



ENSAYOS

sobre política económica

Problemas en la medición del IPC, el caso colombiano

Edgar Caicedo G.

Revista ESPE, No. 38, Art. 03, Diciembre de 2000

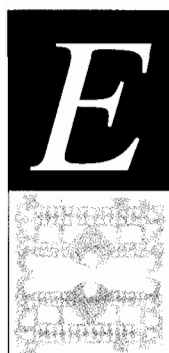
Páginas 71-117



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

Problemas en la medición del IPC, el caso colombiano

Edgar Caicedo G.*



Este trabajo reseña los diferentes sesgos presentes en la medición del Índice de Precios al Consumidor (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 Departamento Administrativo Nacional de Estadística (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.

* Economista de la Subgerencia de Estudios Económicos, Dirección de Programación e Inflación. Para comentarios, favor escribir a eacaiceda@banrep.gov.co. La idea original y la sugerencia de elaborar 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 Zárate, 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) así como de los demás asistentes al seminario que sobre este tema se realizó para la JDBR.

I. 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 *IPC* realizado por la Comisión Asesora para el Estudio del *IPC*, 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 30,0% de la inflación en ese país¹.

En el caso colombiano no se conocen estudios anteriores², 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*³, hecho que facilita el cálculo del sesgo en la medición del *IPC*. Identificar los sesgos que actualmente persisten en el cálculo del *IPC* en el país es importante 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 de 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

¹ Véase al respecto: Advisory Commission (1995) y (1996).

² 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.

³ 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*, que reemplaza la canasta antigua llamada revisión *IPC-60*.

puntos porcentuales por año. Lo anterior es consecuencia directa de utilizar una formulación de 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 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, 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, 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 seis se evalúa el nuevo *IPC-98* del *DANE*, mientras la experiencia internacional con índices de precios diferentes al de Laspeyres se presenta en la sección siete. Por último, se concluye.

II. ASPECTOS TEÓRICOS DEL ÍNDICE DEL COSTO DE VIDA (*ICV*)⁴

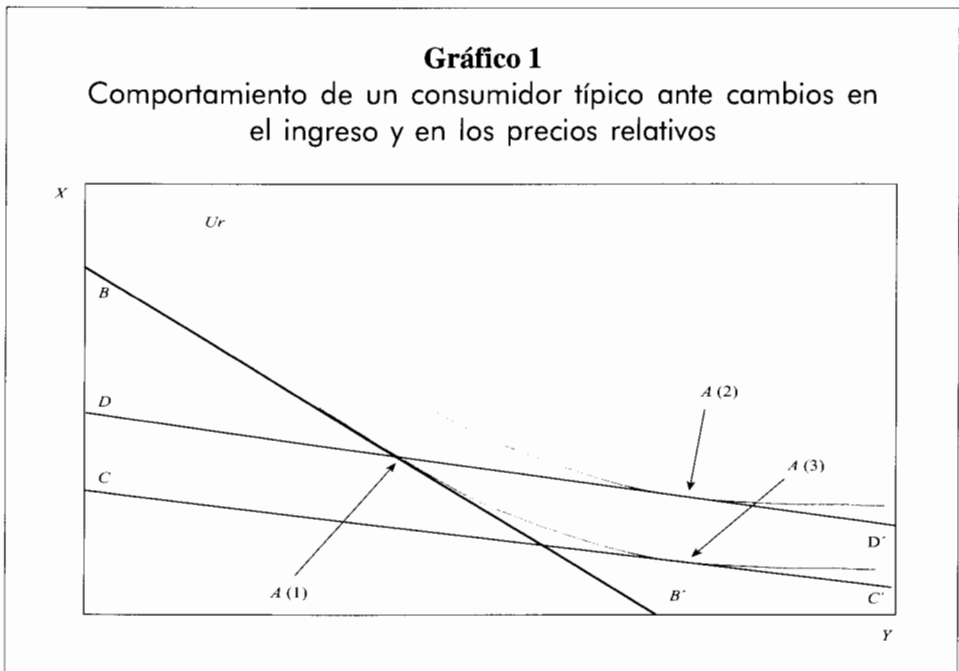
El soporte teórico del *IPC* es la teoría económica del consumidor sobre el *ICV*. En la teoría económica, el *ICV* está referido únicamente a agentes individuales y es determinado por las preferencias que los individuos tienen por diferentes bienes y servicios, como por sus precios de adquisición.

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).

⁴ Esta sección se basa en tres textos: Pollak (1989), Moulton (1993) y Varian (1994).

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 consumiría la misma canasta del pasado, sino otra canasta que le represente un mayor nivel de utilidad. El Gráfico 1 muestra geoméricamente el comportamiento de un consumidor típico, con dos situaciones diferentes.

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 una variación 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 items 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. No obstante, dado un cambio en los precios relativos, un *ICV* medirá el ingreso adicional a aquel que permitió comprar la cesta *A(1)* para que el con-



sumidor, manteniendo la misma curva de indiferencia y su nivel de utilidad (U_r), pueda consumir la canasta $A(3)$.

El cálculo de un *ICV* requiere que a todos los bienes, que definen el bienestar del individuo, se les asigne un precio⁵. Para ello, es necesario introducir el concepto de función de gasto.

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

La función de gasto (e) busca minimizar el gasto que le garantice al consumidor alcanzar un nivel de bienestar o utilidad determinada (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:

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

donde el nivel del *ICV* se define como el gasto adicional necesario para alcanzar el nivel de bienestar de referencia (u^r) a los precios de un período de comparación (P^t), respecto del gasto necesario para alcanzar el mismo nivel de utilidad (u^r) a los precios del período de referencia (P^0)⁶.

Si aceptamos que una forma satisfactoria de interpretar a un consumidor representativo es adoptar la forma funcional de utilidad tipo de 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

⁵ 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 obtenerlos. Por ejemplo, algunos bienes y servicios públicos. También, la mayoría de bienes durables (autos y casas), los cuales, pese a ser comprados en un solo período, brindan utilidad durante varios períodos.

⁶ 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 homotéticas. 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*.

de utilidad de 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 Douglas⁷:

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

donde k es una constante, $\prod_{i=1,n}$ es el producto de los precios corrientes (P_i), y α_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:

$$(4) \quad ICV_i^t = [e(P^t, u^r)]/[e(P^0, u^r)] \\ = [k\prod_{i=1,n} (P_i^t)^{\alpha_i} u^r] / [k\prod_{i=1,n} (P_i^0)^{\alpha_i} u^r]$$

Por lo cual,

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

De esta manera es posible construir un *ICV* a partir solamente de información de precios y ponderaciones, independiente del nivel de utilidad de referencia⁸. Igualmente, esta forma reducida de expresar un *ICV* facilita una aproximación a su cálculo a través de los números índices, los cuales estudiaremos a continuación.

III. LOS NÚMEROS ÍNDICES

A. EL ÍNDICE DE LASPEYRES

Dado que en la práctica un *ICV* no puede hacer el seguimiento *pari-passu* al comportamiento de un agente racional como el descrito en el Gráfico 1, porque

⁷ El desarrollo algebraico de la función de utilidad de Cobb-Douglas se encuentra en Varian (1994), capítulos 4 y 5.

⁸ Un completo desarrollo de la teoría del *ICV* se encuentra en Pollak (1989).

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 de 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 de Laspeyres para el período t con respecto al período base $Lp_{t,0}$ se puede expresar como:

$$(6) \quad Lp_{t,0} = \frac{\sum_{i=1,n} (P_i^t Q_i^0) / \sum_{i=1,n} P_i^0 Q_i^0}{\sum_{i=1,n} [\alpha_i^0 (P_i^t / P_i^0)]}$$

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 de 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 de Laspeyres medirá correctamente el *ICV* cuando la demanda de todos los bienes y servicios de la canasta sea perfectamente inelástica al precio. Como este hecho es un caso muy especial, en el tiempo se acumula y se agudiza un nivel de costo de vida mayor 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 de 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 constante la proporción de gastos relativos. Resulta, de este modo, que la forma funcional adoptada determina un mejor modo de computar un *IPC*. Aquellos índices con una forma funcional de 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, para ello véase 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 (Fisher y Tornqvist), los cuales se definen más adelante. Se espera, teóricamente, que el valor del índice de Laspeyres sea más alto que los índices superlativos y el geométrico, mientras que un índice de tipo Paasche, 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 de Laspeyres arroja el mayor incremento de precios. Este caso sucede cuando se presentan caídas nominales en algunos precios (v. gr. en los alimentos), los cuales son más valorados por la formulación de 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 de Laspeyres: Paasche, media geométrica (o geométrico), de Fisher y Tornqvist, que en general son los de mayor reconocimiento⁹.

B. EL ÍNDICE DE PAASCHE

El índice de Laspeyres se estima 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 de Paasche se estima utilizando 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 $P_i^t Q_i^t / \sum P_i^t Q_i^t$:

$$(7) \quad Pp_{t,0} = \frac{\sum_{i=1,n} (P_i^t Q_i^t / \sum_{i=1,n} P_i^0 Q_i^0)}{\sum_{i=1,n} [P_i^0 / P_i^t]} \\ \alpha_i^t = P_i^t Q_i^t / \sum_{i=1,n} P_i^t Q_i^t$$

⁹ Existen otros números índices ponderados, entre los cuales cabe mencionar el de Sidgick-Drobish, Marshall-Edgeworth, Walsh y Keynes.

C. EL ÍNDICE DE LA MEDIA GEOMÉTRICA

El número índice geométrico define el costo de vida como una media geométrica¹⁰ 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 (α_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:

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

D. LOS ÍNDICES SUPERLATIVOS

El concepto de número índice superlativo fue introducido por el economista americano Irving Fisher en la década del 20, 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 de Fisher y el de Tornqvist.

1. El índice de Fisher

El más simple de estos índices es el índice 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:

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

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

¹⁰ En adelante el índice de la media geométrica también se denomina índice geométrico.

este índice con el índice geométrico radica en que las ponderaciones del índice de Tornqvist son el promedio resultante de las proporciones de gasto del período de referencia (α_i^0) y del período de comparación (α_i^t). Formalmente, el índice de Tornqvist puede escribirse como:

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

E. LOS ÍNDICES ENCADENADOS

La versión encadenada de los números índices reseñados se diferencia en que siempre requieren ponderaciones actualizadas para su cálculo. Además, poseen la virtud de que interpretan el costo de vida como un vínculo de cambio de precios sucedidos en el pasado¹¹. 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, en la calidad y 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*¹².

IV. PROPIEDADES DE 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 se han utilizado para comprender aún más las ventajas y desventajas de un índice sobre el otro. A continuación, se enuncian brevemente los axiomas más reconocidos y se resume el cumplimiento de estas propiedades por parte de cada uno de los diferentes índices de precios¹³.

¹¹ Un completo desarrollo de los características de los índices encadenados se encuentra en Forsyth and Fowler (1981).

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

A. PROPORCIONALIDAD

Si todos los precios en un período cambian por el mismo factor común, el índice de precios total debería también cambiar por ese factor (homogeneidad de grado uno). Esta propiedad la cumplen todos los índices.

B. CONMENSURABILIDAD

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

C. REVERSIÓN TEMPORAL

Si los precios entre períodos sufren una reversión, es de esperar que el valor del índice del primer período sea el recíproco del índice del período base. El índice Laspeyres, al igual que el de Paasche, violan el criterio de reversión. Por su parte, los índices geométrico, el de Fisher y el de Tornqvist aprueban el test de reversión en el tiempo.

D. 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).

E. INVERSIÓN DE FACTORES

En esta propiedad debe cumplirse que el producto del índice de precios y el de cantidades sea igual al cociente de gastos del período final y el período base. Tanto el índice de cantidades como el de precios deben mantener la misma forma funcional. De acuerdo con este procedimiento tan sólo los índices superlativos cumplen esta propiedad.

¹³ Un desarrollo algebraico de estos y otros axiomas se encuentra en Diewert (1987). Esta sección se basa en el trabajo de Armknecht (1996).

F. CIRCULARIDAD

Esta propiedad requiere 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 período cero y del período dos con base en el período uno, es igual al índice del período dos con base en el período cero. Ninguno de los números índices estudiados aprueba este test.

Para resumir esta sección, en el Cuadro 1 se presentan las propiedades aprobadas por cada uno de los números índices contemplados.

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 precios. 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).

Cuadro 1
Cumplimiento de propiedades de los números índices

Prueba	Laspeyres	Paasche	Geométrico	Fisher	Tornqvist
Proporcionalidad	X	X	X	X	X
Comensurabilidad	X	X	X	X	X
Reversión en el tiempo			X	X	X
Monotonicidad	X	X	X	X	
Inversión de factores				X	X
Circularidad					
Total	3	3	4	5	4

Fuente: Cálculos del autor.

V. 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* de tipo Leontief (v. gr. 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* de tipo Leontief no permite la sustitución en el consumo ante cambios en precios relativos. De igual forma, 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 (véase p. ej. Ducharme, 1997 y Moulton, 1996)¹⁴.

Numerosos estudios realizados en los Estados Unidos han mostrado que los diferentes tipos de sesgos presentes en la medición del *IPC* han sobrestimado la inflación en una magnitud muy significativa. El Cuadro 2 resume los principales estudios y sus rangos de resultados¹⁵.

Con 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 3,0%¹⁶, representa más de 30,0% de sobrestimación.

Precisamente, la conocida misión Boskin (véase *Advisory Commission*, 1996)¹⁷ calculó que el *IPC* se ha sobrestimado en 1,1 puntos porcentuales por año durante

¹⁴ 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.

¹⁵ 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.

¹⁶ Entre 1990 y 1998 el promedio de la inflación en los Estados Unidos fue de 3,0%.

¹⁷ 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.

Cuadro 2

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 <i>CPI</i> (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 and 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	-

Fuente: Tornado de Moulton (1996).

los últimos años. El sesgo de sustitución se calculó en 0,4 puntos¹⁸, el de nuevos expendios en 0,1 puntos y el de nuevos productos 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*.

A. 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

¹⁸ 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 los 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.

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 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 del índice Laspeyres, el indicador sobrevaluará 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 del costo de vida. A diferencia de un índice como el de Laspeyres, un índice superlativo (v. gr. el de Fisher o Tornqvist) interpreta a los consumidores como racionales (al estilo de 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.

B. 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 se reemplaza 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 precios¹⁹.

Las soluciones más típicas consisten en incrementar el precio del bien discontinuado por la variación que experimenta 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 final²⁰. Este sesgo debe controlarse a lo largo de la existencia de toda la canasta porque 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.

C. 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. gr. teléfonos celulares, internet, servicios de televisión satelital) hacen parte del consumo básico de las familias y no se incluyen 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.

¹⁹ El argumento sobre la calidad de los bienes puede utilizarse de manera inversa. Existen bienes, y en especial servicios, que han experimentado un fuerte deterioro en su calidad, pero no han 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.

²⁰ Para una exposición detallada sobre este tema, véase Kokoski (1993), Liegey (1994) and Feenstra (1995).

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. gr. 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.

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

E. 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 puede mencionar tres clases. La primera es subvalorar el verdadero crecimiento de variables reales. La segunda, incrementar la proporción de ajuste de ciertos indicadores, y el último efecto importante, distorsionar la toma de decisiones de los agentes económicos.

El primer efecto se presenta cuando, como sucede normalmente, se utiliza el *IPC* para deflactar variables nominales con el fin de obtener resultados reales (v.gr. ahorro real, ingreso real, precio real, tasa de interés real). El hecho de que el denominador de cualquier razón matemática sea menor que el 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 a través de un índice adecuado de precios, 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 lo constituye las distorsiones que se generan en la planificación de la economía. Por citar un solo 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 se utilizan para construir los gastos de consumo personal en las cuentas nacionales.

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

VI. COMPARACIONES EMPÍRICAS DE ÍNDICES: EL CASO COLOMBIANO

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

A. PROBLEMAS AL UTILIZAR EL ÍNDICE DE LASPEYRES EN EL CÁLCULO DEL IPC

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 de 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 de Fisher, no así en el geométrico, Paasche y Tornqvist. En el Cuadro 3 se ilustra este inconveniente.

Cuadro 3
Índice de Precios al Consumidor
Problema de agregación cuando se cambia la base

Período:		Artículos		Agregación	
		7.3.1 Argollas de matrimonio 73 %	7.3.2 Relojes de Pulso 27 %	Laspeyres 7.3 Artículos de joyería 100 %	Geométrico 7.3 Artículos de joyería 100 %
Base Dic. 1988 = 100					
1998	Jun.	413,09	508,43	438,88	436,96
	Jul.	419,01	514,26	444,78	442,89
	Ago.	420,48	518,35	446,96	444,97
	Sep.	422,75	519,20	448,84	446,92
	Oct.	425,03	524,89	452,05	450,00
	Nov.	430,49	535,39	458,87	456,65
	Dic.	431,79	536,85	460,21	457,99
	Inflación				
II semestre de 1998		4,53	5,59	4,86	4,81
Base Jun. 1998 = 100					
1998	Jun.	100,00	100,00	100,00	100,00
	Jul.	101,43	101,15	101,36	101,36
	Ago.	101,79	101,95	101,83	101,83
	Sep.	102,34	102,12	102,28	102,28
	Oct.	102,89	103,24	102,98	102,98
	Nov.	104,21	105,30	104,51	104,51
	Dic.	104,53	105,59	104,81	104,81
	Inflación				
II semestre de 1998		4,53	5,59	4,81	4,81

Fuente: DANE. Cálculos del autor.

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 según “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.

2. Problema de tratamiento no simétrico de crecimiento y decrecimiento de precios

De otra parte, el índice de precios de Laspeyres no trata simétricamente el incremento de precios y el decremento de los mismos. Por ejemplo, supóngase que los precios de un ítem i_1 pasa de \$400 en el período base a \$500 en el período t y un ítem i_2 de \$500 a \$400. Al aplicar la fórmula de 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 ($1,25*0,8$) (véase Moulton, 1993).

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 ya reseñados, posee algunas ventajas con respecto al índice de 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*, puede 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)²¹. Obsérvese que en las filas finales de los dos recuadros del Cuadro 4 aparece la variación de la media geométrica para el conjunto de datos presentados, cuya definición matemática es:

²¹ Sobre estos temas, véase: *Statistics Canada* (1995).

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

donde:

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

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

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

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

La equivalencia de las dos interpretaciones puede obtenerse mediante la transformación de (11) en un promedio en el cambio de los precios.

$$(12) \quad p_{t/t-1}^{(j)} = \sqrt{\frac{p_t^{(1)} * p_t^{(2)} * \dots * p_t^{(i)} * \dots * p_t^{(n)}}{p_{t-1}^{(1)} * p_{t-1}^{(2)} * \dots * p_{t-1}^{(i)} * \dots * p_{t-1}^{(n)}}}$$

En el *IPC-60*, el *DANE*, para actualizar los índices individuales de los diferentes componentes de la canasta, aplicaba las dos metodologías antes señaladas en diferentes segmentos de la canasta. Para el caso de los alimentos, se utilizaba las variaciones del promedio de los precios, mientras que para los no alimentos, el índice se actualizaba con el promedio del cambio de los precios. De este modo, 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 de tipo Laspeyres. Este sesgo no será cuantificado en nuestro cálculo de sesgo de sustitución por falta de información en el nivel de fuentes. Sin embargo, veamos un ejemplo numérico para cada caso.

En el panel superior del Cuadro 4, 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 geométrico²² en lugar de un promedio aritmético, la variación de los precios pro-

²² 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.

medio 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 menor²³.

Cuadro 4

Fuentes	Variaciones del promedio		
	Papa (Pesos / Libra)		Var. del promedio
	Precio en <i>t-1</i>	Precio en <i>t</i>	
1	280,0	560,0	
2	240,0	300,0	
3	270,0	350,0	
Promedio aritmético	263,3	403,3	53,16
Promedio geométrico	262,8	388,9	47,98
Fuentes	Promedio de las variaciones		
	Calzado para hombre (Pesos / Par)		Variaciones
	Precio en <i>t-1</i>	Precio en <i>t</i>	
1	40.000,0	40.000,0	0,00
2	45.000,0	50.000,0	11,11
3	42.000,0	45.000,0	7,14
Promedio aritmético			6,08
Promedio geométrico	42.283,8	44.814,0	5,98

Fuente: Cálculos del autor.

²³ Con otros valores extremos, poco reales, no siempre se cumple que utilizar el promedio geométrico disminuya el sesgo del índice de precios.

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.

B. UN EJERCICIO EMPÍRICO DE NÚMEROS ÍNDICES PARA COLOMBIA

1. Información utilizada y ponderaciones

En esta parte del trabajo se presenta el cálculo de los números índices, estudiados en la Sección III, con cifras para el caso colombiano. Para ello, se tomó la información al mayor nivel de detalle suministrada por el *DANE* (195 items en total), correspondiente al *IPC* desde diciembre de 1988 hasta 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 consumo²⁴. 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.

En virtud de la ausencia de información periódica sobre el cambio en los patrones de consumo en los hogares colombianos, se optó, para los índices que lo requerían, ponderar los diferentes precios en cada período, tomando para diciembre de 1988 las ponderaciones obtenidas de la encuesta de ingresos y gastos, 1984/1985, y para diciembre de 1998 las ponderaciones correspondientes a la encuesta de ingresos y gastos 1994/1995. Las ponderaciones anuales entre el punto inicial (dic./88) hasta el punto final (dic./98) se calcularon mediante una progresión lineal²⁵.

²⁴ 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 hasta 1998, véase: *DANE* (1989).

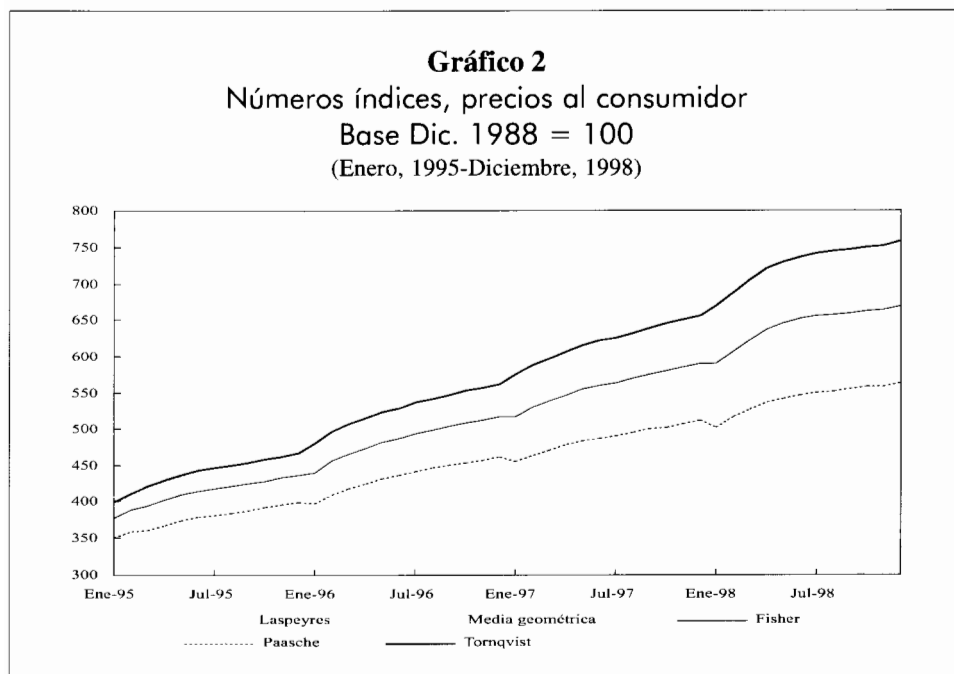
²⁵ La progresión lineal corresponde a calcular la diferencia entre dos períodos próximos que hacen parte de la línea de tendencia que une el punto inicial y el punto final. La construcción del vector de ponderaciones utilizando esta metodología tiene sus limitaciones al no capturar la verdadera evolución de la estructura de gastos en los hogares colombianos. Lo anterior sólo sería posible mediante la realización periódica de Encuestas de Ingresos y Gastos.

2. Resultados

a. Nivel del IPC e inflación

El Gráfico 2 y el Cuadro 5 resumen los resultados del nivel y de la inflación alcanzada por los diferentes índices de precios para el período 1989-1998. Se observa que la fórmula del índice de precios de Laspeyres, base fija²⁶, 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 5). Mientras el índice de Laspeyres arroja una inflación en 1998 de 16,7%, el de 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 de Paasche lo hace como un límite inferior.

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



²⁶ En adelante, cualquier índice de base fija hace referencia a su formulación no encadenada. Los índices no encadenados incorporan en su formulación el precio del período base (P_0).

Cuadro 5
Índice de Precios al Consumidor
(Variaciones anuales a diciembre)
Base Dic. 1988 = 100

Números índices	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Base fija										
Laspeyres	26,12	32,37	26,82	25,13	22,61	22,60	19,47	21,64	17,68	16,70
Media geométrica	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
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
Encadenados										
Laspeyres	26,23	32,34	27,45	25,32	22,96	22,68	19,44	20,86	17,17	16,59
Media geométrica	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
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

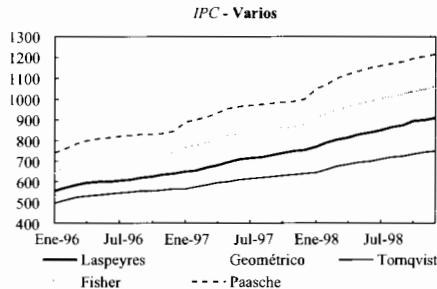
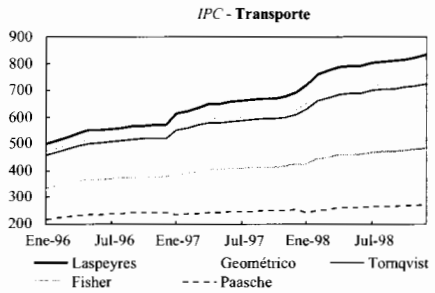
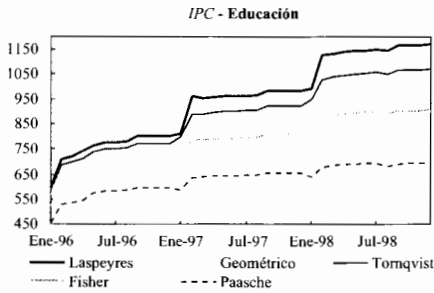
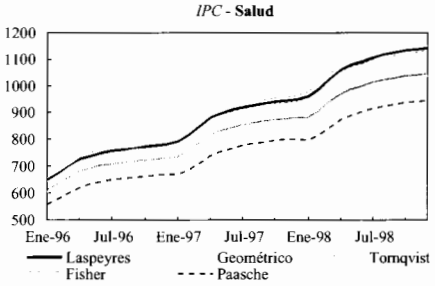
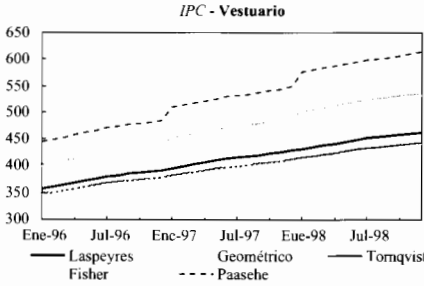
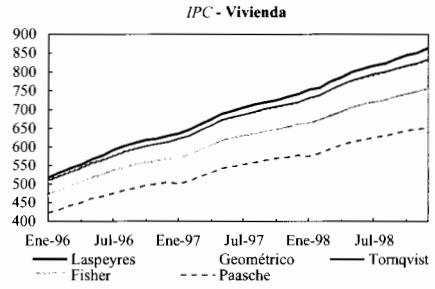
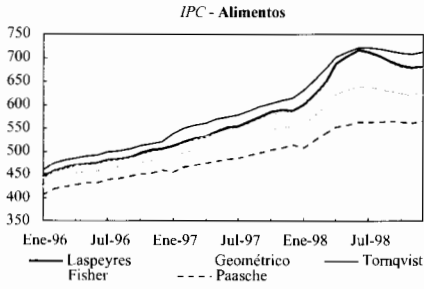
Fuente: DANE. Cálculos del autor.

(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 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 y educación) el índice de Laspeyres presenta la mayor pendiente positiva en el *IPC*, mientras la formulación de Paasche, exhibe 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.

Lo contrario sucede en el caso del vestuario y varios, grupos en los cuales el índice de 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

Gráfico 3
Números índices, IPC - Grupos
Base Dic. 1988 = 100
(Enero, 1995-Diciembre, 1998)



en el tiempo, como es el caso del grupo vestuario y varios (véase Anexo 2), el nivel del índice de 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 de Tornqvist, el cual ante una caída en las ponderaciones se hace menor que el resto de índices (v. gr. en vestuario y varios).

Como se puede deducir del Gráfico 3 y se verifica en el Cuadro 6, no siempre la inflación resultante de un índice de 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 porque las caídas nominales de precio de un período a otro afectan más al de Laspeyres, que el resto de índices²⁷.

Para el caso colombiano, los índices encadenados ratifican las apreciaciones emanadas de los números índices calculados con base fija. Nuevamente el índice de 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 5). El índice de Paasche, aunque no siempre actúa como límite inferior de la inflación (v. gr. 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. gr. 1993).

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 de base fija²⁸.

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

²⁸ Esta evidencia también ha sido encontrada en los Estados Unidos. Véase, por ejemplo, Manser and MacDonald (1988) y Aizcorbe and Jackman (1993).

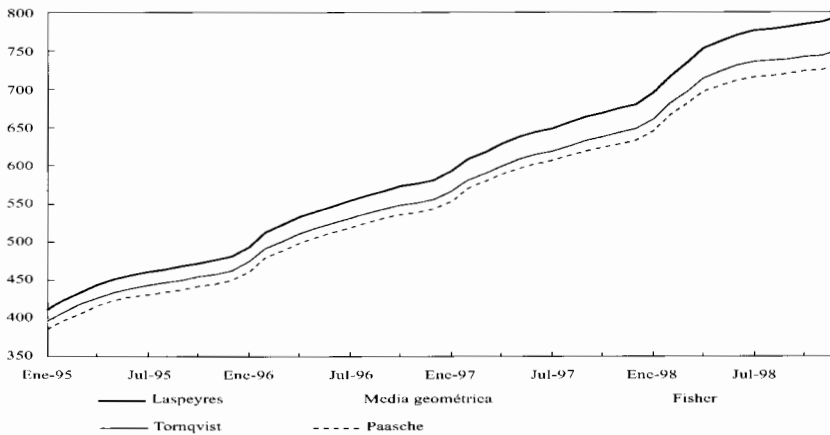
Cuadro 6
Índice de precios al consumidor
(Variación anual a diciembre)

Números índices	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Total nacional	26,12	32,37	26,82	25,13	22,61	22,60	19,47	21,64	17,68	16,70
Alimento										
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)
Vivienda										
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
Vestuario										
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
Salud										
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)
Educación										
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
Transporte										
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
Varios										
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.

Gráfico 4

Números índices, encadenados, precios al consumidor
Base Dic. 1988 = 100
(Enero, 1995-Diciembre, 1998)



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.

Un inconveniente de los índices Fisher, geométrico y Tornqvist es que no son aditivos en la agregación. El índice de Fisher se computa 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 sumen 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.

b. 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 de 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 7, 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.

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 de 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 de Paasche muestran un sesgo negativo porque este índice tiende a subestimar el verdadero crecimiento de los precios del *IPC* del *DANE*. El índice de Paasche, en su versión de base fija, es más sesgado que el de 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 el de 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 de Fisher, este índice se ve afectado por el comportamiento extremo del índice de Paasche, con un sesgo que supera el -7,1% ó -1,4 puntos porcentuales para el promedio histórico.

Nótese cómo el sesgo de sustitución para el promedio 1989-1998 en los diferentes índices encadenados es menor que los obtenidos con índices de base fija. La mag-

Cuadro 7
Sesgo por sustitución

(En porcentaje)											
Números índices	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	Promedio 1989-1998
Base fija											
Laspeyres	2,72	3,44	0,20	2,48	0,68	2,15	3,18	6,65	6,26	6,05	3,38
Media geométrica	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
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)
Encadenados											
Laspeyres	3,15	3,34	2,54	3,24	2,25	2,52	3,01	2,80	3,16	5,33	3,13
Media geométrica	(0,16)	(0,03)	(0,08)	(0,11)	(0,36)	(0,10)	(0,13)	(0,35)	(0,06)	0,01	(0,14)
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)
(En puntos porcentuales)											
Números índices	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	Promedio 1989-1998
Base fija											
Laspeyres	0,69	1,08	0,05	0,61	0,15	0,47	0,60	1,35	1,04	0,95	0,70
Media geométrica	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
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)
Encadenados											
Laspeyres	0,80	1,05	0,68	0,79	0,50	0,56	0,57	0,57	0,53	0,84	0,69
Media geométrica	(0,04)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,08)	(0,02)	(0,02)	(0,07)	(0,01)	0,00	(0,03)
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.

nitudo de sesgo por sustitución para el índice de 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 de 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 4,9% y 8,5%. Estos grupos durante 1998 registraron un sesgo superior a 7,0% (más de 1,5 puntos porcentuales) (Cuadro 8). 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 de 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 de Laspeyres registra mayores resultados que los índices superlativos. En ocasiones se verifica que el de Laspeyres no exhibe el mayor nivel de los índices calculados.

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.

Finalmente, se realizaron dos ejercicios, el primero indaga sobre qué habría pasado con la inflación de 1998 si se hubiera actualizado la base y la canasta en este año. El segundo, responde a la pregunta ¿Cuál habría sido la inflación anual a junio de 2000 sin cambio de metodología?

El primer ejercicio busca medir el sesgo que se generó en la medición de la inflación en 1998, al no contemplarse una actualización de la canasta del *IPC* con las ponderaciones de la Encuesta de Ingresos y Gastos, 1994-1995. 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 índices de la canasta *IPC-60* a diciembre de 1997. El cálculo con un índice de 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 ponderacio-

Cuadro 8
Sesgo por sustitución 1/

(En porcentaje)											
Números índices	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	Promedio 1989-1998
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

(En puntos porcentuales)											
Números índices	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	Promedio 1989-1998
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

1/ Medido como la diferencia porcentual entre el índice Laspeyres y el de Tornqvist encadenado.
Fuente: DANE. Cálculos del autor.

nes como la base de los precios en la canasta vieja, y se obtuvo 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 45,0% dicho sesgo.

El segundo ejercicio, consistió en calcular la inflación de los últimos 12 meses a junio del 2000 con la metodología de la canasta antigua (*IPC-60*). Para ello fue necesario empalmar la vieja canasta (*IPC-60*) con la nueva y obtener un *IPC* total

manteniendo la base y las fórmulas de agregación del *IPC-60*. Los resultados muestran que a junio de 2000 la inflación anual habría sido de 10,0% y no de 9,7%. Este ejercicio ilustra la importancia de actualizar las metodologías y las cestas de consumo de los hogares, porque sin la actualización del *IPC* se habría acumulado en este período una sobrevaloración de la inflación de 0,3 puntos porcentuales.

VII. EVALUACIÓN DE LA NUEVA CANASTA DEL DANE (*IPC-98*)²⁹

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 I, 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 inconvenientes, la gran mayoría de centros estadísticos del mundo construyen índices de precios al consumidor con una estructura de preferencia del consumidor fija, que reduce 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*, porque incluye alrededor de 400 rubros frente a 195 del pasado y porque incorpora en su cálculo el nivel de ingreso alto, excluido de la vieja canasta.

A. ¿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 23 capitales de departamento. La encuesta indagó sobre los gastos diarios de cada miembro del hogar. Estos

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

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 tanto en la vieja como en la nueva canasta sufrieron notables cambios (v. gr. comidas fuera del hogar), mientras que otros rubros desaparecieron (v. gr. cocinol, bocadillos, etc.) y aparecieron nuevos bienes y servicios de consumo o gasto 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.

B. ¿CÓMO SE INTRODUCIERON 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. gr. 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 una clara variación de preferencia de los hogares sobre el expendio donde mercan. La gran mayoría de familias colombianas prefiere 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”.

C. *¿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 de 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 de 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 explícitos los procesos de sustitución que el consumidor realiza a nivel de artículos o entre variedades de estos. 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 (véase Sección VI.A.).

D. *POSIBLE DESARROLLO FUTURO 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 incorporadas en esta revisión o en próximas canastas del *IPC*, estas son: tratamiento de los bienes durables, estacionalidad de alimentos y ajustes de calidad en los productos. Veamos rápidamente la problemática de cada una de ellas.

El tratamiento que se le da a los bienes durables tradicionalmente en el *IPC* eventualmente puede generar malas estimaciones del mismo. A diferencia de la mayoría de los bienes incluidos en el *IPC*, los bienes durables no pueden interpretarse como gastos de consumo, porque sencillamente no se consumen en un solo período (v. gr. 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 otra 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 por 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 los Estados Unidos calculan índices hedónicos que permiten, de una manera más rigurosa, 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 bien³⁰.

En suma, el solo hecho de actualizar la canasta del *DANE* reduce la magnitud del sesgo total de cálculo del *IPC*, porque sencillamente se introducen los cambios de

³⁰ Para mayores detalles, véase, por ejemplo: Kokoski (1993), Feenstra (1995) y Liegey (1994).

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 tienen 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*.

VIII. EXPERIENCIA INTERNACIONAL RECIENTE CON ÍNDICES DIFERENTES AL DE LASPEYRES

En algunos países se ha comenzado a utilizar índices diferentes al de 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 (véase: *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 de Laspeyres encadenado para los niveles 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 de 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 cómputo del *IPC*.

Por su parte, el Bureau of Labor Statistics (*BLS*) de los Estados 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 los Estados Unidos alrededor del 60,0% de los índices elementales (variedades) se calcula con un índice geométrico, además, se piensa elaborar encuestas de ingresos y gastos anuales con la esperanza de que en el año 2002 se comience a calcular un índice superlativo, cuyos resultados los acerque más al verdadero *ICV*.

IX. CONCLUSIONES

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

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* (de tipo Laspeyres) no es la mejor aproximación 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 (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 una mejor aproximación al verdadero índice de costo de vida.

Entre las metodologías consideradas, el índice de 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 se realizan 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 de Laspeyres y el de Paasche.

Tanto la formulación de precios de 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.

Los resultados del cálculo del sesgo de sustitución, entendido como la diferencia porcentual o en puntos porcentuales entre un índice cualquiera y el de Tornqvist encadenado, muestran que la metodología de Laspeyres es la que tiende a sobrestimar más la inflación en Colombia. En 1998 la variación anual del índice de 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 trazan una senda menor que la del índice de Laspeyres pero mayor que la del índice de Paasche. Adicionalmente, todos los índices en su forma encadenada sesgan menos la inflación.

Infortunadamente, los índices superlativos en sus versiones de base fija y encadenada requieren para su cálculo 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 de Laspeyres en Colombia.

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 solo 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 1994-1995 (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.

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

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.; Jackman, P. C. (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", *Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate*, Senate Hearing 104-69, Washington, D.C., Government Printing Office, pp. 109-115.
- Braithwait, Steven D. (1980). "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index", *American Economic Review*, Vol. 70.
- Cabredo, Pedro; 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", *Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate, Senate Hearing 104-69*, Washington, D.C., Government Printing Office, pp. 115-118.
- Diewert, W. Erwin (1976). "Exact and Superlative Index Number", *Journal of Econometrics*, May, 4.
- _____. (1987). "Index Numbers", *The New Palgrave: A Dictionary of Economics 2*, J. Eatwell, M. Milgate and P. Newman, eds., London, Macmillan Press, pp. 767-780.
- _____. (1995). "Prepared Statement", *Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate, Senate Hearing 104-69*, Washington, D.C., Government Printing Office, pp. 173-176.
- 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.; Fowler, R. F. (1981). "The Theory and Practice of chain price index numbers", *Journal of Royal Statistical Society*, Vol. 144, Part, 2.
- Gordon, Robert J. (1990). *The Measurement of Durable Goods Prices*, NBER, University of Chicago Press.
- _____. (1995). "Prepared Statement", *Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate, Senate Hearing 104-69*, Washington, D.C., Government Printing Office, pp. 122-126.
- Greespan, Alan (1995). "Prepared Statement", *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 Printing Office.
- Griliches, Zvi (1995). "Prepared Statement", *Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate*, Senate Hearing 104-69, Washington, D.C., Government Printing Office, pp. 129-132.
- Jaramillo, Carlos F., Caicedo, Edgar; 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", *Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate*, Senate Hearing 104-169, 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; Stockton, David J. (1994). "Monetary Policy and Price Level", in Foss M. F. E., *Federal Reserve Board*, Washington D.C., mimeo.
- Lefort, Fernando (1998). "Sesgo de sustitución en el índice de precios al consumidor", *Economía Chilena*, Banco Central de Chile, Vol. 1, agosto.
- Liegey, P. R. (1994). "Apparel Price Indexes: Effects of Hedonic Adjustment", *Monthly Labor Review*, May.
- Manser, Marylin; 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", *Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate*, Senate Hearing 104-169, 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.; Wilcox, David W. (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., Sigalla, Fiona D. (1994). "The Consumer Price Index", Federal Reserve Bank of *Dallas Economics Review*, Second Quarter, 1-22.

ANEXO 1

NÚMEROS ÍNDICES ENCADENADOS

El índice de Laspeyres

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

El índice de Paasche

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

El índice de la media geométrica

$$CG_p = \Pi_t (1 / \prod_{i=1,n} [(P_i^t / P_i^{t-1})^{\alpha_{t-1} i}])$$

El índice ideal de Fisher

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

El índice de Tornqvist

$$CT_p = \Pi_t (\prod_{i=1,n} [(P_i^t / P_i^{t-1})^{(\alpha_n + \alpha_{t-1})/2}])$$

ANEXO 2

Ponderaciones utilizadas para el cálculo de los números índices

Descripción	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
	1/										2/
Total Nacional	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1. Alimentos	34,84	34,50	34,16	33,81	33,47	33,13	32,79	32,45	32,11	31,76	31,42
2. Vivienda	32,58	32,81	33,04	33,28	33,51	33,74	33,98	34,21	34,44	34,67	34,91
3. Vestuario y calzado	9,23	9,08	8,93	8,78	8,63	8,48	8,32	8,17	8,02	7,87	7,72
4. Salud	3,83	3,86	3,90	3,93	3,97	4,00	4,04	4,07	4,11	4,14	4,18
5. Educación	6,69	6,72	6,74	6,76	6,79	6,81	6,83	6,85	6,88	6,90	6,92
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
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

1/ Las ponderaciones de 1988 corresponden a los obtenidos de la encuesta de ingresos y gastos familiares de 1984-1985.

2/ Las ponderaciones de 1998 corresponden a los obtenidos de la encuesta de ingresos y gastos familiares de 1994-1995.

Fuente: *DANE*. Cálculos del autor.

INSTRUCCIONES A LOS AUTORES

Propósitos:

La revista ESPE tiene como objetivo la publicación de artículos, notas y comentarios de alta calidad técnica cuyos temas centrales comprendan el análisis teórico o práctico de la economía y la política económica de Colombia, con particular énfasis en las áreas en que se desarrolle la acción del Banco de la República (Banco Central).

1. Los artículos para consideración del Comité Editorial deben ser enviados a:
Hernando Vargas Herrera
Subgerencia de Estudios Económicos.
Banco de la República
Carrera 7a. No. 14-78 - Piso 10

La presentación de artículos al editor supone que el material en cuestión es original del autor y que su temática se encuadra dentro de los propósitos técnicos de esta Revista.

2. La aceptación o no de dicho material para publicación será notificada al autor dentro de los seis meses posteriores a su recibo y, ella requiere: i) El concepto positivo de jueces anónimos que la Revista designe para tal propósito y ii) La transferencia de los derechos de autor a esta Revista.

3. Los artículos y comentarios deben venir por duplicado escritos con las siguientes especificaciones:

a) Texto escrito en Word, a doble espacio, con márgenes convencionales, sin sangría y en archivo independiente de cuadros y gráficos.

b) Cuadros y gráficos independientes grabados en Excel o en el programa original en que se hicieron.

c) El artículo será sometido a dos revisiones por parte del autor; la primera, para aceptar correcciones de estilo y la segunda, para dar el visto bueno de impresión.

d) La numeración debe ser consecutiva en toda la obra o artículo, con ordenadores numéricos clásicos o tradicionales (números romanos y arábigos, ejm. I. A. 1. a. 1) a...) incluyendo: cuadros, gráficos (si los hubiere) y bibliografía. Los artículos, en general, no deben superar las 35 páginas, y los comentarios 10 páginas.

4. La primera página del artículo o comentario debe contener la siguiente información: i) Título del trabajo; ii) Nombre(s) del(os) autor(es), su filiación institucional y dirección; iii) Un resumen de no más de 100 palabras. En la misma página podrán incluirse los agradecimientos del caso.

5. Las fórmulas deben estar alineadas y numeradas consecutivamente al margen izquierdo. Para artí-

culos de cierta elaboración matemática, se sugiere el envío de un anexo (no publicable) de derivaciones de las fórmulas con el fin de facilitar la labor del Comité evaluador.

6. Las referencias bibliográficas deben comprender únicamente la literatura específica sobre el tema, siguiendo este formato:

a) Cuando se refiere a un artículo de revista:

i) En el texto, autor, año y página; e.g.:

Estudios recientes demuestran que la elasticidad-ingreso de las importaciones es cercana a la unidad (Villar, 1985, p. 85).

ii) En la bibliografía, autor (año). «Nombre artículo», nombre revista, mes, volumen, número páginas; e.g.:

Villar, L. (1985). «Determinantes de las importaciones en Colombia: un análisis econométrico», *Ensayos Sobre Política Económica*, diciembre, No. 8.

b) Cuando se refiere a un libro:

i) En el texto, autor, año y página; e.g.:

Los principales determinantes y debates alrededor de la expedición del Estatuto Cambiario han sido extensamente analizados (Banco de la República, 1987).

ii) En la bibliografía, autor (año). «Nombre libro», Editorial; e.g.:

Banco de la República (1987). *Colombia: 20 años del Régimen de Cambios y de Comercio Exterior*, Departamento Editorial.

7. Las notas de pie de página deben ser de carácter aclaratorio; e.g.:

¹ Otro de los estudios que no ha encontrado relación de causalidad entre tasa de cambio y precios es el de Herrera (1985).