referencia es 0.31; mientras que, la probabilidad de una reducción es tan sólo 0.08. En otras palabras, en un mes promedio, el 80% de las variaciones de precios corresponden a aumentos, mientras que el resto son reducciones. Esto parece indicar que una economía con una inflación moderada, existe una mayor evidencia de la presencia de rigideces de precios hacia la baja, especialmente si contrastamos con Europa y Estados Unidos donde más del 40% de las variaciones de precios son reducciones.

En segundo lugar, a la vez que existe heterogeneidad en la duración de los precios, también lo hay en término de los grados de rigidez de los mismos. En efecto, los alimentos no elaborados muestran una mayor flexibilidad hacia la baja, lo que resulta de que la probabilidad estimada de una reducción del valor de venta de las mercancías es 11 puntos porcentuales mayor en esta categoría que en el caso base. Este resultado tiene sentido por el carácter más volátil y estacional que tienen los precios de este tipo de rubros, entre los cuales se incluyen las hortalizas y frutas.

En relación con las subidas de precio, los productos que muestran una mayor frecuencia de ajustes hacia el alza son aquellos que pertenecen a la categoría de referencia, en este caso los de los servicios no administrados. Por el contrario, los precios de los bienes y servicios administrados y de

CUADRO 7. PROBABILIDAD CONDICIONAL DE LOS INCREMENTOS Y LAS REDUCCIONES DE PRECIOS: MODELO LOGÍSTICO MULTINOMIAL

Categoría	Variable	Reducción de precios			Incremento de precios				
		Coefficiente	Error estándar	Valor p	Efecto marginal	Coefficiente	Error estándar	Valor p	Efecto marginal
Naturaleza	Intercepto	-1.118	0.026	*		-0.495	0.016	*	
	Alimentos elaborados	-0.351	0.019	*	-0.014	-0.507	0.011	*	-0.092
	Alimentos no elaborados	0.990	0.019	*	0.110	-0.123	0.014	*	-0.059
	Bienes industriales excepto alimentos y textiles	0.136	0.018	*	0.015	-0.188	0.011	*	-0.042
Tipo de establecimiento	Bienes y servicios administrados	-0.139	0.013	*	0.004	-0.615	0.007	*	-0.124
	Textiles y prendas de vestir	-0.453	0.027	*	-0.016	-0.808	0.017	*	-0.138
	Ambulantes	0.057	0.019	0.003	-0.030	1.221	0.012	*	0.290
	Tiendas de esquinas	-0.587	0.015	*	-0.040	0.322	0.010	*	0.084
	Tiendas por departamentos	0.355	0.042	*	-0.025	1.508	0.027	*	0.349
	Hipermercados	0.721	0.033	*	-0.009	1.633	0.024	*	0.363
	Mercados locales	-0.052	0.013	*	-0.012	0.349	0.010	*	0.079
	Misiones	-0.026	0.055	0.631	-0.039	1.391	0.030	*	0.334
	Otros	-0.966	0.084	*	-0.059	1.026	0.034	*	0.264
	Tiendas al mayor	0.716	0.105	*	-0.034	2.239	0.066	*	0.481
Servicios	Tiendas al mayor	-1.274	0.015	*	-0.076	-0.577	0.009	*	-0.091
	Tiendas especializadas	-0.084	0.012	*	-0.011	0.220	0.009	*	0.050
Año	2001	-0.220	0.017	*	-0.011	-0.184	0.011	*	-0.033
	2002	-0.160	0.020	*	-0.011	-0.017	0.013	0.186	0.000
	2003	-0.237	0.019	*	-0.014	-0.082	0.012	*	-0.012
	2004	-0.478	0.019	*	-0.028	-0.088	0.012	*	-0.009
	2005	-0.269	0.019	*	-0.017	-0.036	0.013	0.004	-0.002
	2006	-0.684	0.019	*	-0.039	-0.094	0.011	*	-0.007
	2007	-0.684	0.036	*	-0.037	-0.192	0.020	*	-0.027
Mes	2	0.140	0.020	*	0.010	0.014	0.012	0.221	-0.001
	3	0.190	0.021	*	0.012	0.097	0.012	*	0.016
	4	0.142	0.023	*	0.009	0.072	0.013	*	0.012
	5	0.146	0.020	*	0.009	0.072	0.012	*	0.012
	6	0.148	0.019	*	0.013	-0.059	0.011	*	-0.016

7	0.084	0.020	*	0.009	-0.104	0.012	*	-0.024
8	0.003	0.022	0.893	0.001	-0.029	0.013	0.026	-0.006
9	0.110	0.024		0.006	0.092	0.014	*	0.017
10	0.139	0.023	*	0.010	0.035	0.014	0.011	0.004
11	-0.262	0.023	*	-0.014	-0.172	0.013	*	-0.030
12	-0.246	0.021	*	-0.016	-0.026	0.012	0.028	0.000
Reducción de IVA agosto 2000	0.655	0.032	*	0.053	0.201	0.025	*	0.022
Reducción de IVA septiembre 2000	-0.114	0.037	0.002	-0.003	-0.236	0.026	*	-0.046
Reducción de IVA octubre 2000	-0.260	0.038	*	-0.012	-0.236	0.025	*	-0.043
Incremento de IVA septiembre 2002	0.356	0.043	*	0.014	0.452	0.024	*	0.092
Incremento de IVA octubre 2002	-0.053	0.042	0.202	-0.003	-0.035	0.025	0.149	-0.006
Incremento de IVA noviembre 2002	-0.025	0.043	0.559	0.000	-0.058	0.025	0.021	-0.012
Reducción de IVA septiembre 2004	1.482	0.036	*	0.177	0.216	0.028	*	-0.022
Reducción de IVA octubre 2004	0.212	0.040	*	0.019	-0.077	0.026	0.003	-0.021
Reducción de IVA noviembre 2004	0.403	0.043	*	0.037	-0.080	0.025	0.002	-0.028
Reducción de IVA octubre 2005	1.277	0.033	*	0.157	-0.053	0.028	0.061	-0.061
Reducción de IVA noviembre 2005	0.325	0.041	*	0.031	-0.143	0.027	*	-0.038
Reducción de IVA diciembre 2005	-0.064	0.043	0.144	-0.001	-0.136	0.025	*	-0.027
Reducción de IVA marzo 2007	1.365	0.043	*	0.152	0.259	0.030	*	-0.005
Reducción de IVA abril 2007	0.254	0.051	*	0.020	0.028	0.029	0.328	-0.001
Reducción de IVA mayo 2007	-0.137	0.055	0.012	-0.008	-0.058	0.028	0.041	-0.009
Reducción de IVA julio 2007	1.096	0.037	*	0.106	0.299	0.028	*	0.021
Reducción de IVA agosto 2007	0.326	0.044	*	0.025	0.056	0.027	0.039	0.003
Reducción de IVA septiembre 2007	0.069	0.045	0.123	0.004	0.063	0.026	0.017	0.012
Reconversión	0.345	0.038	*	0.025	0.100	0.020	*	0.012
Variación del tipo de cambio $t$	0.061	0.070	0.381	0.004	-0.002	0.041	0.968	-0.002
t-1	-0.042	0.074	0.571	-0.018	0.636	0.043	*	0.136
t-2	0.888	0.071	*	0.052	0.481	0.043	*	0.081
t-3	-0.515	0.081	*	-0.032	-0.201	0.048	*	-0.030
Inflación	-0.049	0.002	*	-0.007	0.150	0.001	*	0.033

NOTA: El número de observaciones es 2,538,278. La verosimilitud es -911,190; LR = 128,919.31; valor  $p$  (126 gl) < 0.001. El precio de referencia es un servicio no administrado, comercializado en un supermercado, en el mes de enero del año 2000. La inflación mensual promedio es 1.7%. Para el caso de referencia, la probabilidad estimada de una reducción de precios es 0.078 y la de un aumento es 0.308.

los textiles y prendas de vestir son los menos flexibles, manteniendo los otros factores constantes. En el caso de los primeros, tal como era de esperar, dado el carácter de la regulación, la probabilidad de que un precio se incremente de un mes a otro es del 18%, lo que contrasta con el caso de referencia que es un 31%. En el caso de los segundos, la diferencia es ligeramente mayor; la probabilidad de que se incremente un precio en esta categoría es del 17 por ciento.

En tercer lugar, el hecho de que los supermercados ofrezcan productos con una duración de precios baja, tales como hortalizas y frutas, puede resultar en que estos establecimientos muestren una menor probabilidad hacia las alzas y una mayor hacia las bajas en comparación con otros. En realidad, los efectos marginales estimados parecen confirmar esta historia, puesto que se observa que las tiendas al por mayor, los hipermercados y las tiendas por departamento son los que muestran las frecuencias de aumentos de precios más altas. Precisamente, la frecuencia condicional de incrementos de precios de estos tipos de establecimientos puede fácilmente duplicar a la de los supermercados. Por el otro lado, es en estos últimos donde se observan las reducciones de precios con mayor frecuencia, lo que se confirma por el signo negativo de los efectos marginales.

En cuarto lugar, las frecuencias de aumentos de precios no parecen exhibir un claro comportamiento estacional. En general, no se observa que ni la frecuencia de reducción de precios ni la de aumento fueran claramente modificadas durante el año.

En quinto lugar tenemos las variaciones de la alícuota del impuesto al valor agregado (IVA). Durante el periodo en estudio, el gobierno nacional modificó la mencionada alícuota ocho veces. La primera vez ocurrió en agosto de 2000, cuando se rebajó de 15.5% a 14.5%, con la finalidad de incentivar el consumo y la inversión. En mayo de 2002, dado los efectos de la grave crisis política sobre los ingresos fiscales, se decidió modificar la alícuota del IVA de 14.5% a 16%, medida que entró en vigencia en septiembre de ese año. Luego de subsanada esta crisis, esta tasa fue reducida en un punto porcentual a partir de septiembre de 2004 con el objetivo de impulsar la demanda agregada. Posteriormente, la importante entrada de recursos petroleros permitió reducir aún más la alícuota del IVA a un 14% a partir de octubre de 2005, al 11% en marzo de 2007 y a un 9% en julio de ese mismo año.

Las estimaciones presentadas en el cuadro 7 parecen demostrar que los cambios en las alícuotas del IVA tienen un efecto inmediato en los

niveles de precios. De manera más precisa, cuando la tasa aplicada a los productos en venta sube, aumenta la frecuencia de incrementos de precio y viceversa. Desafortunadamente, no se puede generalizar a partir de lo obtenido en este trabajo para los aumentos, dado que sólo se observa un solo episodio. Sin embargo, es bastante sugerente que en el mes en que la tasa pasa del 14.5% al 16%, un 9% de los precios, además del 31% que normalmente lo hace, ajustaron hacia el alza.

En relación con las reducciones de la alícuota del IVA, podemos hacer conjeturas más sólidas, debido a que ocurren cinco entre 2000 y 2007. En todas se observan bajas en los precios. En efecto, el porcentaje de precios que se ven reducidos se incrementa del 7% promedio al 12% en el año 2000, al 25% en 2004, al 23% en 2005, al 22% en marzo de 2007 y al 17% en julio de 2007. Por el otro lado, esta política sobre este impuesto, no parece estar asociada a ninguna variación en la frecuencia de aumentos de precios.

En cuanto al tipo de cambio, se ve que su depreciación tiene un efecto positivo sobre la frecuencia de aumento de precios, pero ninguno sobre la de reducción de los mismos. Sin embargo, este efecto no parece ser inmediato. Para describirlo de manera más precisa, las variaciones del valor de la moneda venezolana en moneda extranjera no tienen un efecto significativo contemporáneamente, pero sí al mes siguiente, cuando ante una variación de una desviación estándar en la tasa de variación del tipo de cambio, la probabilidad de un aumento de precio se incrementa en un punto porcentual.

Por último, la tasa de inflación mensual del subgrupo al cual pertenece el rubro tiene una posible incidencia positiva sobre la frecuencia de incremento de precios, aunque no se observa un efecto económicamente significativo sobre las reducciones. En este sentido, un aumento en un punto porcentual de la tasa de variación de precios del subgrupo correspondiente está asociado a un incremento de la frecuencia de aumentos de 3.3 puntos porcentuales. En cambio, la frecuencia de reducciones de precio disminuye en tan sólo 0.8 puntos porcentuales.

## **5. TASA DE RIESGO**

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de las funciones de confiabilidad y de riesgo realizadas con los datos de las duraciones directas, mediante métodos no paramétricos. Esto se hace con el fin de

estudiar sus formas por medio de métodos gráficos.<sup>6</sup> El hallazgo principal aquí encontrado es que los precios en Venezuela presentan una duración que depende del tiempo. En particular, que la probabilidad de que un precio cambie en el siguiente periodo no es uniforme; primero crece, alcanzando un máximo alrededor del décimo mes.

Desde un punto de vista metodológico, aquí se utilizan modelos de duración, en los cuales la variable por explicar es el tiempo en que un precio permanece constante. En otras palabras, nos enfocamos en los episodios de precios, tal como fueron definidos en la sección 3. Se parte de que la duración de cada uno de estos está regida por una función de distribución incondicional,  $F(t) = Pr(T \leq t)$ ; aunque, en realidad, nos es más útil su complemento, es decir,  $S(t) = 1 - F(T > t)$ . Esta última se denomina la función de confiabilidad. El otro concepto clave, para analizar este tipo de datos, es la tasa de riesgo, la cual se define como:

$$\lambda(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t+h | T \geq t)}{h} = \frac{f(t)}{S(t)},$$

donde  $f(t)$  es la función de densidad. Esta tasa se puede interpretar como la probabilidad de que el precio cambie inmediatamente después de que ha durado un tiempo  $t$ .

Tanto la función de confiabilidad, como la tasa de riesgo, pueden ser estimadas con métodos no paramétricos. Para explicar cómo se hace esto, se va a introducir la siguiente notación. Sean  $d_j$  el número de episodios que finalizan en el tiempo  $t_j$ ,  $m_j$  el número de episodios censurados en el intervalo  $[t_j, t_{j+1})$  y  $r_j$  el número de episodios que quedan sin cambiar en el tiempo  $t_j$ . Un estimador de la tasa de riesgo viene dado por:

$$\hat{\lambda}_j = \frac{d_j}{r_j}.$$

Asimismo, el estimador de la función de confiabilidad, conocido como el estimador de Kaplan-Meier, es:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j|t_j \leq t} \frac{r_j - d_j}{r_j}.$$

Existe una correspondencia directa entre los principales supuestos

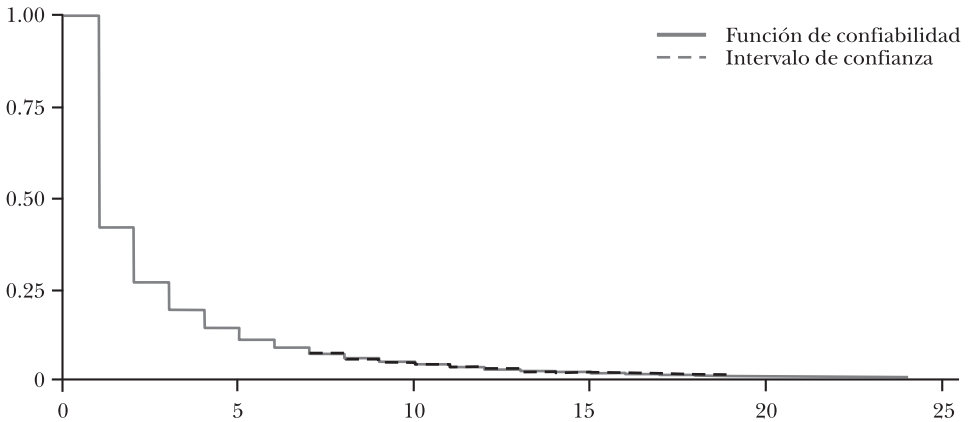
<sup>6</sup> Ver Cameron y Trivedi (2005), para una descripción del método utilizado, así como de la terminología empleada en esta sección.



que se utilizan para incorporar la formación de precios en los modelos macro y la forma que toma la tasa de riesgo. Por ejemplo, los modelos a la Calvo (1983) y Taylor (1980), es decir, los dependientes del tiempo, generan tasas de riesgo que son constantes en el tiempo. Por el otro lado, los modelos basados en el estado de la economía generan dependencia en duración; es decir, la tasa de riesgo aumentaría o disminuiría con el tiempo de duración del precio. Si los costos marginales no son estacionarios, especialmente en un ambiente con inflación media o alta, la tasa de riesgo exhibiría una pendiente positiva con respecto al tiempo. Si, por el contrario, los costos marginales son estacionarios pero sometidos a choques transitorios, la tasa de riesgo pudiera tener una pendiente negativa en el tiempo.

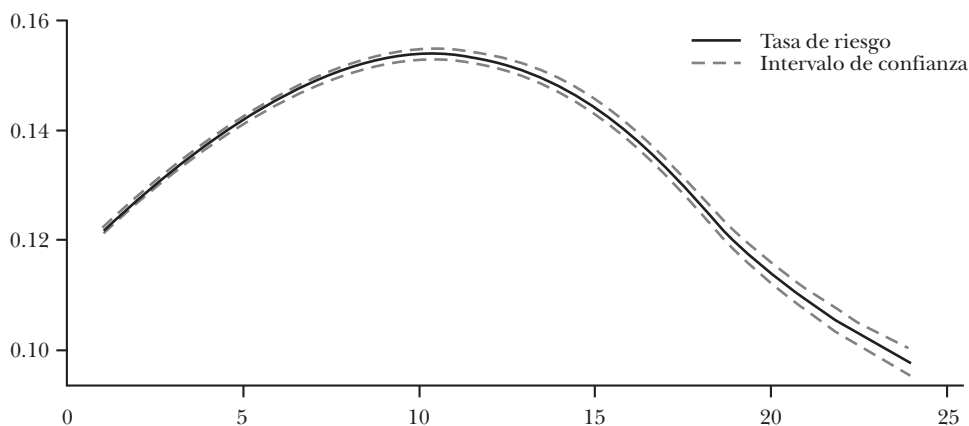
La gráfica III muestra la función de confiabilidad estimada con el método Kaplan-Meier. Esta gráfica está en consonancia con los resultados presentados en la sección 3, en el sentido de que tan sólo un poco más del 30% de los precios permanecen sin cambiar después del primer mes. Igualmente, sólo un 10% de los precios permanecen fijos más de seis meses.

GRÁFICA III. FUNCIÓN DE CONFIABILIDAD DE LA DURACIÓN DE LOS PRECIOS



Además de que los precios tienden a cambiar muy rápidamente, estos también exhiben una dependencia de duración positiva en el corto plazo, tal como se presenta en la gráfica IV. La tasa de riesgo estimada tiene una pendiente positiva hasta alcanzar un máximo en el décimo mes. Tal como se mencionó anteriormente este resultado puede ser congruente con el carácter inflacionario de la economía venezolana y, por consiguiente, con la no estacionariedad de los costos marginales conjuntamente con desequilibrios frecuentes a favor de la demanda en relación con la oferta.

**GRÁFICA IV. TASA DE RIESGO DE LAS DURACIONES DE PRECIOS**



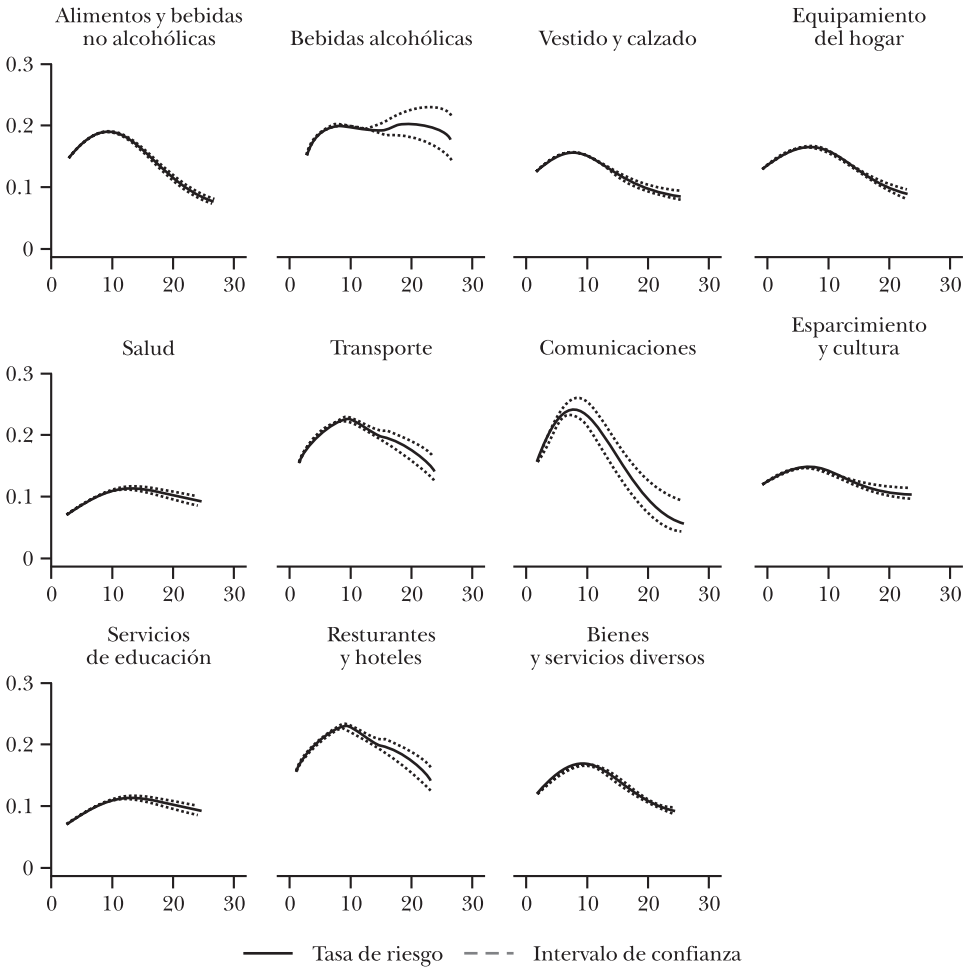
Una explicación alternativa es que al estimar una tasa de riesgo para todos los precios, se combinan duraciones heterogéneas, las cuales al ser agregadas en una sola duración se comportan como si presentaran dependencia temporal (Fougère *et al.*, 2007). Una evidencia a favor de esta hipótesis se muestra en la gráfica V, en el cual se observan las tasas de riesgo por grupos. De este modo, se verifica la falta de homogeneidad en la forma de esta tasa entre los productos que componen la canasta del IPC. De manera más específica, se puede decir que existen dos grupos para los cuales la forma de esta tasa corrobora la dependencia del estado, en este caso, alimentos y bebidas no alcohólicas, así como comunicaciones. En ambos casos, la tasa de riesgo alcanza un máximo en alrededor de diez meses.

A su vez, el resto de los grupos exhiben reglas de fijación de precios que se pudieran catalogar como dependientes del tiempo. En particular, los grupos de bebidas alcohólicas y tabaco, salud, y servicio de educación parecen exhibir un proceso de formación de precios cuya tasa de riesgo es constante con la duración de los mismos. Por otra parte, en los dos últimos, tanto la alta duración promedio, como la no dependencia en duración exhibida por la tasa de riesgo, pudieran estar asociadas a las rigideces en la formación de los salarios, tal como fue comentado previamente.

## 6. CONCLUSIONES

En este trabajo se evalúa qué tan rígidos son los precios en Venezuela, con la información contenida en la base de datos que se utiliza para calcular el

GRÁFICA V. ESTIMACIONES SUAVIZADAS DE LA TASA DE RIESGO POR GRUPO



IPC del área metropolitana de Caracas durante el periodo 2000 al 2007. El caso venezolano es interesante, dado el nivel relativamente alto de la inflación experimentada durante el periodo de estudio. En este trabajo se utiliza la misma metodología aplicada para Estados Unidos y Europa, extendida a otros países. Específicamente, se presenta la estimación de la duración promedio de los precios con los métodos directo e indirecto. Asimismo, se distinguen las duraciones según varias categorías con el fin de comprobar el grado de heterogeneidad en los tiempos durante el cual los precios permanecen fijos. Finalmente, se calculan varias funciones de riesgo por métodos no paramétricos.

El principal resultado de este estudio es que los precios en Venezuela cambian de manera más rápida en relación con lo observado en otros países, a saber: 2.6 meses en promedio, con una mediana de 1.9 meses. Un aspecto que no se aborda en este trabajo es la descomposición del proceso de variación de precios entre el tamaño y la frecuencia, lo cual quedará para futuros estudios. Sin embargo, los resultados aquí obtenidos permiten, al menos, inferir que un componente importante del proceso inflacionario se expresa en una mayor frecuencia en la variación de los precios. Si esto es así, según los planteamientos de la nueva escuela keynesiana conjuntamente con estos resultados, se puede desprender que la política monetaria tendría un efecto menor, o de muy poca duración, sobre el producto y más sobre los precios. Sería interesante calcular con estas duraciones el periodo de transmisión de una política monetaria expansiva sobre las variables reales para el caso venezolano, de tal modo que se pueda comprobar esta proposición empíricamente.

Por otro lado, se halla, al igual que en otros trabajos, que las duraciones de precios son heterogéneas. Las tarifas en el sector de servicios, especialmente los educativos y de salud, tienden a ser más rígidos que los precios del resto de los bienes. Esto se puede explicar, por un lado, por la existencia de contratos implícitos, especialmente en aquellos en los cuales es de valor mantener relaciones de largo plazo con sus clientes. Otra posible razón se encuentra en la alta participación de los costos laborales, que en conjunto con su correspondiente poca variabilidad durante el año, resultan en una menor flexibilidad en la fijación de precios. Esta heterogeneidad también justificaría la necesidad de la elaboración de modelos con múltiples sectores, que permitan una mejor exploración de los efectos de la política monetaria sobre la economía real. Es importante resaltar que la presencia de estas heterogeneidades puede traer como consecuencia no linealidades en el comportamiento de las variables macro, así como de efectos asimétricos por parte de los choques que sufre la economía.

Un tema que está asociado al punto anterior es el de la relación entre la rigidez de precios y las heterogeneidades, aquí encontradas, con la inercia o persistencia presente en la inflación venezolana. La presencia de contratos solapados, en conjunto con una duración relativa de los precios, puede generar dependencia de la tasa inflacionaria de hoy con valores que esta toma en el pasado (Taylor, 1980). Esto es equivalente a que en el ajuste de los precios se afecten no sólo por las expectativas futuras, sino también por la información pasada, entre ellas la tasa de inflación

observada. Es por ello que procesos inflacionarios crónicos y moderados son tan difíciles de eliminar, aun en contextos de políticas con alta credibilidad (Dornbusch y Fischer, 1993).

Es bastante interesante, los precios en Venezuela exhiben una menor flexibilidad hacia la baja, lo que contrasta con resultados de otros lugares. La noción cotidiana de que los precios sólo pueden ir en una dirección, en este caso, hacia arriba, parece ser una aseveración correcta. En presencia de costos de menú, una tendencia ascendente de los precios resulta en que los precios se ubican cerca del límite inferior posible. Esto lleva a una asimetría en la forma en que responden los precios ante choques de la economía, siendo más sensibles ante choques positivos de la demanda que a los negativos. De aquí, que los precios muestren más rigidez hacia la baja (Tsiddon, 1993).

Otro aspecto importante, especialmente en un contexto de una política antiinflacionaria, sería el conocer qué efecto tendría una contracción monetaria sobre la frecuencia de ajuste de precios, y en consecuencia sobre el efecto real de una política como esta. Esto también hablaría sobre los posibles costos que pueda tener las medidas en este contexto, los cuales muestran ser más altos cuando el nivel de actividad se acerca o está por encima de su nivel potencial (Caplin y Leahy, 1991).

Finalmente, la función de riesgo estimada nos podría señalar la presencia de inercia inflacionaria en casi todos los niveles, y la poca presencia de reglas de fijación de precios dependientes del tiempo, excepto en los servicios. Esto viene dado, especialmente, por la dependencia temporal positiva que exhibe esta tasa. Sin embargo, faltaría comprobar cómo se relaciona esto con la heterogeneidad encontrada anteriormente.

Este trabajo genera dos vías adicionales por seguir en la investigación. La primera es el estudio de la duración de los precios un paso hacia atrás en la cadena de comercialización, es decir, evaluar la rigidez de los precios a nivel de mayoristas utilizando la base de datos del índice de precios al mayoreo. La segunda consiste en investigar la formación de precios por medio de una encuesta directa a los establecimientos. Finalmente, queda como un futuro proyecto la incorporación de los resultados aquí obtenidos en un modelo de equilibrio general dinámico para Venezuela. Este modelo debe partir de la duración aquí estimada y del carácter heterogéneo de la misma.

## Referencias

- Álvarez, F., M. Dorta y J. Guerra (2002), “Persistencia inflacionaria en Venezuela: evolución, causas e implicaciones”, en J. Guerra (ed.), *Estudios sobre la inflación en Venezuela*, Banco Central de Venezuela, Caracas, pp. 71-96.
- Álvarez, L. J., E. Dhyne, M. Hoeberichts, C. Kwapil, H. Le Bihan, P. Lünemann, F. Martins, R. Sabbatini, H. Stahl, P. Vermeulen y J. Vilmunen (2006), “Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Microevidence”, *Journal of the European Economic Association*, vol. 4, pp. 575-584.
- Baudry, L., H. Le Bihan, P. Sevestre y S. Tarrieu (2007), “What Do Thirteen Million Price Records Have to Say about Consumer Price Rigidity?”, *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, vol. 69, núm. 2, pp. 139-183.
- Bils, M., y P. J. Klenow (2004), “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices”, *Journal of Political Economy*, vol. 112, pp. 947-985.
- Bunn, P., y C. Ellis (2009), “Price-setting Behaviour in the United Kingdom: A Microdata Approach”, *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol. 49, núm. 1, pp. 28-36.
- Calvo, G. A. (1983), “Staggered Prices in Utility-maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, núm. 3, pp. 383-398.
- Cameron, A. C., y P. K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press, Cambridge y Nueva York.
- Caplin, A., y J. Leahy (1991), “State-dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, núm. 3, pp. 683-708.
- Dhyne, E., L. J. Álvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünemann, F. Rumler y J. Vilmunen (2006), “Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 20, núm. 2, pp. 171-192.
- Dornbusch, R., y S. Fischer (1993), “Moderate Inflation”, *World Bank Economic Review*, vol. 7, núm. 1, pp. 1-44.
- Dorta, M., J. Guerra y G. Sánchez (2002), “Credibilidad y persistencia de la inflación en Venezuela”, en J. Guerra (ed.), *Estudios sobre la inflación en Venezuela*, Banco Central de Venezuela, Caracas, pp. 53-70.
- Fougère, D., H. Le Bihan y P. Sevestre (2007), “Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: A Microeconomic Investigation”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 25, núm. 3, pp. 247-264.

- Gouvea, S. (2007), *Price Rigidity in Brazil: Evidence from CPI Micro Data*, Banco Central do Brasil, Brasilia (Working Paper Series, núm. 143).
- Klenow, P. J., y O. Kryvtsov (2008), “State-dependent or Time-dependent Pricing: Does It Matter for Recent US Inflation?”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, pp. 863-904.
- Nakamura, E., y J. Steinsson (2008), “Five Facts about Prices: a Reevaluation of Menu Cost Models”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, pp. 1415-1464.
- Taylor, J. B. (1980), “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts”, *Journal of Political Economy*, vol. 88, núm. 1, pp. 1-23.
- Taylor, J. B. (1999), “Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics”, en J. B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, cap. 15, Elsevier Science, North-Holland, Amsterdam, pp. 1009-1050.
- Tsiddon, D. (1993), “The (Mis)behaviour of the Aggregate Price Level”, *Review of Economic Studies*, vol. 60, núm. 4, pp. 889-902.