

# PROBLEMAS EN LA MEDICIÓN DEL IPC, EL CASO COLOMBIANO \*

**Edgar Caicedo \*\***  
**Banco de la República**

## **Resumen**

Este trabajo reseña los diferentes sesgos presentes en la medición del IPC en Colombia y cuantifica la magnitud del sesgo por sustitución en el consumo. Para esto último, se computó el IPC con diferentes fórmulas de números índices (Laspeyres, Paasche, media geométrica, Ideal de Fisher y Tornqvist) y se analizó el nivel, la inflación y el sesgo por sustitución. Este último indicador se construyó identificando la diferencia, en porcentaje o en puntos porcentuales, de cualquier índice numérico con respecto a un índice que nos aproxima correctamente a un verdadero Índice de Costo de Vida, en este caso el índice Tornqvist encadenado. Los resultados obtenidos verifican que el índice utilizado por el DANE (Laspeyres) sobrestimó sistemáticamente la inflación al consumidor en 0.7 puntos porcentuales por año en el período 1989-1998, con un rango de sobrestimación que va de 0.2 puntos porcentuales en 1991 a 1.0 puntos en 1997. Adicionalmente, el documento presenta una evaluación de la nueva metodología del IPC del DANE (IPC-98), con el objetivo de identificar las diferentes innovaciones metodológicas incorporadas en la nueva canasta, las cuales permiten corregir o reducir los diferentes sesgos en el cálculo del IPC en Colombia.

*JEL: C43,E31*

---

\* La idea original y la sugerencia de realizar un documento sobre este tema es de Antonio Hernández Gamarra, quien mostró un especial interés por los resultados de un estudio realizado para el Senado de los Estados Unidos sobre los sesgos en el cálculo del IPC. De otra parte, este documento se enriqueció de los aportes, correcciones y sugerencias de Carlos Felipe Jaramillo y Louis Marc Ducharme (Jefe Dirección de Precios del Statistics Canada), así como de los comentarios de Héctor Zarate, Juan Carlos Echeverry y Carlos Eduardo Vélez. Igualmente, me beneficié de los comentarios de los técnicos del DANE y de los miembros de la Junta Directiva del Banco de la República -JDBR- y de los demás asistentes al seminario que sobre este tema se realizó para la JDBR.

\*\* Economista de la Subgerencia de Estudios Económicos, Dirección de Programación e Inflación. Para comentarios favor escribir a [eacaicega@banrep.gov.co](mailto:eacaicega@banrep.gov.co)

## Tabla de Contenido

<b>Introducción.....</b>	<b>2</b>
<b>1. Aspectos Teóricos del Índice de Costo de Vida .....</b>	<b>3</b>
<b>2. Los números índices.....</b>	<b>6</b>
2.1. <i>El índice Laspeyres.....</i>	<i>6</i>
2.2. <i>El índice de Paasche.....</i>	<i>7</i>
2.3. <i>El índice de la media geométrica .....</i>	<i>8</i>
2.4. <i>Los índices superlativos.....</i>	<i>8</i>
2.4.1. <i>El índice Ideal de Fisher.....</i>	<i>8</i>
2.4.2. <i>El índice de Tornqvist.....</i>	<i>8</i>
2.5. <i>Los índices encadenados.....</i>	<i>9</i>
<b>3. Aproximación axiomática a los números índices .....</b>	<b>9</b>
3.1. <i>Proporcionalidad.....</i>	<i>9</i>
3.2. <i>Comensurabilidad.....</i>	<i>10</i>
3.3. <i>Reversión temporal.....</i>	<i>10</i>
3.4. <i>Monotonicidad.....</i>	<i>11</i>
3.5. <i>Circularidad.....</i>	<i>11</i>
3.6. <i>Inversión de Factores.....</i>	<i>12</i>
<b>4. Los sesgos en la medición del IPC.....</b>	<b>13</b>
4.1. <i>Sesgo de sustitución.....</i>	<i>14</i>
4.2. <i>Cambios de calidad en los bienes.....</i>	<i>15</i>
4.3. <i>Aparición de nuevos bienes.....</i>	<i>16</i>
4.4. <i>Aparición de nuevos expendios.....</i>	<i>16</i>
4.5. <i>Implicaciones de la incorrecta medición del IPC.....</i>	<i>17</i>
<b>5. Comparación empírica de índices: el caso colombiano.....</b>	<b>18</b>
5.1. <b>Problemas de utilizar el índice Laspeyres en el cálculo del IPC.....</b>	<b>18</b>
5.1.1. <i>Problema de cambio de base y agregación.....</i>	<i>18</i>
5.1.2. <i>Problema de tratamiento no simétrico de crecimiento                     y decrecimiento de precios .....</i>	<i>19</i>
5.1.3. <i>Problema de la diferencia entre las variaciones del promedio                     y el promedio de las variaciones.....</i>	<i>19</i>
5.2. <b>Un ejercicio empírico de números índices para Colombia.....</b>	<b>21</b>
5.2.1. <i>Información utilizada y ponderaciones.....</i>	<i>21</i>
5.2.2. <i>Resultados.....</i>	<i>22</i>
-Nivel del IPC e inflación.....	22
-Sesgo por sustitución.....	27
<b>6. Evaluación de la nueva canasta del DANE (IPC-98).....</b>	<b>31</b>
6.1. <i>¿Cómo se seleccionaron los productos nuevos?.....</i>	<i>31</i>
6.2. <i>¿Cómo se introdujeron los nuevos expendios?.....</i>	<i>32</i>
6.3. <i>¿Qué cambios de fórmula se adoptaron?.....</i>	<i>32</i>
6.4. <i>Posibles desarrollos futuros en el IPC.....</i>	<i>33</i>
<b>7. Experiencia internacional reciente con índices diferentes al Laspeyres.....</b>	<b>34</b>
<b>Conclusiones y Recomendaciones.....</b>	<b>35</b>
<b>Referencias.....</b>	<b>37</b>
<b>Anexo 1. Números índices encadenados.....</b>	<b>41</b>
<b>Anexo 2. Ponderaciones utilizadas para el cálculo de los números índices.....</b>	<b>42</b>

## Introducción

En años recientes ha tomado vigencia la discusión acerca de los posibles errores de medición de la inflación. Las estimaciones de un estudio sobre los problemas de medición del Índice de Precios al Consumidor realizado por la Comisión Asesora para el Estudio del Índice de Precios al Consumidor, designada por el Congreso de los Estados Unidos, motivaron este trabajo. Dicha investigación señala que en los últimos años la inflación norteamericana se ha sobredimensionado en 1.1 puntos porcentuales y se proyecta una sobrestimación para la primera década del siglo XXI de 1.0 puntos porcentuales por año, lo que equivale alrededor de un 30% de la inflación en ese país<sup>1</sup>.

En el caso colombiano no se conocen estudios anteriores<sup>2</sup>, por lo que es interesante comenzar a evaluar el grado de sobrestimación en la medición de la inflación más aún cuando recientemente el DANE actualizó la canasta del IPC<sup>3</sup>, hecho que facilita el cálculo del sesgo en la medición del IPC. Comenzar a corregir el sesgo en el cálculo del IPC en el país es crucial porque una inflación sobredimensionada puede distorsionar la toma de decisiones de los agentes económicos, alterar el verdadero crecimiento de variables reales e incrementar la proporción de ajuste de ciertos precios, tarifas y contratos de la economía.

Este trabajo tiene como propósito resaltar la presencia de diferentes sesgos en la medición del IPC en Colombia, los cuales surgen de las diferencias entre el IPC y un índice del verdadero costo de vida. Los sesgos más reconocidos por la literatura internacional son el de calidad, nuevos expendios, nuevos bienes y sustitución. En particular, nos concentraremos en el estudio de este último tipo de sesgo identificando su magnitud en el caso colombiano. Los resultados muestran que el índice de precios del DANE, calculado con el método Laspeyres, sobrevalúa el costo de vida sistemáticamente. En la última década el sesgo de sustitución en el consumo es responsable de una sobrestimación de la inflación en promedio de 0.7 puntos porcentuales por año. Lo anterior es consecuencia directa de utilizar una formulación tipo Laspeyres en el cálculo del IPC. Este índice no garantiza, por aspectos teóricos, por propiedades axiomáticas y por resultados empíricos, una agregación de precios precisa e insesgada.

Otros índices como la media geométrica, el ideal de Fisher y el de Tornqvist exhiben mejores propiedades, pues asumen de manera implícita al consumidor como racional, permitiendo una sustitución del consumo frente a cambios en los precios relativos. Además dichas formulaciones no transgreden la mayoría de los axiomas matemáticos que deben cumplir los

---

<sup>1</sup> Ver al respecto: Advisory Commission (1995) y (1996).

<sup>2</sup> En Colombia, no se conocen estudios que directamente cuantifiquen la magnitud del sesgo por sustitución en el consumo en el cálculo del IPC. Sin embargo, Córdoba (1995), aunque no pretende directamente medir el sesgo por sustitución en la inflación, avanza en la creación de indicadores de inflación esencial que al ser interpretados como verdaderas aproximaciones al índice de costos de vida nos dan una idea de la sobrestimación que nuestro IPC hace sobre el crecimiento del costo de vida para un individuo promedio.

<sup>3</sup> La nueva revisión y actualización del indicador de la evolución de los precios al consumidor rige oficialmente desde enero de 1999 bajo la denominación de IPC-98, reemplazando la canasta antigua llamada revisión IPC-60.

números índices, siendo por todo lo anterior mejores aproximaciones al verdadero índice de costo de vida.

Este documento está dividido en siete partes. En la primera sección se introduce rápidamente la teoría que existe detrás de un índice de costo de vida. Luego, en las siguientes dos secciones, se estudian los números índices más utilizados por la literatura y se verifica si los mismos cumplen ciertas propiedades matemáticas, las cuales los hacen más robustos. En la cuarta sección se describen los diferentes problemas (sesgos) que suelen aparecer cuando se calcula un índice de precios al consumidor. Los problemas matemáticos del índice oficial del DANE (Laspeyres), los resultados de los diferentes índices y su sesgo por sustitución, hacen parte de la sección cinco. En la sección 6 se evalúa el nuevo IPC-98 del DANE, mientras la experiencia internacional con índices de precios diferentes al Laspeyres se presenta en la sección siete. Por último se concluye.

## 1. Aspectos Teóricos del Índice del Costo de Vida<sup>4</sup>

El soporte teórico del IPC es la teoría económica del consumidor sobre el índice de costo de vida (ICV). En la teoría económica, el ICV está referido únicamente a agentes individuales y es determinado por las preferencias que los individuos tienen por diferentes bienes y servicios, como por sus precios de adquisición.

Dado que los precios de adquisición cambian con el tiempo se induce a los consumidores a sustituir consumo entre los diversos bienes y servicios. Un verdadero ICV debe capturar este evento. Sin embargo, como normalmente este patrón de comportamiento de un consumidor típico no es capturado cuando se construye un índice de precios, se reconoce que un IPC tiende a sobrestimar el verdadero costo de vida (Armknrecht, 1996).

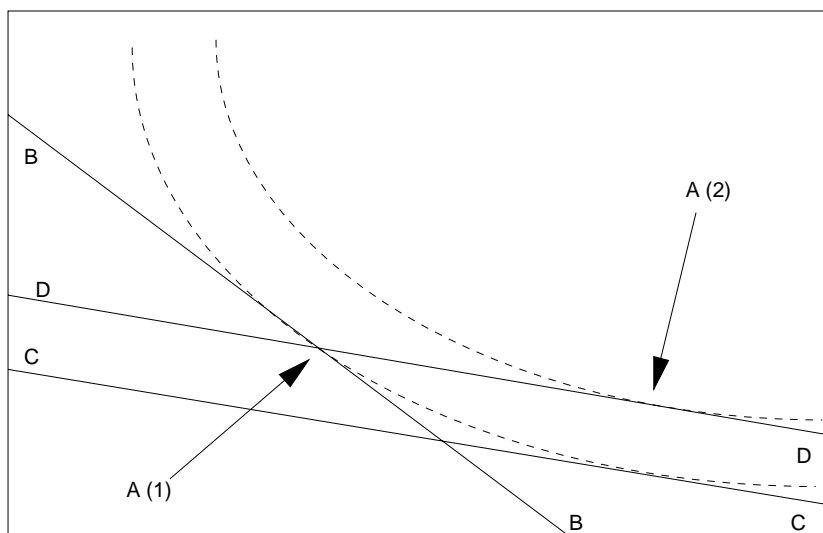
Un agente racional opera frente a cambios en los precios relativos y en el ingreso real, teóricamente de la siguiente manera. Si el ingreso nominal de un consumidor se ajustara en la misma proporción que lo hace el crecimiento del IPC, no consumirá la misma canasta del pasado, sino otra canasta que le represente un mayor nivel de utilidad. La Gráfica 1 muestra geoméricamente el comportamiento de un consumidor típico, con dos situaciones diferentes.

---

<sup>4</sup> Esta sección se base en tres textos: Pollak (1989), Moulton (1993) y Varian (1994).

Gráfica 1

Comportamiento de un consumidor típico ante cambios en el ingreso y en los precios relativos



En el primer caso (período 1), una persona consume la canasta A(1), de acuerdo con su restricción presupuestal representada por la recta BB. Si los precios de un período a otro cambian en términos absolutos y relativos, se origina un cambio en la recta de presupuesto del individuo hasta CC. Supongamos ahora que el ingreso nominal del consumidor es ajustado en la proporción adecuada para que pueda consumir la misma canasta inicial de bienes y servicios. Para ello es necesario desplazar la recta de presupuesto hacia DD. De acuerdo con el movimiento de precios de los ítems que componen su cesta de consumo, el individuo maximiza su utilidad consumiendo más de lo barato y menos de lo caro por lo que no volverá a consumir la misma canasta y preferirá en el período dos consumir la canasta A(2), la cual le brinda un mejor nivel de vida y lo ubica en una curva de indiferencia más alta<sup>5</sup>.

El cálculo de un ICV requiere que a todos los bienes, que definen el bienestar del individuo, se les asigne un precio<sup>6</sup>. Para ello, es necesario introducir el concepto de función de gasto.

<sup>5</sup> En el caso descrito, si un gobierno adopta como política indexar los salarios (ingresos), para garantizar que los consumidores puedan comprar determinada cesta de bienes y servicios, motivaría una mejora en el nivel de vida de los individuos e incrementos de la demanda. Esto sencillamente sucede porque los individuos, ante cambios en precios relativos, consumen una canasta diferente que les reporte mayor utilidad. Una política que garantice el mismo nivel de utilidad debería ajustar los salarios en una proporción menor que el crecimiento del IPC.

<sup>6</sup> Existe una gran variedad de bienes y servicios que a pesar de ser consumidos no registran un precio, o al menos no necesitan de una transacción comercial para ser obtenidos. Por ejemplo algunos bienes y servicios

$$e(P^t, U) = \min_q \sum_{i=1}^{i=N} P_i^t Q_i^t \quad (1)$$

La función de gasto ( $e$ ) busca minimizar el gasto que le garantice al consumidor alcanzar un nivel de bienestar o utilidad determinado ( $U$ ), con unos precios corrientes del mercado  $P^t = (P_1, \dots, P_n)$  y para una canasta determinada de bienes  $Q^t = (Q_1, \dots, Q_n)$ .

De la función de gasto (1) podemos definir el índice de costo de vida (ICV) como:

$$ICV = [e(P^t, u^t)] / [e(P^0, u^t)] \quad (2)$$

donde el nivel del ICV se define como el gasto adicional necesario para alcanzar el nivel de bienestar de referencia ( $u^t$ ) a los precios de un período de comparación ( $P^t$ ), respecto del gasto necesario para alcanzar el mismo nivel de utilidad ( $u^t$ ) a los precios del período de referencia ( $P^0$ )<sup>7</sup>.

Si aceptamos que una forma satisfactoria de interpretar a un consumidor representativo es adoptar la forma funcional de utilidad tipo Cobb Douglas, estamos asumiendo que la elasticidad de sustitución es constante e igual a 1. Lo anterior es equivalente a decir que un consumidor típico compensará ajustes en el precio relativo de un bien, disminuyendo la cantidad consumida, con el fin de mantener constante la fracción de su gasto total asignada a dicho bien. Estas características de la función de utilidad Cobb Douglas capturan el comportamiento racional de los consumidores, al permitir desplazar el consumo ante cambios en los precios relativos y facilitan la construcción de un ICV porque asumen que las ponderaciones (de gasto) son constantes y que no cambian ante variaciones en el precio relativo o en el ingreso real del consumidor promedio. Para calcular un ICV se puede, en consecuencia, interpretar la función de gasto como una forma funcional Cobb Douglas<sup>8</sup>:

$$e(P, u) = k [\prod_{i=1, n} (P_i)^{\alpha_i} u]. \quad (3)$$

donde  $k$  es una constante,  $\prod_{i=1, n}$  es el producto de los precios corrientes ( $P_i$ ), y  $\alpha_i$  es la participación del bien  $i$  en el gasto total (ponderación en la canasta).

A partir de las ecuaciones (2) y (3), un índice del cambio en el costo de vida para un período  $t$  se puede definir como:

públicos. También, la mayoría de bienes durables (autos y casas), los cuales, pese a ser comprados en un sólo período, brindan utilidad durante varios períodos.

<sup>7</sup> Como se observa el ICV se hace independiente del nivel de utilidad. En este caso se asume que las funciones de utilidad que lo determinan son homótéticas. Las funciones de utilidad son homotéticas cuando la elasticidad del ingreso es igual a 1, lo cual implica que cambios en el nivel de ingreso de los individuos no afectan la composición del consumo. Esta propiedad es muy deseable desde el punto de vista de la construcción de un ICV.

<sup>8</sup> El desarrollo algebraico de la función de utilidad Cobb-Douglas se encuentra en Varian (1994), capítulo 4 y 5.

$$\begin{aligned} \text{ICV}_i^t &= [e(P^t, u^t)] / [e(P^0, u^t)] \\ &= [k \prod_{i=1,n} (P_i^t)^{\alpha_i} u] / [k \prod_{i=1,n} (P_i^0)^{\alpha_i} u]. \end{aligned} \quad (4)$$

Por lo cual,

$$\text{ICV}_i^t = \prod_{i=1,n} [(P_i^t / P_i^0)^{\alpha_i}]. \quad (5)$$

De esta manera es posible construir un ICV a partir solamente de información de precios y ponderaciones, independiente del nivel de utilidad de referencia<sup>9</sup>. Igualmente, esta manera reducida de expresar un ICV facilita una aproximación a su cálculo a través de los números índices, los cuales estudiaremos a continuación.

## 2. Los números índices

### 2.1. El índice Laspeyres

Dado que en la práctica un ICV no pueden hacer el seguimiento pari-passa al comportamiento de un agente racional como el descrito en la Gráfica 1, porque sencillamente es difícil capturar cotidianamente el cambio de preferencia de los consumidores, a nivel internacional es común que el ICV sea aproximado con un índice de precios al consumidor Laspeyres. Este índice en su forma más simple (ecuación 6) es la razón de lo que cuesta hoy comprar la misma canasta de bienes y servicios de lo que costó en el período pasado. Formalmente, si se tiene n bienes consumidos en el año base en cantidades tales como  $Q_i^0$ , donde  $i=1, \dots, n$ , a unos precios base  $P_i^0$  y, para estos mismos bienes, los precios en el período corriente son  $P_i^t$ , el índice Laspeyres para el período t con respecto al período base ( $L_{p,t,0}$ ) se puede expresar como:

$$\begin{aligned} L_{p,t,0} &= \frac{\sum_{i=1,n} (P_i^t Q_i^0 / \sum_{i=1,n} P_i^0 Q_i^0)}{\sum_{i=1,n} [ \alpha_i^0 (P_i^t / P_i^0) ]} \end{aligned} \quad (6)$$

en donde las ponderaciones se obtienen como:

$$\alpha_i^0 = P_i^0 Q_i^0 / \sum_{i=1,n} P_i^0 Q_i^0.$$

El índice de precios Laspeyres se puede derivar de una forma funcional de utilidad tipo Leontief, la cual se caracteriza por no permitir la sustitución en el consumo, al mantener las cantidades relativas constantes (canasta fija de bienes) ante cambios en los precios relativos. En consecuencia, el índice Laspeyres medirá correctamente el ICV cuando la demanda de todos los bienes y servicios de la canasta es perfectamente inelástica al precio. Como este

<sup>9</sup> Una completo desarrollo de la teoría del índice de costo de vida se encuentra en Pollak (1989).

hecho es un caso muy especial, en el tiempo se acumula y se agudiza un mayor nivel de costo de vida que el verdadero. Este problema es conocido como sesgo por sustitución en el consumo, cuya magnitud dependerá del tamaño de la elasticidad precio de la demanda.

Para el caso especial en que el consumidor exhiba una función de utilidad tipo Cobb-Douglas, se asegura una elasticidad de sustitución unitaria entre bienes, en donde las cantidades relativas de bienes demandados varían ante un cambio en los precios relativos y se mantiene la proporción de gastos relativos constante. Resulta, de este modo, que la forma funcional adoptada determina una mejor forma de computar un IPC. Aquellos índices con una forma funcional Cobb-Douglas representan adecuadamente a los consumidores, quienes pueden mantener su utilidad constante al desplazar el consumo ante cambios en la economía. Este es el supuesto implícito del índice geométrico y los índices superlativos (ver en esta sección las ecuaciones 8, 9 y 10).

La teoría además enseña que una “proxi” ideal del verdadero costo de vida es un índice que incorpore en su formulación tanto ponderaciones del período base (Laspeyres) como ponderaciones del período actual (Paasche). Los índices que satisfacen esta característica son los denominados índices superlativos (Ideal de Fisher y Tornqvist), los cuales se definen más adelante. Se espera, teóricamente, que el valor del índice Laspeyres sea más alto que los índices superlativos y el geométrico, mientras que un índice tipo Paasche, al comparar todo el índice con la canasta actual, deberá registrar un menor nivel de precios que los índices superlativos. De acuerdo con lo anterior, la mejor aproximación a un ICV debe seguir una trayectoria intermedia entre el índice de Laspeyres y el de Paasche.

Es importante anotar que no siempre un índice Laspeyres arroja el mayor incremento de precios. Este caso sucede cuando se presentan caídas nominales en algunos precios (v. g. en los alimentos), los cuales son más valorados por la formulación Laspeyres, cuya sensibilidad es mayor a valores extremos que los demás índices.

Existe una cantidad considerable de posibles fórmulas de números índices ponderados para escoger. Sin embargo, aquí se analizarán cuatro números índices diferentes al Laspeyres: Paasche, media geométrica (o geométrico), Ideal de Fisher y Tornqvist, que en general son los de mayor reconocimiento<sup>10</sup>.

## 2.2. El índice de Paasche

El índice de Laspeyres es estimado usando la razón del precio ( $P_i^t/P_i^0$ ) multiplicado por el porcentaje de gastos de un período previo ( $P_i^0 Q_i^0 / \sum P_i^0 Q_i^0$ ). En contraste el índice Paasche es estimado usando una fórmula con una inversa del cociente de precio del período base ( $P_i^0/P_i^t$ ) multiplicado por una porción de gastos del período corriente  $P_i^t Q_i^t / \sum P_i^t Q_i^t$  :

$$P_{p,t,0} = \sum_{i=1,n} (P_i^t Q_i^t / \sum_{i=1,n} P_i^0 Q_i^0) \quad (7)$$

$$= 1 / \sum_{i=1,n} [\alpha_i^t (P_i^0/P_i^t)]$$

<sup>10</sup> Existen otros números índices ponderados, entre los cuales cabe mencionar el de Sidgick-Drobish, Marshall-Edgeworth, Walsh y Keynes.



$$\alpha_i^t = P_i^t Q_i^t / \sum_{i=1,n} P_i^t Q_i^t .$$

### 2.3. El índice de la media geométrica

El número índice geométrico define el costo de vida como una media geométrica ponderada, que es el producto ( $\prod_{i=1,n}$ ) de los precios corrientes ( $P_i^t$ ), dividido por los precios del año base ( $P_i^0$ ). Las ponderaciones del índice ( $\alpha_i^0$ ) son el gasto en bienes y servicios que en promedio las familias realizaron en el período base. Siguiendo la notación anterior el índice geométrico puede expresarse como:

$$G_{p,t,0} = \prod_{i=1,n} [ (P_i^t / P_i^0)^{\alpha_{0i}} ] . \quad (8)$$

### 2.4. Los índices superlativos

El concepto de número índice superlativo fue introducido por el economista americano Irving Fisher en la década del veinte, para describir los números índices que al cumplir ciertos criterios reunían las condiciones para aproximarse a un índice ideal. Este concepto fue generalizado por el economista canadiense, Erwin Diewert (1976) quien lo usó para describir cualquier fórmula de número índice que suministrara una satisfactoria aproximación al verdadero índice de costo de vida, al permitir la sustitución en el consumo y asegurar un índice de precios de utilidad constante. Los índices superlativos más utilizados en la literatura económica y estadística son el Ideal de Fisher y el de Tornqvist.

#### 2.4.1. El índice Ideal de Fisher

El más simple de estos índices es el índice ideal de Fisher, el cual es la media geométrica del producto del índice de Laspeyres y el de Paasche. Esta formulación incorpora información de ponderaciones tanto del período base (Laspeyres) como del período corriente (Paasche). Su fórmula es:

$$F_{p,t,0} = [L_{p,t,0} \times P_{p,t,0}]^{1/2} . \quad (9)$$

#### 2.4.2. El índice de Tornqvist

El índice de Tornqvist se define como la media geométrica ponderada de la razón entre los precios vigentes y los precios del año base, ( $P_i^t / P_i^0$ ). La diferencia de este índice con el índice geométrico radica en que las ponderaciones del índice Tornqvist son el promedio resultante de las proporciones de gasto del período de referencia ( $\alpha_i^0$ ) y del período de comparación ( $\alpha_i^t$ ). Formalmente el índice de Tornqvist puede escribirse como:

$$T_{p,t,0} = \prod_{i=1,n} [ (P_i^t / P_i^0)^{[(\alpha_{ti} + \alpha_{0i})/2]} ] . \quad (10)$$

## 2.5. Los índices encadenados

La versión encadenada de los números índices reseñados se diferencia en que siempre requieren ponderaciones actualizadas para su contabilización. Además, poseen la virtud de que interpretan el costo de vida como un vínculo de cambio de precios sucedidos en el pasado<sup>11</sup>. Sus formulaciones algebraicas aparecen en el Anexo 1.

Los índices encadenados poseen la ventaja de incorporar automáticamente los efectos de cambios en la economía, los cuales se presentan permanentemente. Se experimentan cambios en las preferencias de los consumidores, cambios de calidad y cambios en los patrones de consumo de bienes y servicios, resultado de la aparición de nuevos bienes y servicios y la desaparición de otros. Estas novedades son correctamente asumidas por un índice de precios cuando periódicamente se actualiza la canasta y las ponderaciones del ICV<sup>12</sup>.

## 3. Aproximación axiomática a los números índices

Dado que las fórmulas de los números índices son una función matemática, existen unas propiedades deseables que los hacen apropiados para agregar precios. Fisher (1922), Eichorn and Voeller (1976) y Diewert (1987) proporcionan un número de axiomas de números índices. Estos tests han sido usados para comprender aún más las ventajas y desventajas de un índice sobre el otro. Los tests más reconocidos son los siguientes.

### 3.1. Proporcionalidad

Si todos los precios cambian por el mismo factor común el índice de precios total debería también cambiar por ese factor (homogeneidad de grado uno). Por ejemplo, si todos los precios se doblan, el índice de precio agregado debería duplicarse.

Utilizando la información básica del Cuadro 2, este axioma se verifica cuando los precios del período 1 se duplican, y siguiendo la formulación de cada número índice, se obtienen índices finales ( $I_{10}$ )<sup>13</sup>, que para todos los casos, son el doble a aquellos calculados con los precios del período inicial (Cuadro 3)<sup>14</sup>.

---

<sup>11</sup> Un completo desarrollo de las características de los índices encadenados se encuentra en Forsyth and Fowler (1981).

<sup>12</sup> Obsérvese que los índices de Laspeyres, Paasche y geométrico en su forma encadenada son cercanos al concepto de índices superlativos.

<sup>13</sup> En esta expresión los subíndices del índice (I) son los precios del período uno (1) con base en el período (0). En otras palabras, el precio del período 1 es ponderado y comparado con las cifras del período base o cero (0). Cuando aparezca la expresión  $I_{01}$ , significa que los precios del período cero (0) son calculados con base en las ponderaciones y precios del período 1.

<sup>14</sup> La información del período 2 en este caso no se tiene en cuenta, esta será utilizada más adelante para poder explicar otro axioma.

Cuadro 2  
Información Básica

Período	Qa	Pa	Qna	Pna
Período 0	8	1	10	1.5
Período 1	6	1.5	6	1
Período 2	2	2	4	3

Cuadro 3  
Prueba de proporcionalidad

Índice	$I_{10}$ inicial (1)	$I_{10}$ con precios duplicados (2)	(1)/(2)
Laspayres	0.96	1.91	2
Paasche	1.00	2.00	2
Media Geométrica	0.88	1.77	2
Ideal de Fisher	0.98	1.96	2
Tornqvist	0.98	1.96	2

### 3.2. Conmensurabilidad

Un índice de precios debe ser invariante a cambios en las unidades de medición. Por ejemplo, si el índice de precios es medido inicialmente en miles y después es medido en millones, los índices deben arrojar el mismo resultado. Este criterio lo cumplen todos los números índices descritos.

### 3.3. Reversión temporal

Si los precios entre periodos sufren una reversión, es de esperar que el valor del índice del primer período sea el recíproco del índice del período base. Esta propiedad se calculó (ver Cuadro 4) para cada índice con la información del Cuadro 2.

Cuadro 4  
Prueba de Reversión en el Tiempo

Indice	I <sub>10</sub>	I <sub>01</sub>	I <sub>10</sub> *I <sub>01</sub>
Laspayres	0.96	1.00	0.96
Paasche	1.00	1.05	1.05
Media Geométrica	0.88	1.13	1.00
Ideal de Fisher	0.98	1.02	1.00
Tornqvist	0.98	1.02	1.00

En este caso primero se calculan los valores de los índices I<sub>10</sub> e I<sub>01</sub>, y luego se verifica que el inverso de I<sub>10</sub> sea igual al valor del índice I<sub>01</sub>, o lo que es lo mismo, que el producto de I<sub>10</sub> e I<sub>01</sub> sea igual a 1. Por ejemplo, el índice Laspeyres para el período 1 arroja un valor de 0.96, mientras que el mismo cálculo para el período 0 alcanza un valor de 1.00. Como el producto de ambos índices es 0.96, diferente a 1, se prueba que el índice Laspeyres, al igual que el de Paasche, violan el criterio de reversión establecido por Fisher. Por su parte, los índices geométrico, el Ideal de Fisher y el de Tornqvist aprueban el test de reversión en el tiempo.

### 3.4. Monotonicidad

Si se incrementan uno o más precios en alguno o algunos artículos de la canasta y el resto de precios no varía en el período presente, entonces el índice agregado de precios debería incrementarse. Esta propiedad la cumplen todos los índices menos el de Tornqvist (Diewert, 1987).

### 3.5. Circularidad

Esta propiedad requiere de información de precios y cantidades para tres períodos, por lo que es reconocida como una prueba de transitividad multiperíodos. Cuando analizamos índices, algebraicamente lo que se pretende es que  $I_{10} * I_{21} = I_{20}$ , es decir, que esta propiedad la cumplirá alguna de las formulaciones planteadas si el producto del índice del período uno con base en el periodo cero y del período dos con base en el periodo uno, es igual al índice del período dos con base en el período cero.

Cuadro 5  
Prueba de circularidad

Indice	I <sub>10</sub>	I <sub>21</sub>	I <sub>20</sub>	I <sub>10</sub> *I <sub>21</sub>	diferencia	diferencia
	Ind. base = 0	Ind. base = 1	Ind. base = 0		(I <sub>10</sub> *I <sub>21</sub> ) - I <sub>20</sub>	%
Laspayres	0.96	2.00	2.00	1.91	-0.09	-4.55
Paasche	1.00	2.29	2.00	2.29	0.29	12.50
Media Geométrica	0.88	1.84	2.00	1.63	-0.37	-22.69
Ideal de Fisher	0.98	2.14	2.00	2.09	0.09	4.36
Tornqvist	0.98	2.13	2.00	2.08	0.08	3.89

En el Cuadro 5 se aprecia que ningún índice aprueba la propiedad de circularidad, porque para ningún de ellos se cumple que  $(I_{10} * I_{21}) - I_{20} = 0$ .

### 3.6. Inversión de Factores

En esta propiedad se debe cumplir que el producto del índice de precios (p) y el índice de cantidades (q) sea igual al cociente de gastos del período final y el período base. Tanto el índice de cantidades como el índice de precios deben mantener la misma forma funcional.

**Cuadro 6**  
**Prueba de Inversión de Factores**

Índice	índice de precios	índice de cantidades	a*b	cociente
	(p)	(q)		del gasto (*)
Laspayres	0.96	0.65	0.62	0.65
Paasche	1.00	0.68	0.68	0.65
Media Geométrica	0.88	0.65	0.57	0.65
Ideal de Fisher	0.98	1.15	0.65	0.65
Tornqvist	0.98	0.67	0.65	0.65

(\*) corresponde a :  $\sum_{i=1,n} (P^1_i Q^1_i / \sum_{i=1,n} P^0_i Q^0_i)$

Para aclarar, veamos como la formulación de Laspeyres no cumple con este test (Cuadro 6). El índice de cantidades Laspeyres se obtiene invirtiendo términos, los precios ocupan el lugar de las cantidades y viceversa. La fórmula quedaría:  $L_{p,t,0} = \sum_{i=1,n} Q^1_i P^0_i / \sum_{i=1,n} Q^0_i P^0_i$ , lo cual equivale a  $(6*1 + 6*1.5)/(8*1 + 10*1.5)$  y multiplicado por el índice de precios del período 1 con base en el período 0 (0.96) arroja un valor de 0.62. Como se observa, este valor es diferente al cociente del gasto del período uno con respecto al gasto del período base. De acuerdo con este procedimiento tan sólo los índices superlativos cumplen esta propiedad.

Para resumir esta sección, en el Cuadro 7 se presentan las propiedades aprobadas por cada uno de los números índices contemplados.

**Cuadro 7**  
**Cumplimiento de Propiedades de los Números Índices**

Prueba	Laspeyres	Paasche	Geométrico	Ideal de Fisher	Tornqvist
Proporcionalidad	X	X	X	X	X
Conmensurabilidad	X	X	X	X	X
Reversión en el tiempo			X	X	X
Monotonidad	X	X	X	X	
Inversión de factores				X	X
Circularidad					
<b>TOTAL</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>4</b>

Como se observa los índices superlativos son los que transgreden la menor cantidad de axiomas. Por su parte, la media geométrica cumple cuatro de las seis pruebas, siendo los índices de Laspeyres y el de Paasche, las formulaciones más débiles en términos axiomáticos.

Estas propiedades suministran unos criterios razonables que sirven para seleccionar una fórmula de índice de precio. Los primeros tres tests son críticos para los índices de precios, mientras los dos últimos –circularidad e inversión de factores– son propiedades agradables pero no fundamentales (Armknrecht, 1996).

#### 4. Los sesgos en la medición del IPC

Las diferencias existentes entre un IPC y un índice del verdadero costo de vida se conocen como sesgos de medición en el IPC, y se originan porque un IPC presenta una serie de rigideces en su construcción. Un IPC tipo Leontief (v. g. Laspeyres) con una canasta fija de bienes y servicios y con ponderaciones invariables en el tiempo nos permite computar de una manera ágil el IPC. Sin embargo, su utilización, difundida a nivel mundial, tiene serias limitaciones. Por definición, un IPC tipo Leontief no permite la sustitución en el consumo ante cambios en precios relativos. De igual manera, mantener una canasta fija implica no incluir cambios de calidad en los bienes, ni bienes y servicios nuevos, ni nuevos expendios que suelen aparecer en el mercado. A partir de lo anterior se pueden enumerar varios sesgos presentes en la medición de un IPC, los cuales son los más reconocidos por la literatura internacional: sustitución en el consumo, nuevos expendios, cambio de calidad y nuevos productos (ver p. ej. Ducharme, 1997 y Moulton, 1996)<sup>15</sup>.

Numerosos estudios realizados en los Estados Unidos han mostrado que los diferentes tipos de sesgos presente en la medición del IPC han sobrestimado la inflación en una magnitud muy significativa. El Cuadro 1 resume los principales estudios y sus rangos de resultados<sup>16</sup>.

---

<sup>15</sup> Existen otros sesgos, menos importantes o de difícil cálculo, como el de medición por servicios prestados, el cual se hace manifiesto cuando un consumidor paga un menor valor del real, cuando debe servirse por sí mismo, en el caso de un establecimiento con esta modalidad de servicio. Otro sesgo es el precio de lista versus el precio efectivo, en este caso si una agencia estadística toma únicamente precios de lista sobrestima el IPC porque omite cupones o descuentos especiales ofrecidos por algunos expendios que hacen parte de la muestra.

<sup>16</sup> Aunque este Cuadro se tomó de Moulton (1996), las referencias bibliográficas se reseñan al final del texto. Infortunadamente, este cuadro no incorpora el período de referencia de cada estudio.

## Cuadro 1

### Estimaciones Recientes de Sesgo en el Índice de Precios al Consumidor en los Estados Unidos.

Autor (s)	Puntos porcentuales	Intervalo de Estimación
Advisory Commission To Study the CPI (1995)	1,0	0,7 - 2,0
Michael Boskin (1995)	1,5	1,0 - 2,0
Congressional Budget Office (1994)	-	0,2 - 0,8
Michael R. Darby (1995)	1,5	0,5 - 2,5
W. Erwin Diewert (1995)	-	1,3 - 1,7
Robert. J. Gordon (1995)	1,7	-
Alan Greenspan (1995)	-	0,5 - 1,5
Zvi Griliches (1995)	1,0	0,4 - 1,6
Dale W. Jorgenson (1995)	1,0	0,5 - 1,5
Jim Klumpner (1996)	-	0,3 - 0,5
Lebow, Roberts ans Stockton (1994)	-	0,4 - 1,5
Ariel Pakes (1995)	0,8	-
Shapiro and Wilcox (1996)	1,0	0,6 - 1,5
Wynne and Sigalla (1994)	< 1.0	-

A excepción del estudio de Pakes (1995), el sesgo total del IPC en los Estados Unidos es por lo menos de un punto porcentual, lo que en una inflación cercana al 3%<sup>17</sup>, representa más de 30% de sobrestimación.

Precisamente, la conocida misión Boskin (Ver Advisory Commission, 1996)<sup>18</sup> calculó que el IPC se ha sobrestimado en 1.1 puntos porcentuales por año durante los últimos años. El sesgo de sustitución se calculó en 0.4 puntos<sup>19</sup>, el de nuevos expendios en 0.1 puntos y el de nuevos producto y cambios de calidad en 0.6 puntos porcentuales. Aunque este documento centra su análisis en el sesgo por sustitución, a continuación explicaremos cada uno de los sesgos del IPC.

#### 4.1. Sesgo de sustitución

El sesgo de sustitución en el consumo en el cálculo del IPC surge cuando, como es normal, una economía experimenta cambios en los precios de los diversos bienes y servicios transados. Si estos cambios son persistentes y un conjunto de bienes se vuelve consistentemente más caro o barato que otro, es de esperar que los individuos opten por

<sup>17</sup> Entre 1990 y 1998 el promedio de la inflación en Estados Unidos fue de 3.0%.

<sup>18</sup> Este documento corresponde al informe final de la misión Boskin, mientras que Advisory Commission (1995) y Boskin (1995) son, en su orden, un informe intermedio de la misión y un estudio previo.

<sup>19</sup> Generalmente se reconocen dos sesgos por sustitución, uno al nivel más bajo de agregación y otro a un nivel de agregación mayor. El primero se refiere a la agregación de precios de cualquier ítem a nivel de fuentes, el segundo es la agregación, no de fuentes, sino de índices de precios de diferentes bienes y servicios. En Estados Unidos se encontró que el sesgo por sustitución al nivel más bajo es de 0.25 puntos porcentuales, mientras al nivel más alto de agregación es de 0.15 puntos porcentuales. Como se explica más adelante, este documento sólo analiza el sesgo por sustitución al nivel más alto.

consumir más de los bienes que se abaratan y menos de aquéllos que se encarecen. Si un índice de precios no refleja estos desplazamientos en el consumo, como es el caso de índice Laspeyres, el indicador sobrevalorará permanentemente el crecimiento de precios al valorar más los bienes caros que los baratos.

Tradicionalmente, se han utilizado dos métodos para estimar el sesgo de sustitución. A comienzos de 1980 un método frecuentemente empleado consistió en identificar qué sucedía con los precios cuando se presentaban cambios en la demanda a partir de la construcción de un sistema de ecuaciones de demanda, cuyos resultados se obtenían luego de identificar funciones de utilidad para una numerosa lista de artículos y categorías (Braithwait, 1980). Este procedimiento resultó muy complejo e implicó grandes esfuerzos. Los más recientes estudios calculan un índice de precios superlativo, en lugar de estimar un sistema completo de demanda.

Diewert (1976) mostró que a partir de un número índice superlativo, se podría calcular un índice verdadero costo de vida. A diferencia de un índice como el de Laspeyres, un índice superlativo (v.g. el de Fisher o Tornqvist) interpreta a los consumidores como racionales (a la Cobb-Douglas), quienes modifican la composición de su canasta de bienes de acuerdo con la evolución de los precios relativos. Para construir un índice superlativo que nos permita aislar el sesgo de sustitución en el consumo es indispensable, entonces, conocer periódicamente el vector de precios y cantidades que componen la cesta de consumo de los hogares.

#### 4.2. Cambios de calidad en los bienes

Cuando se valora una cesta de consumo, mediante un índice numérico cualquiera, se presenta un problema significativo conocido como sesgo por cambios en la calidad de los productos. Este sesgo se presenta cuando un rubro de la canasta es reemplazado por otro de mejores especificaciones o calidad. Si en el cálculo de la canasta de consumo no se realiza un ajuste adecuado por cambios en la calidad de los productos, se genera un sesgo hacia arriba en la medición del IPC. Esto se puede presentar, por ejemplo, cuando el precio de un modelo de automóvil se incrementa porque fue actualizado tecnológicamente. En este caso no podemos considerar que el automóvil es más caro hoy que en el pasado. Seguramente el precio del auto, en términos del bienestar que le brinda al consumidor, ha permanecido inalterado, porque aunque el precio es más alto, el confort y el menor consumo de combustible del modelo nuevo mantiene o incluso mejora el bienestar del consumidor. Si en el cálculo del IPC asumimos que este cambio de calidad es un encarecimiento del auto, estaríamos sobredimensionando el crecimiento de precios<sup>20</sup>.

---

<sup>20</sup> El argumento sobre la calidad de los bienes puede ser utilizado de manera inversa. Existen bienes, y en especial servicios, que han experimentado un fuerte deterioro en su calidad pero no ha tenido ninguna variación en su precio o incluso este ha aumentado, es el caso de algunos servicios públicos como los de educación, salud, electricidad y agua. Así no se presente un cambio en el precio, puede afirmarse que el costo de obtener la misma cantidad de bienes o la misma calidad del servicio ha aumentado. Por lo tanto, aquí habría una subvaluación de los precios de dichos servicios.



Las soluciones más típicas consisten en incrementar el precio del bien discontinuado por la variación experimentada por el sustituto. Este método supone por completo que la evolución de los precios del bien antiguo y el nuevo son iguales, realidad que muchas veces no se cumple. El otro método consiste en aplicar regresiones hedónicas, las cuales utilizan variables de atributos de calidad en los bienes para ajustar precios. Con este método lo que se busca es identificar el efecto de las principales características (en un carro pueden ser peso, número de puertas, cilindros, transmisión, etc.) del bien sobre el precio final<sup>21</sup>. Este sesgo debe ser controlado a lo largo de la existencia de toda la canasta por que periódicamente se mejora los productos y servicios, además porque las estimaciones realizadas en los Estados Unidos muestran que el sesgo de calidad es el de mayor magnitud.

#### 4.3. Aparición de nuevos bienes

El diseño, las necesidades del consumidor, la innovación tecnológica de la producción, la competencia, todos estos fenómenos conllevan a la permanente aparición de nuevos productos. Cuando estos nuevos bienes o servicios comienzan a demandarse masivamente o incrementan significativamente su peso en el gasto total de los hogares, cumplen los requisitos indispensables para conformar la canasta familiar. Cuando los nuevos productos (v. g. celulares, Internet, servicios de televisión satelital) hacen parte del consumo básico de las familias y no son incluidos en la canasta del IPC se genera un problema de medición en los precios del consumidor. El sesgo por la aparición de nuevos bienes tiende a desaparecer en la medida en que periódicamente la cobertura de bienes y servicios del índice se actualice.

Con frecuencia es difícil distinguir entre un cambio de calidad y un nuevo producto, de aquí que se reconozca la aparición de nuevos bienes como una variedad extrema del sesgo de calidad. Un nuevo bien es relativamente fácil distinguirlo de un cambio de calidad. Los nuevos bienes se identifican porque no poseen una variedad cercana y porque carecen de información previa de precios (v. g. Internet y viagra). Cuando un bien o servicio cambia de calidad se puede comparar el precio de dicho bien con su sustituto cercano o con su versión o modelo anterior.

#### 4.4. Aparición de nuevos expendios

A menudo surgen nuevos expendios de productos y servicios diferentes a los tradicionales. Este hecho puede generar un sesgo a sobrestimar el ICV, en particular cuando los nuevos puntos de venta compiten con mejor calidad y menores precios. En el proceso de cálculo del IPC se puede generar una sobrestimación del verdadero crecimiento del IPC, al no tenerse en cuenta expendios, que capturan una proporción importante de la demanda, y que operan con mayores volúmenes de venta pero con menores márgenes de utilidad, en favor de menores precios. En Colombia este caso se dio cuando estuvo vigente el IPC-60, porque

---

<sup>21</sup> Para una exposición detallada sobre este tema ver : Kokoski (1993), Liegey (1994) and Feenstra (1995).

grandes y nuevos hipermercados entraron a competir en el mercado como Exito, Carrefour, Sao, Makro, Ekono, etc.

#### 4.5. Implicaciones de la incorrecta medición del IPC

El cálculo del IPC en Colombia con un índice que tiende a sobrestimar el verdadero costo de vida tiene varias implicaciones, entre las que se pueden mencionar tres clases. La primera es subvalorar el verdadero crecimiento de variables reales. La segunda es incrementar la proporción de ajuste de ciertos indicadores, y el último efecto importante es distorsionar la toma de decisiones de los agentes económicos.

El primer efecto se presenta cuando, como sucede normalmente, el IPC es utilizado para deflactar variables nominales con el fin de obtener resultados reales (v.g. ahorro real, ingreso real, precios reales, tasa de interés real, etc.). El hecho de que el denominador de cualquier razón matemática sea menor al calculado tradicionalmente implica que el cociente sea superior al comúnmente contabilizado. De esta manera los efectos de la incorrecta medición del IPC sobre otros indicadores de la economía pueden ser importantes.

El segundo efecto mencionado radica en que el IPC es un insumo para ajustar algunos precios de la economía. De aquí la importancia de medir correctamente la inflación, porque de ella se desprenden innumerables ajustes de salarios, impuestos, arriendos, tarifas de servicios y transporte.

Otro efecto importante del cálculo imperfecto de la inflación son las distorsiones que generan en la planificación de la economía. Por citar un sólo ejemplo, una inflación sobredimensionada altera los ajustes por inflación de los estados financieros de las empresas, sobre los cuales se proyectan y planifican la concertación de salarios, la ampliación de la capacidad instalada, los pagos de impuestos y las decisiones de inversión. Adicionalmente, y como lo advierte Moulton (1996), la magnitud de los sesgos en el IPC puede modificar los resultados del crecimiento real de la economía y la productividad, dado que los componentes del IPC también son utilizados para construir los gastos de consumo personal en las cuentas nacionales.

En la medida en que todos los indicadores mencionados requieren del Índice de Precios al Consumidor para ser calculados, es razonable pensar que existe un problema no despreciable de cuantificación de estos indicadores.

## 5. Comparaciones empíricas de índices: el caso colombiano.

Como el IPC en Colombia es calculado con una formulación Laspeyres es importante mencionar, antes de analizar el sesgo de sustitución, tres problemas que surgen al utilizar este índice:

### 5.1. Problemas al utilizar el índice Laspeyres en el cálculo del IPC

#### 5.1.1. Problema de cambio de base y agregación

Es deseable que el resultado de incremento de precios de una canasta agregada no se modifique, cuando debemos cambiar la base de los precios de los diferentes rubros que la componen. La formulación Laspeyres adoptada por el DANE no garantiza que la agregación, antes o después de cambiar la base de precios de los diferentes ítems de la canasta, arroje el mismo resultado. Este problema, persiste, además del Laspeyres, en el índice Ideal de Fisher, no así en el geométrico, Paasche y Tornqvist. En el Cuadro 8 se ilustra este inconveniente.

**Cuadro 8**

**INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR  
PROBLEMA DE AGREGACIÓN CUANDO SE CAMBIA LA BASE**

MES	ARTÍCULOS		AGREGACIÓN	
	7.3.1 Argollas de matrimonio	7.3.2 Relojes de Pulso	LASPEYRES 7.3 Artículos de joyería	GEOMÉTRICO 7.3 Artículos de joyería
	0.73	0.27	1.00	1.00
<b>BASE DIC 88=100</b>				
jun-98	413.09	508.43	438.88	436.96
jul-98	419.01	514.26	444.78	442.89
ago-98	420.48	518.35	446.96	444.97
sep-98	422.75	519.20	448.84	446.92
oct-98	425.03	524.89	452.05	450.00
nov-98	430.49	535.39	458.87	456.65
dic-98	431.79	536.85	460.21	457.99
<b>INFLACIÓN SEMESTRE II/98</b>	<b>4.5269</b>	<b>5.5898</b>	<b>4.8600</b>	<b>4.8134</b>
<b>BASE JUN 98=100</b>				
jun-98	100.00	100.00	100.00	100.00
jul-98	101.43	101.15	101.36	101.36
ago-98	101.79	101.95	101.83	101.83
sep-98	102.34	102.12	102.28	102.28
oct-98	102.89	103.24	102.98	102.98
nov-98	104.21	105.30	104.51	104.51
dic-98	104.53	105.59	104.81	104.81
<b>INFLACIÓN SEMESTRE II/98</b>	<b>4.5269</b>	<b>5.5898</b>	<b>4.8144</b>	<b>4.8134</b>

Fuente: DANE. Cálculos del Autor

C:\... \ipcs\base.xls

Como se aprecia, el cambio de base antes de la agregación ocasiona un resultado distinto al cálculo cuando se mantuvo la base inalterada. Con base diciembre de 1988 igual 100, el subgrupo de Artículos de Joyería, arroja una inflación “Laspeyres” de 4.86% frente a una de 4.81% con el índice geométrico. Al asumir como período inicial de precios junio 98=100 se altera el nivel de la inflación al utilizar la fórmula de Laspeyres. Por su parte, al agregar con la media geométrica el resultado de la inflación del subgrupo permanece idéntico. La media geométrica no altera los resultados de una agregación de precios cuando se cambia la base.

### 5.1.2. Problema de tratamiento no simétrico de crecimiento y decrecimiento de precios

De otra parte, el índice de precios Laspeyres no trata el incremento de precios y el decremento de precios simétricamente. Por ejemplo, supóngase que los precios de un ítem  $i_1$  pasa de \$400 pesos en el período base a \$500 pesos en el período  $t$  y un ítem  $i_2$  de \$500 a \$400. Al aplicar la fórmula Laspeyres, suponiendo que las ponderaciones de los ítems  $i_1$  e  $i_2$  en la canasta son iguales, se obtiene que un incremento de precios es más importante que un descenso, pues el cambio en los precios relativos arroja un valor de 1.025 ( $1.25*0.5+0.8*0.5$ ). Al igual que lo hacen los índices superlativos, el índice de la media geométrica trata el incremento y decrecimiento de precios simétricamente, generando un valor en los precios relativos de 1 ( $1.25*0.8$ ) (ver Moulton, 1993).

### 5.1.3. Problema de la diferencia entre las variaciones del promedio y el promedio de las variaciones.

El índice geométrico, además de no presentar los dos problemas reseñados arriba, posee algunas ventajas con respecto al índice Laspeyres (media aritmética). En primer lugar, los resultados de la media geométrica son menos sensibles a valores extremos de precios, siendo los resultados de los índices a nivel bajo de agregación menos volátiles. En segundo lugar, calcular índices micro con la media geométrica, como actualmente lo hace el IPC-98 pueden interpretarse de dos maneras: como una variación en el promedio de precios (fórmula 11) y como un promedio de las variaciones en el precio (fórmula 12)<sup>22</sup>. Obsérvese que en las filas finales de los dos recuadros del Cuadro 9 aparece la variación de la media geométrica para el conjunto de datos presentados, cuya definición matemática es:

$$p_{t/t-1}^{(j)} = \frac{\sqrt[n]{p^{(1)}_t * p^{(2)}_t * \dots * p^{(i)}_t * \dots * p^{(n)}_t}}{\sqrt[n]{p^{(1)}_{t-1} * p^{(2)}_{t-1} * \dots * p^{(i)}_{t-1} * \dots * p^{(n)}_{t-1}}} \quad (11)$$

donde:

$p_{t/t-1}^{(j)}$  = Es el índice micro para el rubro  $j$

<sup>22</sup> Sobre estos temas ver : Statistics Canada (1995).

$p^{(i)}_t$  = Es el precio cotizado por la fuente  $i$  del rubro  $j$  en el mes  $t$

$p^{(i)}_{t-1}$  = Es el precio cotizado por la misma fuente del rubro en el mes  $t-1$

$n$  = Es el número de fuentes que participan para determinar el precio del rubro .

La equivalencia de las dos interpretaciones puede obtenerse a través de transformar (12) en un promedio en el cambio de los precios.

$$p_{t/t-1}^{(\cdot)} = \sqrt[n]{\frac{p^{(1)}_t}{p^{(1)}_{t-1}} * \frac{p^{(2)}_t}{p^{(2)}_{t-1}} * \dots * \frac{p^{(i)}_t}{p^{(i)}_{t-1}} \dots \frac{p^{(n)}_t}{p^{(n)}_{t-1}}} \quad (12).$$

En el IPC-60 el DANE, para actualizar los índices individuales de los diferentes componentes de la canasta, aplicaba las dos metodologías arriba señaladas en diferentes segmentos de la canasta. Para el caso de los alimentos, se utilizaba las variaciones del promedio de los precios, mientras para los no alimentos, el índice se actualizaba con el promedio del cambio de los precios. De esta manera, al nivel más bajo de agregación del IPC también se incurre en un sesgo por sustitución, más conocido como sesgo de fórmula, porque se asumía una agregación tipo Laspeyres. Este sesgo no será cuantificado en nuestro cálculo de sesgo de sustitución por falta de información a nivel de fuentes de información. Sin embargo veamos un ejemplo numérico para cada caso.

### Cuadro 9

#### VARIACIONES DEL PROMEDIO

Producto: Papa (\$/libra)

Fuentes	Precio en t-1	Precio en t	Var. del Promedio
1	280	560	
2	240	300	
3	270	350	
<b>PROMEDIO ARITMÉTICO</b>	<b>263,3</b>	<b>403,3</b>	<b>53,16</b>
<b>PROMEDIO GEOMÉTRICO</b>	<b>262,8</b>	<b>388,9</b>	<b>47,98</b>

#### PROMEDIO DE LAS VARIACIONES

Calzado para hombre (\$/par)

Fuentes	Precio en t-1	Precio en t	Variaciones
1	40.000	40.000	0,00
2	45.000	50.000	11,11
3	42.000	45.000	7,14
<b>PROMEDIO ARITMÉTICO</b>			<b>6,08</b>
<b>PROMEDIO GEOMÉTRICO</b>	<b>42.284</b>	<b>44.814</b>	<b>5,98</b>

En el panel superior del Cuadro 9, el índice de un artículo (papa) para el grupo alimentos se obtiene al dividir el promedio de los precios de las fuentes en el mes corriente (t) por los precios de las mismas fuentes en el mes anterior (t-1). En este caso  $403.3/263.3 = 1.5317$ . Simplemente el índice nuevo de la papa en el mes t será = Índice papa en t-1 \* 1.5317. Si el ejercicio anterior se calibra con un promedio geométrico<sup>23</sup> en lugar de un promedio aritmético, la variación de los precios promedio de las fuentes de la papa sería inferior y por lo mismo el índice de precios resultante.

El índice de un artículo para el componente no alimentos del IPC del DANE se calculaba a partir del promedio de las variaciones de los precios obtenidos de las diferentes fuentes de información en el mes t dividido el promedio de las variaciones en el mes t-1. El índice del calzado para hombre en t = 1.0608 \* Índice del calzado para hombre en t-1. Si en lugar de aplicar el promedio de las variaciones utilizamos las variaciones del promedio con media geométrica la tasa de variación de precios de las fuentes es menor<sup>24</sup>.

La metodología adoptada en la antigua canasta del DANE para actualizar los índices de los alimentos (variaciones de los promedios) y los índices de los no alimentos (promedio de las variaciones) sobredimensionaba el nivel y la variación de los precios, porque estas agregaciones eran aritméticas y no geométricas.

## 5.2 Un ejercicio empírico de números índices para Colombia

### 5.2.1. Información utilizada y ponderaciones

En esta parte del trabajo se presenta el cálculo de los números índices, estudiados en la sección número 2, con cifras para el caso colombiano. Para ello, se tomó la información al mayor nivel de detalle suministrada por el DANE (195 ítems en total), correspondiente al IPC desde diciembre de 1988 a diciembre de 1998.

Por disponibilidad de información y para agilizar el ejercicio se optó por elaborar los cálculos solamente con la canasta promedio nacional, con lo cual se supone que el total de ciudades incluidas en la canasta familiar del DANE presentan el mismo comportamiento en materia de precios y patrones de consumo<sup>25</sup>. Como ya se advirtió, el sesgo de sustitución al nivel más bajo de agregación, el analizado en la sección anterior, no se cuantifica en este documento.

---

<sup>23</sup> La ecuación del promedio geométrico (PG) es:  $PG = \sqrt[n]{x_1 x_2 x_3 \dots x_n}$ , donde  $X$  corresponde a cualquier observación y  $n$  es el número de observaciones.

<sup>24</sup> Con otros valores extremos, poco reales, no siempre se cumple que utilizar el promedio geométrico disminuya el sesgo del índice de precios.

<sup>25</sup> Las ciudades con sus áreas metropolitanas incluidas en el IPC-60 del DANE son : Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales, Pasto, Pereira, Cúcuta, Montería, Neiva, Cartagena y Villavicencio. Sobre aspectos metodológicos de la canasta vigente ver: DANE (1989).

Para el cálculo aproximado de índices encadenados, debido a la ausencia de información periódica sobre el cambio en los patrones de consumo en los hogares colombianos, se optó por ponderar los diferentes precios en cada período tomando para diciembre de 1988 las ponderaciones obtenidos de la Encuesta de Ingresos y Gastos 1984/85 y para diciembre de 1998 las ponderaciones correspondientes a la Encuesta de Ingresos y Gastos 1994/95. Las ponderaciones anuales entre el punto inicial (dic./88) hasta el punto final (dic./98) se calcularon mediante una progresión lineal.

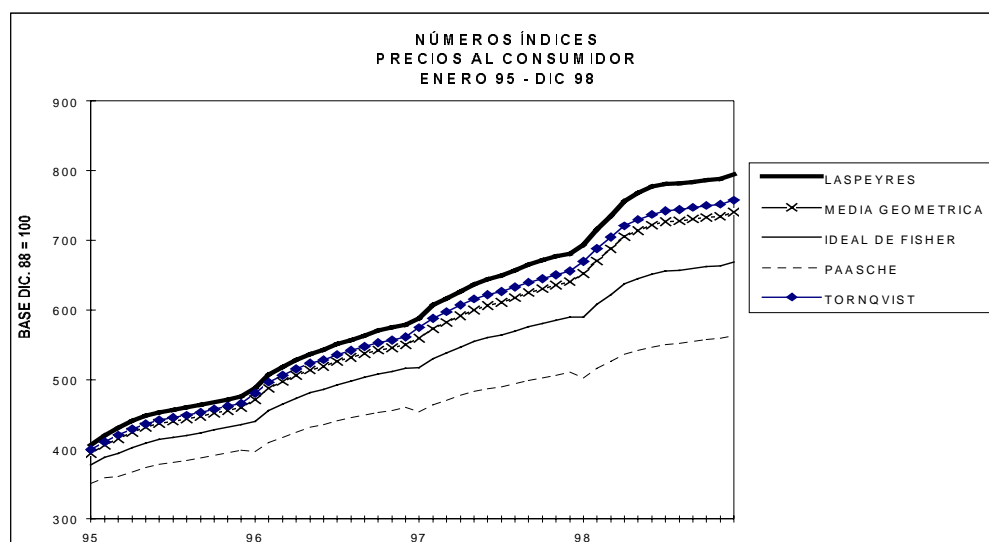
El Anexo 2 muestran las ponderaciones utilizadas para cada año siguiendo la anterior metodología.

## 5.2.2. Resultados

### Nivel del IPC e inflación

El Gráfico 2 y el Cuadro 10 resumen los resultados del nivel y de la inflación alcanzada por los diferentes índice de precios para el período 1989-1998. Se observa que la fórmula del índice de precios Laspeyres base fija<sup>26</sup> interpreta la agregación de precios como un promedio aritmético, resultando un índice de precios siempre de mayor nivel (Gráfico 2) y una inflación, por lo general, superior a la registrada por el resto de índices (Cuadro 10). Mientras el índice Laspeyres arroja una inflación en 1998 de 16.7%, el índice Paasche base fija la reduce en 6.5 puntos porcentuales (10.2%). Se observa, entonces, que el índice Laspeyres actúa como un límite superior de la inflación, mientras el índice Paasche lo hace como un límite inferior.

Gráfico 2



<sup>26</sup> En adelante, cualquier índice base fija hace referencia a su formulación no encadenada. Los índices no encadenados incorporan en su formulación el precio del período base (Po).

**Cuadro 10**  
**INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR**  
**Variaciones Anuales a Diciembre**

Base dic. 88=100

NÚMEROS ÍNDICES	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98
<b>BASE FIJA</b>										
LASPEYRES	26.12	32.37	26.82	25.13	22.61	22.60	19.47	21.64	17.68	16.70
MEDIA GEOMETRICA	25.52	31.17	26.75	24.51	22.13	21.98	18.78	19.59	16.47	15.63
TORNQVIST	25.52	31.20	26.81	24.63	22.63	22.30	19.38	20.41	16.88	15.50
IDEAL DE FISHER	25.43	31.18	26.02	23.46	21.13	20.28	16.78	18.49	14.31	13.40
PAASCHE	24.75	30.01	25.23	21.82	19.67	18.00	14.15	15.42	11.03	10.19
<b>ENCADENADOS</b>										
LASPEYRES	26.23	32.34	27.45	25.32	22.96	22.68	19.44	20.86	17.17	16.59
MEDIA GEOMETRICA	25.39	31.28	26.75	24.50	22.38	22.10	18.84	20.22	16.63	15.75
TORNQVIST	25.43	31.29	26.77	24.53	22.46	22.12	18.87	20.29	16.64	15.75
IDEAL DE FISHER	25.45	31.49	26.79	24.62	22.30	22.36	19.18	20.78	16.95	16.01
PAASCHE	24.67	30.65	26.13	23.93	21.64	22.04	18.93	20.71	16.72	15.43

Fuente: Dane. Cálculos del autor.

c...totales:totales

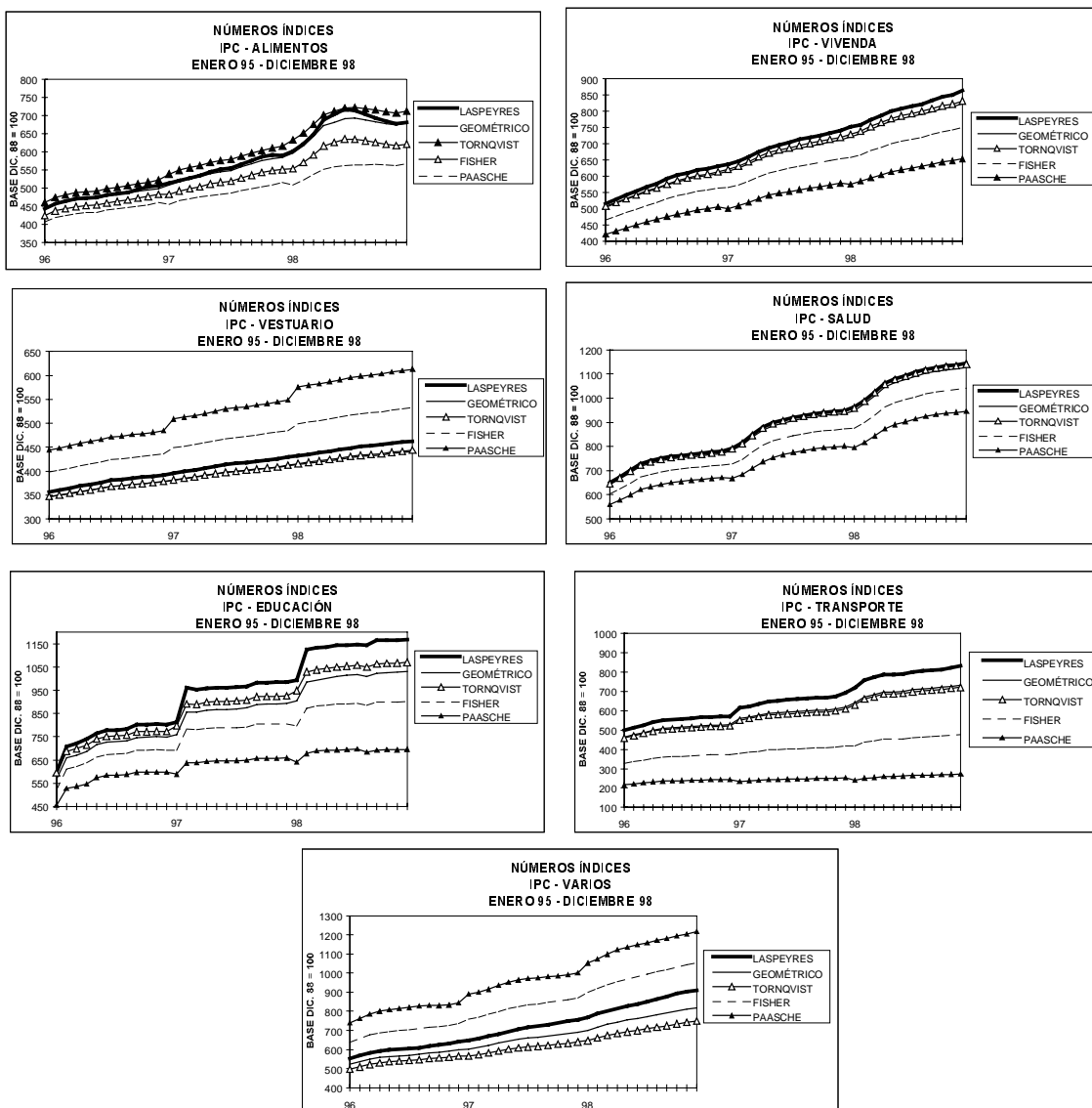
El índice de Tornqvist y la media geométrica, que son muy similares por fórmula (véase dicha similitud en las ecuaciones 8 y 10), alcanzan una inflación en 1998 de 15.5% y 15.6%, respectivamente, siendo junto con el índice ideal de Fisher (13.4%) estimadores centrales de la inflación. Para Colombia los dos primeros índices (Tornqvist y geométrico) arrojan una inflación mayor en la medida que pasan los años a aquella calculada a partir del índice Ideal de Fisher.

En el Gráfico 3 se muestra la dinámica interna exhibida por los diferentes índices en cada uno de los grandes grupos considerados en la canasta IPC-60 por el DANE. En cuatro grupos (vivienda, salud, transporte, educación) el índice Laspeyres presenta la mayor pendiente positiva en el IPC, mientras la formulación Paasche presenta para los mismos grupos el menor nivel en el IPC. Por su parte, los índices tipo geométrico (Fisher, geométrico y Tornqvist) representan una trayectoria intermedia en estos grupos.

Caso contrario sucede en el caso del vestuario y varios, grupos en los cuales el índice Paasche muestra una mayor pendiente. Este comportamiento es fácil de interpretar si se evalúan las diferentes fórmulas matemáticas de los diversos índices. Por ejemplo, cuando las ponderaciones en un grupo tienden a decrecer bastante en el tiempo, como es el caso del grupo vestuario y varios (ver Anexo 2), el nivel del índice Paasche se magnifica al punto de superar a todos los demás índices. Algo similar, pero en menor magnitud y en sentido contrario, sucede con el índice Tornqvist, el cual ante una caída en las ponderaciones se hace menor al resto de índices (v. g. en vestuario y varios).



Gráfico 3  
IPC -Grupos



Como se puede deducir del Gráfico 3 y se verifica en el Cuadro 11 no siempre la inflación resultante de un índice Laspeyres es la más alta. Lo anterior es consecuencia, en buena parte, de la sensibilidad del indicador a cambios en las ponderaciones y a valores extremos. Cuando este índice arroja una menor inflación que el resto de índices es por que las caídas nominales de un período a otro afecta más al Laspeyres, que el resto de índices<sup>27</sup>.

<sup>27</sup> Aunque eventualmente se presenten caídas nominales en algunos de los componentes del IPC, en Colombia no es común este fenómeno. Existe evidencias de que los precios son inflexibles a descender en términos nominales (ver al respecto Jaramillo, Caicedo y Alvarado (1995).

Cuadro 11  
INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR  
Variación Anual a Diciembre

NÚMEROS ÍNDICES	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98
<b>TOTAL NACIONAL</b>	26.12	32.37	26.82	25.13	22.61	22.60	19.47	21.64	17.68	16.70
<b>ALIMENTOS</b>										
LASPEYRES	22.94	32.53	25.42	27.82	14.50	23.04	16.19	18.27	16.40	15.68
GEOMÉTRICO	22.11	30.79	26.53	27.54	15.07	23.19	16.35	17.26	17.00	16.40
TORNQVIST	22.11	30.89	26.81	28.15	16.06	23.71	17.47	19.16	17.71	15.76
FISHER	21.63	32.06	26.41	27.22	14.42	21.86	14.94	16.45	14.19	12.79
PAASCHE	20.33	31.59	27.41	26.63	14.33	20.68	13.70	14.67	12.03	9.97
SESGO POR SUSTITUCIÓN	3.77	5.32	-5.20	-1.15	-9.71	-2.83	-7.32	-4.65	-7.39	-0.46
<b>VIVIENDA</b>										
LASPEYRES	25.50	29.52	28.03	24.32	29.52	24.71	21.61	23.95	17.60	16.58
GEOMÉTRICO	25.13	28.61	27.48	23.77	28.87	24.73	21.84	22.43	16.93	15.66
TORNQVIST	25.13	28.52	27.30	23.62	28.92	25.12	22.39	22.76	17.45	15.52
FISHER	25.32	27.81	26.29	22.48	27.35	22.92	19.63	21.57	16.03	14.78
PAASCHE	25.15	26.12	24.58	20.67	25.23	21.16	17.68	19.24	14.48	13.00
SESGO POR SUSTITUCIÓN	1.46	3.52	2.69	2.99	2.06	-1.61	-3.48	5.23	0.85	6.79
<b>VESTUARIO</b>										
LASPEYRES	23.76	28.70	24.17	18.88	18.17	12.91	12.64	10.96	9.41	7.82
GEOMÉTRICO	23.78	28.54	23.67	18.34	17.69	12.09	11.74	10.08	8.82	7.18
TORNQVIST	23.78	28.61	23.74	18.41	17.74	12.16	11.60	10.11	8.91	7.58
FISHER	23.69	30.70	26.02	20.73	20.09	14.58	14.26	12.68	11.32	9.78
PAASCHE	23.61	32.74	27.89	22.61	22.04	16.27	15.90	14.42	13.25	11.78
SESGO POR SUSTITUCIÓN	-0.07	0.29	1.81	2.58	2.45	6.15	8.99	8.45	5.64	3.08
<b>SALUD</b>										
LASPEYRES	38.58	36.37	29.28	31.70	27.14	26.79	23.13	22.20	21.48	20.64
GEOMÉTRICO	38.11	35.42	29.20	31.44	27.16	26.64	23.20	22.28	21.39	20.52
TORNQVIST	38.11	35.55	29.34	31.63	27.38	26.87	23.26	22.32	21.71	20.73
FISHER	38.03	34.45	28.23	30.45	26.14	25.54	21.80	20.87	20.44	19.33
PAASCHE	37.48	32.56	27.18	29.22	25.14	24.30	20.49	19.56	19.41	18.04
SESGO POR SUSTITUCIÓN	1.24	2.32	-0.20	0.22	-0.88	-0.29	-0.57	-0.52	-1.07	-0.45
<b>EDUCACIÓN</b>										
LASPEYRES	31.68	34.94	30.32	25.20	28.04	25.73	25.89	36.74	22.75	18.56
GEOMÉTRICO	31.37	34.42	29.52	24.99	27.15	23.21	23.48	35.20	19.43	15.38
TORNQVIST	31.37	34.69	30.17	25.59	28.05	23.65	24.69	35.22	19.94	15.60
FISHER	31.33	33.61	28.32	23.83	26.00	21.61	20.76	34.21	16.38	11.91
PAASCHE	30.98	32.29	26.35	22.47	23.99	17.63	15.85	31.72	10.34	5.63
SESGO POR SUSTITUCIÓN	0.99	0.73	0.51	-1.51	-0.05	8.81	4.84	4.31	14.09	18.99
<b>TRANSPORTE</b>										
LASPEYRES	27.68	39.98	25.57	19.67	26.71	18.83	17.61	20.02	21.25	20.19
GEOMÉTRICO	27.49	39.39	24.40	18.09	25.52	16.90	16.49	18.19	17.46	18.49
TORNQVIST	27.49	39.37	24.28	18.03	25.32	16.57	16.12	17.95	16.84	18.52
FISHER	27.48	31.97	18.04	12.35	19.59	11.41	11.12	13.06	12.14	13.69
PAASCHE	27.27	24.41	10.95	5.48	12.86	4.46	4.99	6.51	3.71	7.54
SESGO POR SUSTITUCIÓN	0.70	1.55	5.34	9.14	5.52	13.61	9.24	11.53	26.23	9.03
<b>VARIOS</b>										
LASPEYRES	35.57	37.43	27.77	25.05	23.49	18.77	23.43	18.95	18.16	20.25
GEOMÉTRICO	34.43	36.18	26.89	23.60	23.29	17.88	22.55	16.94	15.69	18.49
TORNQVIST	34.43	36.01	26.35	22.53	22.37	16.95	21.17	15.38	13.09	16.97
FISHER	35.23	40.50	30.89	27.59	26.75	21.47	25.33	20.10	18.40	20.95
PAASCHE	34.89	43.64	34.09	30.17	30.10	24.23	27.27	21.25	18.63	21.66
SESGO POR SUSTITUCIÓN	3.31	3.95	5.39	11.15	5.01	10.71	10.67	23.23	38.71	19.28

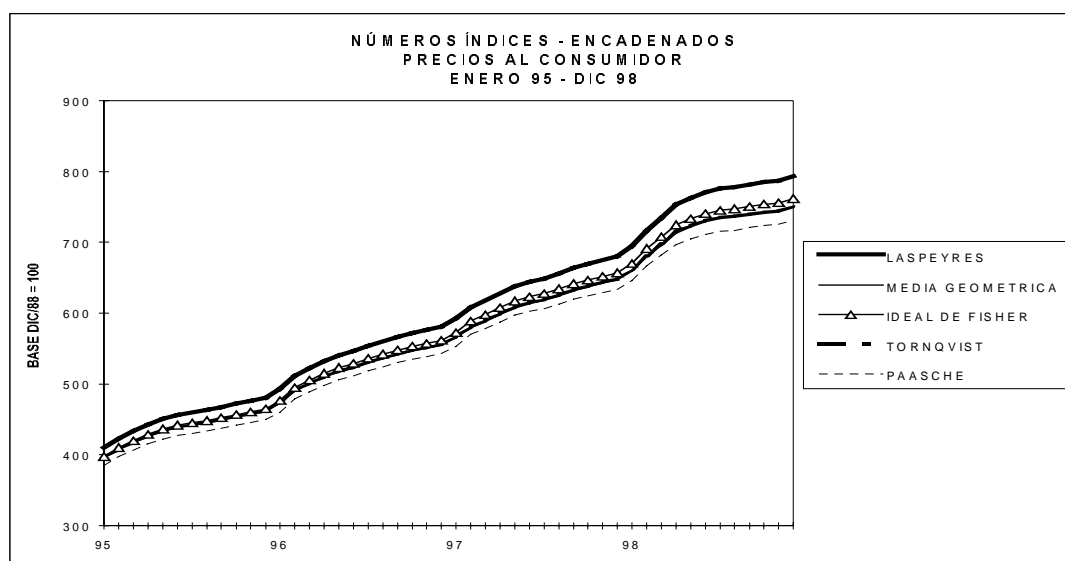
Fuente: Dane. Cálculos del autor.

c...totales:totales y gráficas de grupo

Para el caso colombiano, los índices encadenados ratifican las apreciaciones emanadas de los números índices calculados con base fija. Nuevamente el índice Laspeyres presenta un mayor nivel a largo plazo (Gráfico 4). Este índice encadenado actúa como tope máximo del IPC en todo el período analizado, siendo el que más sobrestima la inflación (Cuadro 10). El

índice de Paasche, aunque no siempre actúa como límite inferior de la inflación (v. g. 1996), es en promedio el que más subdimensiona el crecimiento del índice de precios al consumidor. Nuevamente, en los índices encadenados los denominados índices superlativos y el geométrico, actúan como medidas intermedias de la inflación. Por fórmula en la versión encadenada, el índice geométrico es muy parecido a su pariente el índice de Tornqvist, por lo que el nivel y los crecimientos anuales del IPC tienden a ser casi idénticos. Estos dos índices registran menores inflaciones que el ideal de Fisher, aunque en ciertos períodos sucede lo contrario (v. g. 1993).

Gráfico 4



Cuando un índice encadenado computa la evolución de los precios teniendo en cuenta en cada período los cambios en la estructura de ponderaciones y relaciona el precio actual con la evolución de los precios pasados, su construcción se aproxima mejor a un índice de costo de vida. Es por esta razón que tanto las trayectorias como la inflación arrojada por cada uno de los índices encadenados son virtualmente idénticas, algo que no es claro en las versiones base fija<sup>28</sup>.

Mantener actualizado un índice encadenado implica conocer mensualmente, o al menos anualmente, el patrón de consumo de los hogares para poder calcular el vector de ponderaciones de la cesta de consumo del DANE. Esto último es muy restrictivo en la práctica porque realizar una Encuesta de Ingreso y Gastos anualmente, compromete grandes recursos financieros e institucionales.

<sup>28</sup> Esta evidencia también ha sido encontrada en Estados Unidos. Ver por ejemplo, Manser and MacDonald (1988) y Aizcorbe and Jackman (1993).

Un inconveniente de los índices Fisher, geométrico y Tornqvist es que no son aditivos en la agregación. El índice de Fisher es computado directamente desde el respectivo índice de Laspeyres y Paasche, mientras que el de Tornqvist y el geométrico requieren que las ponderaciones a cada nivel de agregación sume uno. Por ejemplo, para calcular el IPC del subgrupo aparatos domésticos, la suma de las ponderaciones de los bienes que componen el subgrupo debe sumar uno. Para agregar la vivienda, grupo al cual pertenece aparatos domésticos, la suma de las ponderaciones de los subgrupos que la componen deben sumar uno, y así sucesivamente hasta lograr el IPC total nacional. Otra forma de obtener el IPC total es agregar simultáneamente los 195 ítems de la canasta, en donde la suma de sus ponderaciones sea igual a uno.

### Sesgo por sustitución

La literatura internacional enseña que el sesgo por sustitución debe cuantificarse comparando los diferentes índices con un índice superlativo. En especial se toma como referencia de comparación la formulación Tornqvist, porque este índice garantiza la mejor representación de los consumidores, siendo el menos restrictivo y el más preciso (Shapiro and Wilcox, 1997; Aizcorbe and Jackman, 1993; Manser and MacDonal, 1988). En el Cuadro 12 se presenta el sesgo por sustitución en el consumo. Se entiende como sesgo por sustitución la diferencia entre el índice de Tornqvist y los índices alternativos. En nuestro ejercicio el sesgo por sustitución se mide como la diferencia en puntos porcentuales y en porcentaje entre cada índice y el Tornqvist encadenado.

**Cuadro 12**  
**Sesgo por sustitución**  
(en porcentaje)

	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	PROMEDIO 89-98
<b>BASE FIJA</b>											
LASPEYRES	2.72	3.44	0.20	2.48	0.68	2.15	3.18	6.65	6.26	6.05	3.38
MEDIA GEOMETRICA	0.36	-0.40	-0.08	-0.06	-1.45	-0.62	-0.47	-3.43	-1.01	-0.79	-0.79
TORNQVIST	0.36	-0.29	0.16	0.43	0.79	0.81	2.73	0.60	1.41	-1.60	0.54
IDEAL DE FISHER	0.02	-0.35	-2.80	-4.33	-5.90	-8.33	-11.08	-8.87	-14.03	-14.93	-7.06
PAASCHE	-2.67	-4.11	-5.77	-11.05	-12.39	-18.61	-25.03	-23.98	-33.75	-35.32	-17.27
<b>ENCADENADOS</b>											
LASPEYRES	3.15	3.34	2.54	3.24	2.25	2.52	3.01	2.80	3.16	5.33	3.13
MEDIA GEOMETRICA	-0.16	-0.03	-0.08	-0.11	-0.36	-0.10	-0.13	-0.35	-0.06	0.01	-0.14
IDEAL DE FISHER	0.08	0.64	0.07	0.39	-0.70	1.07	1.68	2.43	1.83	1.65	0.91
PAASCHE	-2.98	-2.05	-2.40	-2.43	-3.62	-0.38	0.35	2.05	0.49	-2.01	-1.30

Fuente: DANE. Cálculos del autor

c:\totales:sustitución

(en puntos porcentuales)

NÚMEROS ÍNDICES	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	PROMEDIO 89-98
<b>BASE FIJA</b>											
LASPEYRES	0.69	1.08	0.05	0.61	0.15	0.47	0.60	1.35	1.04	0.95	0.70
MEDIA GEOMETRICA	0.09	-0.13	-0.02	-0.01	-0.33	-0.14	-0.09	-0.70	-0.17	-0.12	-0.16
TORNQVIST	0.09	-0.09	0.04	0.10	0.18	0.18	0.51	0.12	0.23	-0.25	0.11
IDEAL DE FISHER	0.00	-0.11	-0.75	-1.06	-1.32	-1.84	-2.09	-1.80	-2.34	-2.35	-1.37
PAASCHE	-0.68	-1.29	-1.55	-2.71	-2.78	-4.12	-4.72	-4.87	-5.62	-5.56	-3.39
<b>ENCADENADOS</b>											
LASPEYRES	0.80	1.05	0.68	0.79	0.50	0.56	0.57	0.57	0.53	0.84	0.69
MEDIA GEOMETRICA	-0.04	-0.01	-0.02	-0.03	-0.08	-0.02	-0.02	-0.07	-0.01	0.00	-0.03
IDEAL DE FISHER	0.02	0.20	0.02	0.10	-0.16	0.24	0.32	0.49	0.30	0.26	0.18
PAASCHE	-0.76	-0.64	-0.64	-0.60	-0.81	-0.08	0.07	0.42	0.08	-0.32	-0.33

Fuente: DANE. Cálculos del autor

c:\totales:sustitución

Para el caso colombiano el sesgo por sustitución se ha incrementado, con algunas interrupciones, a través del tiempo. Es así como en 1989 el cálculo oficial del IPC arrojaba inicialmente un sesgo de 2.7% (0.7 puntos porcentuales), mientras 1998 se sitúa por encima del 6.0% (un punto porcentual). En promedio para el período 1989 –1998 el sesgo del IPC del DANE (fórmula Laspeyres) fue de 3.4%, o en puntos porcentuales, de 0.7.

Estos niveles de sesgo son similares a los encontrados en otros países parecidos a Colombia. En Chile, país con niveles de inflación no muy diferentes a los de Colombia, Lefort (1998) encontró que el sesgo de sustitución al segundo nivel de agregación ha sido en promedio 0.8 puntos porcentuales por año para el período 1978 y 1989 (2.8 en porcentaje) y de 0.6 puntos porcentuales en promedio durante el período 1989-1997. En el Perú, por su parte, Cabredo y Valdivia (1998), calcularon en promedio un sesgo por sustitución en el IPC para

el período 1980-1994 cercano a 11 puntos porcentuales o de 4.9 en porcentaje. La inflación peruana para dicho período fue de 226.6%, por lo cual el sesgo en puntos porcentuales es poco diciente.

Obsérvese que los resultados del índice Paasche muestran un sesgo negativo porque este índice tiende a subestimar el verdadero crecimiento de los precios del IPC del DANE. El índice Paasche, en su versión base fija, es más sesgado que el Laspeyres y que los demás índices (en valores absolutos) porque su sesgo de sustitución fue de 17.3% o de 3.4 puntos porcentuales en promedio para el período comprendido entre 1989 y 1998. Por su parte, el índice geométrico y Tornqvist muestran el menor sesgo de sustitución, no superior, en valores absolutos, a 0.8% o en 0.2 puntos porcentuales para el promedio del período de referencia. En el caso del Ideal de Fisher, este índice se ve afectado por el comportamiento extremo del índice Paasche, con un sesgo que supera el  $-7.1\%$  ó  $-1.4$  puntos porcentuales para el promedio histórico.

Nótese como el sesgo de sustitución para el promedio 1989-1998 en los diferentes índices encadenados es menor a aquellos obtenidos con índices de base fija. La magnitud de sesgo por sustitución para el índice Laspeyres encadenado y base fija es muy parecida, semejanza que no se repite con los demás índices. Al analizar la magnitud del sesgo por año se percibe que en algunos años el sesgo por sustitución es mayor (en valores absolutos) para los índices encadenados (especialmente en el índice Laspeyres).

A nivel de grandes agrupaciones del IPC, sobresale el marcado sesgo por sustitución en el grupo transporte, varios y educación, cuyos sesgos promedio para el período 1989-1998 se situaron entre 5% y 8.5%. Estos grupos durante 1998 registraron un sesgo superior a 7% (más de 1.5 puntos porcentuales) (Cuadro 13). Otro resultado interesante es que en 1998 los alimentos acusaron un sesgo de 2.7% (0.4 puntos), durante los cinco años anteriores el sesgo de este grupo fue negativo, lo cual indica que el índice Laspeyres no estaba sobrestimando la variación anual del IPC de los alimentos. En este caso, y contrario a lo que normalmente sucede, se experimentó una subvaloración en la evolución reciente en los precios de los alimentos. Como se había señalado antes, no siempre el índice Laspeyres registra mayores resultados que los índices superlativos. En ocasiones se verifica que el Laspeyres no exhibe el mayor nivel de los índices calculados.

### Cuadro 13 SESGO POR SUSTITUCIÓN 1/

(en porcentaje)

NÚMEROS INDICES	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	PROMEDIO 89-98
TOTAL CANASTA	2.72	3.44	0.20	2.48	0.68	2.15	3.18	6.65	6.26	6.05	3.38
ALIMENTOS	6.03	5.52	-3.59	1.66	-4.01	-0.13	-0.57	-1.44	-1.92	2.67	0.42
VIVIENDA	0.64	2.26	1.79	2.01	2.04	-0.44	-0.67	5.71	1.66	1.28	1.63
VESTUARIO	0.48	0.69	1.42	1.40	1.45	3.00	5.13	4.39	4.09	4.11	2.61
SALUD	1.85	2.76	0.36	0.59	-0.44	0.39	1.00	0.91	-1.25	0.16	0.63
EDUCACIÓN	1.59	1.49	0.98	-1.19	-0.88	5.34	6.19	5.31	15.11	15.08	4.90
TRANSPORTE	0.87	1.38	4.97	7.77	5.25	12.55	8.77	10.51	24.50	7.56	8.41
VARIOS	0.69	2.62	1.98	3.94	1.24	4.58	2.05	15.12	21.09	9.72	6.30
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Fuente: Dane. Cálculos del autor.

c... totales, totales y gráficas de grupo

(en puntos porcentuales)

NÚMEROS INDICES	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	PROMEDIO 89-98
TOTAL CANASTA	0.69	1.08	0.05	0.61	0.15	0.47	0.60	1.35	1.04	0.95	0.70
ALIMENTOS	1.31	1.70	-0.95	0.45	-0.61	-0.03	-0.09	-0.27	-0.32	0.41	0.16
VIVIENDA	0.16	0.65	0.49	0.48	0.59	-0.11	-0.15	1.29	0.29	0.21	0.39
VESTUARIO	0.11	0.20	0.34	0.26	0.26	0.38	0.62	0.46	0.37	0.31	0.33
SALUD	0.70	0.98	0.11	0.19	-0.12	0.11	0.23	0.20	-0.27	0.03	0.21
EDUCACIÓN	0.49	0.51	0.29	-0.30	-0.25	1.30	1.51	1.85	2.99	2.43	1.08
TRANSPORTE	0.24	0.54	1.21	1.42	1.33	2.10	1.42	1.90	4.18	1.42	1.58
VARIOS	0.24	0.96	0.54	0.95	0.29	0.82	0.47	2.49	3.16	1.79	1.17

Fuente: Dane. Cálculos del autor.

c... totales, totales y gráficas de grupo

1/ Medido como la diferencia porcentual entre el índice Laspeyres y el de Tornqvist encadenado.

Aunque no se identifican claramente tendencias definidas en el sesgo por sustitución mostrado por los diferentes grupos, no es equivocado afirmar que la magnitud del sesgo se va ampliando con el tiempo, a juzgar por los resultados de los grupos vestuario, educación, transporte y varios.

Un ejemplo de los alcances que tendría una corrección en el cálculo del IPC del DANE es que en 1998, si descontásemos el sesgo por sustitución, la inflación en Colombia no habría sido de 16.7% sino un 6.1 por ciento menor, es decir, 15.7%, cifra que seguramente habría generado más credibilidad en las políticas del Banco de la República, al haberse cumplido la meta de inflación de 1998 (16%).

Finalmente, se realizó un ejercicio de simulación adicional con el objetivo de identificar si la actualización de la canasta del IPC contribuyó a reducir la inflación en 1998. Como punto de comparación se tomó la inflación observada de 1998 que fue de 16.7%. Primero se calculó la variación del IPC cambiando únicamente de base los precios de la canasta IPC-60 a diciembre de 1997. El cálculo con un índice Laspeyres arrojó una inflación de 16.37% en 1998, este efecto precio contribuyó a reducir la variación anual del IPC en 1998 en 0.33 puntos porcentuales. Posteriormente se reemplazó, sin alterar la vieja base de los precios, el vector de ponderaciones por el nuevo del IPC-98, el resultado mostró que la inflación en 1998 se redujo en 0.04 puntos. Finalmente se simularon los dos efectos, cambiando tanto las ponderaciones como la base de los precios en la canasta vieja, obteniéndose una inflación para 1998 inferior en 0.42 puntos porcentuales. Teniendo en cuenta que el sesgo de

sustitución en 1998 fue de 0.95 puntos porcentuales, la sola actualización de la canasta explica en algo menos del 45% dicho sesgo.

## 6. Evaluación de la nueva canasta del DANE (IPC-98)<sup>29</sup>

A continuación se presenta un breve recuento de los principales aspectos metodológicos de la actual canasta de precios del DANE (IPC-98) y se evalúa si los cambios introducidos en la nueva revisión permiten disminuir los sesgos de cálculo del IPC.

Como se vio en la sección 1, el ICV es una función que depende de los precios, las cantidades y la utilidad. El principal problema para computar un ICV es la imposibilidad de calcular la utilidad que le proporciona cada bien a los consumidores. Además una canasta de costo de vida es muy amplia al incluir todos los rubros que consumen los hogares. Para superar estos inconveniente, la gran mayoría de Centros Estadísticos del mundo construyen índices de precios al consumidor con una estructura de preferencia del consumidor fija, reduciendo el problema del indicador a la medición de cantidades y precios. Las canastas seleccionadas consideran solamente aquellos productos que son realmente importantes en el gasto de los hogares, por su frecuencia de consumo o porque representan un porcentaje importante de los gastos de los hogares. En este sentido, el actual IPC-98 no es un ICV, es una mejor aproximación al ICV que el IPC-60 por que incluye alrededor de 400 rubros frente a 195 del pasado y por que incorpora en su cálculo el nivel de ingreso alto, excluido en la canasta vieja.

### 6.1.1. ¿Cómo se seleccionaron los productos nuevos?

A partir de la Encuesta de Ingresos y Gastos Familiar de 1994/1995 se determinó en promedio el patrón de gasto y consumo de las familias colombianas. La encuesta se realizó, específicamente, en las áreas urbanas de veintitrés capitales de departamento. La encuesta indagó sobre los gastos diarios de cada miembro del hogar. Estos resultados se utilizaron para construir de manera agregada un patrón de consumo general de las familias colombianas. Dicho patrón de consumo de los hogares permitió seleccionar la canasta para seguimiento de precios y la estructura de ponderaciones del gasto.

El patrón de consumo de los hogares en Colombia sufrió importantes modificaciones después de la consolidación del proceso de apertura económica. Tanto los nuevos bienes y servicios, como el fuerte cambio en precios relativos ocasionados por la mayor competencia desactualizaron rápidamente la canasta del DANE. Por ejemplo, el cambio de ponderaciones de los artículos presentes en la vieja como en la nueva canasta sufrieron notables cambios (v. g. comidas fuera del hogar), mientras que otros rubros desaparecieron (v. g. cocinol, bocadillos, etc.) y aparecieron nuevos bienes y servicios de consumo o gasto

---

<sup>29</sup> Esta sección es un resumen comentado y adaptado a nuestra temática de los documento sobre la metodología de la nueva canasta del DANE IPC-98, **Guía para el uso del IPC (1998)** y **Metodología del IPC-98 (1999)**.



importantes (frutas en conserva, servicios de televisión, servicios bancarios, anteojos, aseguramiento privado, servicio de mecánica, etc.). Estos cambios interpretan hoy mejor las preferencias de los consumidores disminuyendo el impacto de los cálculos imperfectos que por ponderaciones desactualizadas o canastas obsoletas se evidenciaron en el pasado.

## 6.2. ¿Cómo se introdujeron los nuevos expendios?

Las fuentes de información para seleccionar los expendios se obtuvieron de las respuestas que los hogares reportaron en el “Módulo de Lugar de Compra” de la Encuesta Nacional de Hogares que el DANE realizó en junio de 1997. Un importante avance que permitió este módulo fue incorporar los Hipermercados (v. g. Éxito, Makro, Carrefour, Ekono, Sao, etc.) que en la revisión IPC-60 no se tenían en cuenta y que hoy día son importantes expendios por la cantidad de mercancías vendidas y por los diferenciales de precios frente al resto de la competencia. Con la inclusión de estos nuevos puntos de venta se corrigió, en buena parte, el sesgo que sobre el IPC generaba la exclusión de grandes expendios nuevos.

El Módulo de Lugar de Compra permitió identificar un claro cambio de preferencia de los hogares sobre el expendio donde mercan. La gran mayoría de familias colombianas prefieren comprar alimentos y productos perecederos en general, sobre todo en las grandes ciudades, en establecimientos del sector moderno, entendidos como Supermercados, Cajas de Compensación, e Hipermercados, en reemplazo de la adquisición tradicional hecha en el sector tradicional (plaza de mercado). Otro cambio importante permitió evidenciar que los consumidores, para la adquisición de bienes con un monto de gasto importante, prefieren acudir al sector formal del comercio, en contra de la idea generalizada de que en Colombia se adquiere mayoritariamente sus bienes en fuentes informales, como los llamados “San Andresitos”.

## 6.3. ¿Qué cambios de fórmulas se adoptaron?

La estructura del IPC-60 era bastante rígida porque mantenía para toda la canasta un nivel de ponderación fijo de gasto, con un IPC calculado a partir de un índice Laspeyres. El IPC-98 permite identificar dos niveles generales en la estructura del IPC: un componente fijo y un componente flexible.

El componente fijo del IPC es la parte de la estructura del indicador que tiene asociada una ponderación de gasto fija, derivada de la última Encuesta de Ingresos y Gasto Familiar, calculándose el IPC mediante un índice Laspeyres. Este nivel es susceptible de actualizar únicamente con los resultados de una nueva Encuesta de Ingresos y Gastos Familiares, por lo que la estructura de ponderaciones permanecerá inmodificable mientras perdure el IPC-98. El nivel fijo del IPC está compuesto por cuatro categorías, a saber: gasto básico, clase de gasto, subgrupo de gasto y grupo de gasto.

El nivel flexible es aquella parte de la estructura de la canasta que se encuentra por debajo del gasto básico, que corresponde a un artículo o variedad según el caso. Esta parte de la estructura del IPC puede ser modificada si se detectan cambios de productos de la canasta resultado de la heterogeneidad de la demanda entre individuos y regiones del país. Otra ventaja de esta variante metodológica es que incorporó como fórmula de cálculo el promedio geométrico, haciendo explícito los procesos de sustitución que el consumidor realiza a nivel de artículos o entre variedades de artículos. Adicionalmente, un índice geométrico permite que la variación del promedio sea igual al promedio de las variaciones, además de tratar simétricamente tanto la caída como el repunte de precios (ver sección 5.1).

#### 6.4. Posibles desarrollos futuros en el IPC

Aunque la nueva revisión del IPC es un significativo avance en la búsqueda de un índice más cercano al verdadero ICV, es importante detenernos sobre algunas mejoras susceptibles de ser incorporados en esta revisión o en próximas canastas del IPC, estos son: tratamiento de los bienes durables, estacionalidad de alimentos y ajustes de calidad en los productos. Veamos rápidamente la problemática de cada uno de ellos.

El tratamiento que se le da a los bienes durables tradicionalmente en el IPC eventualmente puede generar malas estimaciones del IPC. A diferencia de la mayoría de los bienes incluidos en el IPC, los bienes durables no pueden ser interpretados como gastos de consumo, porque sencillamente no se consumen en un sólo período (v.g. una casa o un automóvil). Por lo tanto, no se debe computar el valor final del bien sino los gastos asociados al flujo de servicios que proporciona el bien durable durante un año específico (Gordon, 1990).

De otro parte, la evolución de los precios de los alimentos no procesados refleja la estacionalidad de la producción agrícola y el ciclo ganadero, de tal suerte, que las familias gastan menos o más dependiendo de si existe cosecha o escasez de alimentos. Este hecho señala que el peso que recibe en la canasta cada uno de los alimentos debería estar acorde con los períodos de abundancia o escasez del producto, siendo consistente utilizar ponderaciones mensuales que capturen la estacionalidad de los alimentos no procesados a lo largo del año.

Finalmente un último aspecto a tener en cuenta en próximas revisiones del IPC es la manera adecuada de incorporar cambios de calidad en la canasta. Actualmente países como Canadá y Estados Unidos calculan índices hedónicos que permiten, de una manera más riguroso, incorporar los cambios de calidad en el cálculo final del IPC (véase p.ej. <http://stats.bls.gov.cpihe01.htm>).

Este método consiste en determinar el precio implícito de cada característica de un bien mediante una regresión del tipo:

$$\ln P_i = a_0 + \sum a_k X_{ki} ,$$

siendo  $P_i$  el precio del bien “i”, X es un vector de “k” características y  $a_k$  es la contribución al precio P de la característica k. El precio de una computadora depende de características tales como la velocidad de procesamiento de la información, el número de puertos, la capacidad del disco duro, la resolución y tamaño de la pantalla, etc. El efecto que tiene el cambio de calidad sobre el precio final del bien se obtendrá aplicando los valores de los parámetros sobre los atributos particulares del bien<sup>30</sup>.

En suma, el sólo hecho de actualizar la canasta del DANE reduce la magnitud del sesgo total de cálculo del IPC porque sencillamente se introducen los cambios de preferencias que dejaron plasmados los consumidores tanto en la Encuesta de Ingresos y Gastos (estructura de gasto, cambios de calidad y nuevos bienes), como en la Encuesta de Hogares (nuevos expendios). Adicionalmente, la inclusión de una estructura flexible en el IPC-98, permite actualizar la canasta al nivel más bajo de agregación (artículo o variedad), innovación que facilita reducir el sesgo de sustitución del consumo. Un frente de investigación para mejorar el cálculo del IPC en Colombia es profundizar en la comprensión y adecuación de las metodologías que nos permitan capturar los efectos que sobre el precio tiene los cambios de calidad en los bienes, el adecuado tratamiento de los bienes durables y la incorporación de la estacionalidad de los precios de los alimentos en la evolución del IPC.

## 7. Experiencia Internacional reciente con índices diferentes al Laspeyres

En algunos países se ha comenzado a utilizar índices diferentes al Laspeyres simple para el cálculo del IPC. Actualmente Canadá y Francia utilizan la media geométrica para calcular los índices de precios para el nivel más bajo de agregación, siendo el índice final un híbrido del geométrico y el de Laspeyres (ver: Statistics Canada, 1995 y Ducharme, 1997). El INSEE de Francia construye, a partir de varias fuentes, una estructura de ponderaciones para una parte de la canasta cada año, con lo cual puede construir un índice Laspeyres encadenado para el nivel alto y medio de agregación (grupos y subgrupos), mientras que para el nivel inferior de agregación (variedades) utiliza la media geométrica. En la actualidad el IPC de Canadá es una agregación tipo Laspeyres de microíndices, cuyos cálculos se obtienen a partir del uso de una media geométrica. Adicionalmente, el Statistics Canada, se encuentra en el proceso de generar Encuestas de Presupuesto Familiar con periodicidad anual, con lo cual están contemplando la posibilidad de adoptar un índice superlativo para el computo del IPC.

Por su parte, el Bureau of Labor Statistics (BLS) de Estado Unidos viene calculando desde 1997 un índice experimental utilizando la media geométrica como fórmula para la construcción de los índices básicos (a nivel de artículo). En el actual IPC de Estados Unidos alrededor del 60% de los índices elementales (variedades) se calculan con un índice geométrico, además se piensa elaborar Encuestas de Ingresos y Gastos anuales con la

---

<sup>30</sup> Para mayores detalles véase por ejemplo: Kokoski (1993), Feenstra (1995) y Liegey (1994)

esperanza de que en el año 2002 se comience a calcular un índice superlativo, cuyos resultados los acerque más al verdadero ICV.

## Conclusiones y Recomendaciones

Del análisis realizado en el documento se pueden extraer las siguientes conclusiones y recomendaciones.

1. Un índice de precios al consumidor es simplemente una aproximación al verdadero costo de vida. Un verdadero costo de vida es aquél que captura el comportamiento de un consumidor promedio, quien determina su canasta de consumo según sus preferencias sobre los bienes y los precios. El índice de precios al consumidor del DANE (tipo Laspeyres) no es una buena “proxi” del índice de costo de vida porque considera como consumidor representativo, aquel que no sustituye consumo frente a incrementos de precios o ingresos. Tanto el índice geométrico, como los índices superlativos (Ideal de Fisher y Tornqvist) poseen la virtud de ser consistentes con la sustitución en el consumo de bienes que se puede presentar con cambios en precios relativos, siendo estos índices la mejor aproximación existente al verdadero índice de costo de vida.

2. Entre las metodologías consideradas, el índice Laspeyres es un límite superior, en la mayoría de los casos, del índice de costo de vida porque además de no permitir sustitución en el consumo, asume que las cantidades compradas del período base son las mismas en un período presente, mientras el índice de Paasche representa el límite inferior del costo de vida porque asume que las compras son realizadas usando cantidades actuales siendo este patrón de consumo el mismo del pasado. El verdadero índice de costo de vida debe seguir una trayectoria que se ubique entre el índice Laspeyres y el de Paasche.

3. Tanto la formulación de precios Laspeyres como la de Paasche transgreden varios axiomas lógicos, lo cual los hace menos rigurosos. Por su parte, los índices superlativos y el geométrico son axiomáticamente más consistentes.

4. Los resultados del cálculo del sesgo de sustitución, entendido como la diferencia porcentual o en puntos porcentuales entre un índice cualquiera y el de Torqvist encadenado, muestran que la metodología Laspeyres es la que tiende a sobrestimar más la inflación en Colombia. En 1998 la variación anual del índice Laspeyres del DANE acumuló un sesgo por sustitución de 6.1%, lo cual corresponde a una sobrestimación de la inflación equivalente a 1.0 puntos porcentuales. Por el contrario, para este mismo año los demás números índices subestimaron la inflación entre -0.8% (media geométrica) y -35.3% (Paasche). En promedio para el período 1989-1998 la formulación Laspeyres sobrestimó la inflación en 3.4% por año, equivalente a 0.7 puntos porcentuales por año. Los resultados también verifican que el IPC total calibrado con los índices superlativos y el geométrico, en sus formas base fija y encadenados, siempre traza una senda menor a la del índice Laspeyres pero mayor a la del índice Paasche. Adicionalmente, todos los índices en su forma encadenada sesgan menos la inflación.

5. Infortunadamente los índices superlativos en sus versiones base fija y encadenada requieren para su cálculo de una actualización permanente de las ponderaciones de la canasta del IPC. Aunque lo ideal sería generar encuestas para actualizar periódicamente las ponderaciones y poder adoptar números índices superlativos para el cálculo del IPC, en la práctica es difícil realizar Encuestas de Ingresos y Gasto por limitaciones de tipo financiero e institucional. Actualmente, sólo el índice geométrico brinda una alternativa práctica al índice Laspeyres en Colombia.

6. Con la reciente actualización de la canasta (IPC-98) el DANE garantiza una menor magnitud del sesgo total de cálculo del IPC. Esto sucede no sólo porque se redujo los sesgos de nuevos productos, expendios y calidad al actualizarse la canasta de consumo con los resultados de la Encuesta de Ingresos y Gastos 94-95 (estructura de ponderaciones, cambios de calidad y nuevos bienes), y los de la Encuesta Nacional de Hogares 1997 (nuevos expendios), sino porque se adoptó la fórmula de la media geométrica para el nivel más bajo de agregación. La adopción de esta fórmula junto con la posibilidad de actualizar la canasta al asumirse una estructura flexible para el nivel inferior a gasto básico son innovaciones que permiten reducir el sesgo de sustitución del consumo.

7. Aunque se reconocen limitaciones de tipo presupuestal, el DANE debería actualizar con la mayor frecuencia posible la canasta de consumo para minimizar los sesgos en la medición del IPC.

8. Por último, una extensión de este trabajo sería calcular el sesgo de sustitución a partir del nivel más bajo del IPC (a nivel de fuentes). También se podría explorar y profundizar la relación entre variabilidad de precios relativos y el sesgo de sustitución. Utilizar la técnica de regresiones hedónicas para incorporar los ajustes de calidad a nuestro IPC es una tarea por realizar. Igualmente, avanzar en el cálculo de los otros sesgos nos aproximaría al verdadero sesgo total en el cálculo de la inflación en Colombia.

## Referencias

Advisory Commission to Study the CPI (1995). **Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living** : Interim Report to the Senate Finance Committee, Senate Finance Committee, Washington, D.C.

Advisory Commission to Study the CPI (1996). **Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living** : Final Report to the Senate Finance Committee, Senate Finance Committee, Washington, D.C.

Aizcorbe, A. M. and P. C. Jackman. (1993). "The Commodity Substitution Effect in the CPI Data, 1982-91", **Monthly Labor Review**, December.

Armknrecht (1996). **Improving the Efficiency of the U.S. CPI**, International Monetary Fund, WP/96/103.

Boskin, Michel J. (1995). "Prepared Statement", In : **Consumer Price Index : Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate**, Senate Hearing 104-69, Washington, D.C. : Government Printing Office, pp. 109-15.

Braithwait, Steven D. (1980). "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index", **American Economic Review**, Vol. 70.

Cabredo, Pedro y Valdivia, Luis (1998). "Problemas en la medición de la inflación", **Estudios Económicos**, Banco Central de Reserva del Perú, agosto.

Congressional Budget Office (1994). **Is the Growth of the CPI a Biased Measure of Changes in the Cost of Living ?** Washington D.C. Congressional Budget Office, October.

Córdoba, Juan Carlos, (1995). "Midiendo la inflación esencial en Colombia", **Revista Banca y Finanzas**, No. 37, jul./sep.

DANE (1989). "Metodología del nuevo índice de precios al consumidor (IPC-60)", en : **Boletín de Estadística**, No. 433, abril, Bogotá.

DANE (1998). **Guía para el uso del IPC**, mimeo, Bogotá.

DANE (1999). **Metodología del IPC-98**, mimeo, No. 433, abril, Bogotá.

Darby, Michel R. (1995). "Prepared Statement", In : **Consumer Price Index : Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate**, Senate Hearing 104-69, Washington, D.C. : Government Printing Office, pp. 115-18.

Diewert, W. Erwin (1976). "Exact and Superlative Index Number", **Journal of Econometrics**, May, 4.

\_\_\_\_\_ (1987). "Index Numbers", In: **The New Palgrave : A Dictionary of Economics 2**, J. Eatwell, M. Milgate and P. Newman, eds., London: Macmillan Press, 767-780.

\_\_\_\_\_ (1995). "Prepared Statement", In: **Consumer Price Index : Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate**, Senate Hearing 104-69, Washington, D.C. : Government Printig Office, pp. 173-76.

Ducharme, Louis Marc, -Ed.- (1997). "Bias in the CPI: Experience from Five OECD Countries", **Analytical Series**, September, No. 10, Price Division, Statistics Canada.

Eichhorn and Voeller (1976). "Theory of the Price Index : Fisher's Test Approach and Generalizations". **Lectures Notes in Economics and Mathematical Systems**, Springer-Verlag, Berlin.

Feenstra, Robert C. (1995). "Exact hedonic price indexes", **The Review of Economics and Statistics**. Harvard University. November, No. 4.

Fisher , Irving (1922). **The Making of Index Numbers**. Houghton-Mifflin, Boston, Tercera edición revisada, 1927. Reimpreso por A.M. Kelley, N. York, 1968.

Forsyth, F.G. and R.F. Fowler (1981). "The Theory and Practice of chain price index numbers", **Journal of Royal Statistical Society**, Volume 144, Part, 2..

Gordon, Robert J. (1990). **The Measurement of Durable Goods Prices**, NBER, University of Chicago Press.

\_\_\_\_\_ (1995). "Prepared Statement", In: **Consumer Price Index : Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate**, Senate Hearing 104-69, Washington, D.C. : Government Printig Office, pp. 122-26.

Greespan, Alan (1995). "Prepared Statement", In: **Consumer Price Index : In U.S. Congress**, "Review of Congressional Budget Cost Estimating : Joint Hearing Before the House of Representatives Committee on the Budget and the Senate Committee on the Budget", Serial No. 104-1, Washington, D.C. : Government Printig Office.

Griliches, Zvi (1995). "Prepared Statement", In: **Consumer Price Index : Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate**, Senate Hearing 104-69, Washington, D.C. : Government Printig Office, pp. 129-32.

Jaramillo, Carlos F., Caicedo, Edgar y Alvarado, Mónica (1995). “Inflexibilidad a la baja en los precios al consumidor en Colombia”. **Boletín de Estadística del DANE**, No. 51, Octubre.

Jorgenson, Dale W. (1995). “Prepared Statement”, In: **Consumer Price Index : Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate**, Senate Hearing 104-69, Washington, D.C. : Government Printing Office, pp. 36-41.

Klumpner, Jim (1996). “Fact and Fancy: CPI Biases and the Federal Budget”, **Business Economics**, April, 31 :2 22-9.

Kokoski, Mary F. (1993). “Quality Adjustment of Price Indexes”, **Monthly Labor Review**, December.

Lebow, David E., John M. Roberts and David J. Stockton, (1994). “Monetary Policy and Price Level”, In Foss M. F. E., **mimeo**, Federal Reserve Board, Washington D.C.

Lefort, Fernando (1998). “Sesgo de sustitución en el índice de precios al consumidor”, **Economía Chilena**, Banco Central de Chile, volumen 1, agosto.

Liegey, P. R. (1994). “Apparel Price Indexes: Effects of Hedonic Adjustment”, **Monthly Labor Review**, May.

Manser, Marilyn and McDonald, Richard (1988). “An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation”, 1959-1985, **Econometrica**, Vol. 56, No. 4 July.

Moulton, Brent (1993). “Basic Components of de CPI : Estimation or Price Changes”, **Monthly Labor Review**, December.

\_\_\_\_\_ (1996). “Bias in the Consumer Price Index : What is the Evidence ?”, **Journal of Economic Perspectives**, Vol. 10, No. 4, Fall.

Pakes, Ariel (1995). “Prepared Statement”, In: **Consumer Price Index : Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate**, Senate Hearing 104-69, Washington, D.C. : Government Printing Office, pp. 44-48.

Pollak, Robert A. (1989). **The Theory of the Cost of Living Index**, New York, Oxford University Press.

Shapiro, Matthew D., and David W. Wilcox (1996). “Causes and Consequences of Imperfections in the Consumer Price Index”, **mimeo**, University of Michigan; Forthcoming in NBER Macroeconomics Annual 11.

\_\_\_\_\_ (1997), “Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI”, **Working Paper**, 5980, NBER .



Statistics Canada (1995). **The Consumer Price Index Reference Paper**, Canada, Ottawa, Ministry of Industry.

Varian, Hal R. (1994). **Microeconomía intermedia : un enfoque moderno**, Barcelona. Ed. Antoni Bosch.

Wynne, Mark A., and Fiona D. Sigalla (1994). “The Consumer Price Index”, **Federal Reserve Bank of Dallas Economics Review**, Second Quarter, 1-22.

## Anexo 1

### Números Índices Encadenados

El índice Laspeyres

$$CL_p = \prod_t \left( \sum_{i=1,n} [\alpha^{t-1}_i (P^t_i / P^{t-1}_i)] \right)$$

El índice de Paasche

$$CP_p = \prod_t \left( 1 / \sum_{i=1,n} [\alpha^t_i (P^{t-1}_i / P^t_i)] \right)$$

El índice de la media geométrica

$$CG_p = \prod_t \left( \prod_{i=1,n} [ (P^t_i / P^{t-1}_i)^{\alpha^{t-1}_i} ] \right)$$

El índice Ideal de Fisher

$$CF_p = ([CL_p \times CP_p]^{1/2})$$

El índice de Tornqvist

$$CT_p = \prod_t \left( \prod_{i=1,n} [ (P^t_i / P^{t-1}_i)^{(\alpha^t_i + \alpha^{t-1}_i)/2} ] \right)$$





Vitaminas y Reconstituyentes	0,40	0,42	0,44	0,46	0,48	0,50	0,52	0,54	0,56	0,59	0,61
Antidiarréicos	0,11	0,11	0,12	0,13	0,13	0,14	0,14	0,15	0,15	0,16	0,17
Algodón y Gasa	0,12	0,11	0,11	0,11	0,10	0,10	0,10	0,09	0,09	0,09	0,08
Alcohol y Menticol	0,28	0,27	0,27	0,26	0,25	0,24	0,23	0,23	0,22	0,21	0,20
4.2 Servicios Profesionales de la Salud	2,17	2,15	2,14	2,12	2,10	2,08	2,06	2,05	2,03	2,01	1,99
Consulta Médica General	0,69	0,68	0,67	0,66	0,65	0,64	0,63	0,62	0,61	0,60	0,59
Consulta Médica Especializada	0,57	0,57	0,56	0,55	0,54	0,53	0,52	0,51	0,51	0,50	0,49
Examen de Laboratorio	0,35	0,35	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36	0,37	0,37	0,37
Servicios Odontológicos	0,26	0,26	0,25	0,25	0,24	0,24	0,24	0,23	0,23	0,23	0,22
Hospitalizaciones	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30	0,31	0,31	0,31	0,31	0,32	0,32
5. EDUCACIÓN, CULTURALES Y ESPARCIMIEN	6,69	6,72	6,74	6,76	6,79	6,81	6,83	6,85	6,88	6,90	6,92
5.1 Instrucción y Enseñanza	2,86	2,88	2,90	2,92	2,94	2,96	2,97	2,99	3,01	3,03	3,05
Matrículas	0,87	0,83	0,80	0,76	0,73	0,69	0,65	0,62	0,58	0,54	0,51
Pensiones	1,63	1,65	1,67	1,69	1,71	1,73	1,76	1,78	1,80	1,82	1,84
Uniformes	0,37	0,40	0,43	0,47	0,50	0,53	0,57	0,60	0,63	0,66	0,70
5.2 Artículos Escolares y Culturales	1,54	1,52	1,50	1,48	1,46	1,44	1,42	1,40	1,39	1,37	1,35
Textos	0,47	0,49	0,50	0,51	0,53	0,54	0,55	0,57	0,58	0,60	0,61
Cuadernos	0,12	0,13	0,13	0,13	0,14	0,14	0,14	0,14	0,15	0,15	0,15
Bolígrafos	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04
Colores	0,09	0,09	0,10	0,10	0,10	0,11	0,11	0,11	0,12	0,12	0,12
Fotocopias	0,07	0,08	0,08	0,09	0,10	0,10	0,11	0,12	0,12	0,13	0,14
Revistas	0,44	0,40	0,36	0,32	0,28	0,24	0,19	0,15	0,11	0,07	0,03
Periódicos	0,31	0,30	0,30	0,29	0,28	0,28	0,27	0,27	0,26	0,26	0,25
5.3 Artículos Para Aficiones	1,46	1,36	1,26	1,16	1,06	0,96	0,86	0,76	0,66	0,56	0,46
Juegos y Juguetes Infantiles	0,77	0,72	0,66	0,61	0,55	0,50	0,44	0,39	0,33	0,28	0,22
Discos	0,53	0,49	0,45	0,41	0,37	0,32	0,28	0,24	0,20	0,16	0,11
Revelado de Fotografías	0,14	0,13	0,12	0,12	0,11	0,10	0,10	0,09	0,08	0,08	0,07
Alquiler de Videocintas	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04	0,04	0,05
5.4 Distracciones y Esparcimiento	0,80	0,90	1,00	1,09	1,19	1,29	1,39	1,48	1,58	1,68	1,78
Cines	0,37	0,45	0,53	0,61	0,69	0,77	0,85	0,93	1,01	1,09	1,17
Discotecas	0,12	0,14	0,17	0,19	0,22	0,24	0,27	0,29	0,32	0,34	0,37
Apuestas y Loterías	0,31	0,30	0,29	0,29	0,28	0,27	0,26	0,26	0,25	0,24	0,23
5.5. Gastos en Hoteles	0,03	0,06	0,09	0,11	0,14	0,17	0,19	0,22	0,25	0,27	0,30
Hoteles	0,03	0,06	0,09	0,11	0,14	0,17	0,19	0,22	0,25	0,27	0,30
6. TRANSPORTE Y COMUNICACIONES	6,79	7,18	7,56	7,95	8,34	8,72	9,11	9,49	9,88	10,27	10,65
6.1 Equipo de Transporte Personal	3,31	3,50	3,70	3,90	4,10	4,30	4,50	4,69	4,89	5,09	5,29
Vehículos	1,87	2,02	2,16	2,31	2,46	2,61	2,75	2,90	3,05	3,20	3,34
Gasolina Carro	0,77	0,81	0,86	0,90	0,94	0,99	1,03	1,08	1,12	1,16	1,21
Cambio y Compra de Aceite	0,25	0,24	0,24	0,24	0,23	0,23	0,23	0,23	0,22	0,22	0,22
Parqueadero	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09	0,10	0,11	0,12	0,13	0,14	0,15
Compra de Baterías	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08
Compra de Llantas	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30	0,29	0,29	0,29	0,29	0,29	0,29
6.2 Servicio de Transporte y Comunicaciones	3,49	3,67	3,86	4,05	4,24	4,42	4,61	4,80	4,99	5,18	5,36
Pasaje en Bus Urbano	1,37	1,44	1,51	1,58	1,65	1,72	1,80	1,87	1,94	2,01	2,08
Pasaje en Buseta Urbana	0,43	0,44	0,45	0,46	0,47	0,48	0,49	0,50	0,51	0,52	0,54
Taxi Urbano	0,65	0,71	0,76	0,82	0,87	0,92	0,98	1,03	1,09	1,14	1,20
Bus Intermunicipal	0,58	0,59	0,60	0,61	0,62	0,64	0,65	0,66	0,67	0,68	0,69
Pasaje en Avión	0,34	0,39	0,43	0,48	0,53	0,58	0,63	0,68	0,73	0,78	0,83
Cartas	0,13	0,12	0,11	0,10	0,09	0,08	0,07	0,06	0,05	0,04	0,03
7. OTROS GASTOS	6,04	5,86	5,67	5,49	5,30	5,12	4,93	4,75	4,57	4,38	4,20
7.1 Bebidas y Tabaco	2,17	2,02	1,87	1,72	1,56	1,41	1,26	1,11	0,96	0,80	0,65
Cerveza	0,68	0,61	0,55	0,49	0,43	0,37	0,31	0,24	0,18	0,12	0,06
Aguardiente	0,70	0,64	0,58	0,51	0,45	0,39	0,32	0,26	0,20	0,13	0,07
Whisky	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04	0,04	0,05	0,05
Vino	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04	0,04	0,04
Cigarrillos	0,76	0,73	0,70	0,66	0,63	0,60	0,56	0,53	0,50	0,47	0,43
7.2 Artículos para Aseo Personal	3,16	3,16	3,16	3,16	3,16	3,15	3,15	3,15	3,15	3,15	3,15
Crema Dental	0,44	0,45	0,45	0,46	0,47	0,48	0,48	0,49	0,50	0,51	0,52
Jabón de Tocado	0,57	0,55	0,54	0,52	0,50	0,49	0,47	0,46	0,44	0,42	0,41
Champú	0,47	0,48	0,49	0,50	0,51	0,52	0,53	0,54	0,56	0,57	0,58
Desodorante	0,52	0,50	0,49	0,47	0,46	0,44	0,43	0,41	0,40	0,38	0,37
Máquinas de Afeitar	0,15	0,15	0,15	0,16	0,16	0,16	0,16	0,17	0,17	0,17	0,17
Toallas Sanitarias	0,22	0,22	0,21	0,20	0,19	0,19	0,19	0,18	0,17	0,17	0,16
Cremas de Belleza	0,16	0,16	0,16	0,16	0,16	0,17	0,17	0,17	0,17	0,18	0,18
Coloretes	0,25	0,25	0,25	0,26	0,26	0,26	0,27	0,27	0,27	0,28	0,28
Corte de Pelo (Hombre y Mujer)	0,40	0,41	0,42	0,42	0,43	0,44	0,45	0,46	0,47	0,48	0,48
7.3 Artículos de Joyería	0,71	0,68	0,64	0,61	0,58	0,55	0,52	0,49	0,46	0,43	0,40
Argollas de Matrimonio	0,52	0,50	0,48	0,46	0,44	0,42	0,40	0,39	0,37	0,35	0,33
Relojes de Pulso	0,19	0,18	0,17	0,15	0,14	0,13	0,12	0,10	0,09	0,08	0,07

Fuente: DANE. Cálculos del autor.

(\*) Los ponderantes de 1988 corresponden a los obtenidos de la encuesta de Ingresos y Gastos Familiares de 1984-85.

(\*\*) Los ponderantes de 1998 corresponden a los obtenidos de la encuesta de Ingresos y Gastos Familiares de 1994-95.