

Problemas en la medición de la inflación

Por: Pedro Cabredo y Luis Valdivia S-P. ^{1/}

La medición del incremento en el nivel general de precios es un proceso cuyo fin último consiste en obtener indicadores estadísticos que permitan cuantificar de manera clara, precisa y oportuna el cambio en el nivel de precios para un período y región determinados. Estos indicadores son conocidos como índices de precios.

Los problemas que rodean la construcción de los índices de precios son variados y comprenden, entre otros, la aparición de nuevos productos, el cambio en los establecimientos en los que usualmente los consumidores adquieren los bienes y servicios, el diseño muestral, los efectos de sustitución en el consumo y el cambio de calidad.

El presente trabajo aborda dos de los problemas que enfrenta la elaboración de los índices de precios en general, y del Índice de Precios al Consumidor (IPC) nacional, en particular. El primero consiste en la sobreestimación que provoca la utilización de un índice del tipo Laspeyres -clase al que pertenecen todos los índices de precios al consumidor oficiales a nivel mundial- al no tomar en consideración la sustitución de los bienes y servicios que inducen los cambios en sus precios relativos. El segundo se refiere a las dificultades que ocasiona el cambio de calidad de los bienes y servicios que componen la canasta que sirve de referencia para elaborar el IPC. El primer problema es discutido y analizado, presentándose una estimación de la magnitud del sesgo ocasionado por la sustitución en el IPC en el período 1980-1994. El problema del cambio de calidad es solamente examinado a la luz de los distintos métodos diseñados para resolverlo, debido a que las limitaciones de información impiden cuantificar su importancia.

I. El efecto sustitución

El índice de costo de vida ^{2/}

El índice de costo de vida se calcula a partir de una función de costo o gasto del consumidor, que a su vez se obtiene de la función de utilidad. De acuerdo con la teoría económica convencional, un consumidor mantiene preferencias sobre un conjunto de bienes X. Si las preferencias satisfacen ciertas condiciones, pueden ser representadas por una función $U(X)$. El consumidor enfrenta además una restricción presupuestal $P.X \leq Y$, en la que P es el vector de precios de X e Y el ingreso disponible. El problema central del consumidor consiste en elevar al máximo su nivel de utilidad mediante la elección de X, de tal modo que el gasto total ocasionado por su elección no exceda a Y:

$$(1) \text{ Max } U(X) \quad \text{sujeto a } P.X \leq Y$$

^{1/} Departamento de Análisis de Precios y del Sector Real. Las opiniones vertidas en este artículo no necesariamente representan la opinión del BCRP.

^{2/} Esta sección sigue la exposición de Diewert (1990) y Pollack (1990).

De este problema de maximización se obtienen funciones de demanda ordinaria para X:

$$(2) X = D(P, Y)$$

Reemplazando (2) en la función de utilidad, se encuentra la función de utilidad indirecta:

$$(3) V(P, Y) = U[D(P, Y)]$$

Resolviendo (3) en función de Y se obtiene la función de costo o gasto:

$$(4) Y = C(U, P)$$

La función de costo es muy importante: indica el mínimo gasto en que debe incurrir el consumidor para alcanzar un nivel cualquiera de utilidad, dado un conjunto de precios.

A partir de la función de costo se define el índice de costo de vida (ICV):

$$(5) I(P_1, P_0, U_B) = \frac{C(P_1, U_B)}{C(P_0, U_B)}$$

El índice de costo de vida es el ratio entre el mínimo gasto necesario para alcanzar el nivel de utilidad del período base U_B , dados los precios del período de comparación (P_1) y el mínimo gasto necesario para alcanzar ese mismo nivel de utilidad, dados los precios del período de referencia (P_0). Expresado de manera algo diferente, puede decirse que el ICV compara los gastos mínimos necesarios para mantener un nivel de utilidad constante, dados precios distintos.

El ICV presenta, empero, un problema fundamental: depende de la utilidad en el período base. Puesto que ésta no es observable, no es posible precisar su forma funcional y por lo tanto tampoco es factible determinar con exactitud la forma funcional del ICV.

Una aproximación parcial a la solución de este problema consiste en establecer límites dentro de los cuales podría encontrarse el ICV. Definiendo:

$$(6) L^P = \frac{P_1 \cdot X_0}{P_0 \cdot X_0} \quad \text{INDICE LASPEYRES (PRECIO)}$$

$$(7) P^P = \frac{P_1 \cdot X_1}{P_0 \cdot X_1} \quad \text{INDICE PAASCHE (PRECIO)}$$

Entonces, si las preferencias del consumidor son homotéticas ^{3/} :

$$(8) P^P \leq I(P_1, P_0, U_B) \leq L^P$$

El ICV tendría por límite superior el índice de Laspeyres y por límite inferior el índice de Paasche. Esta relación, aunque importante, depende crucialmente de la “homoteticidad” de las preferencias del consumidor y la evidencia empírica existente sugiere que ella no puede afirmarse de manera concluyente. ^{4/}

Un segundo enfoque, menos restrictivo, dirigido a acotar el ICV es dado por la siguiente desigualdad:

$$(9) I(P_1, P_0, U_0) \leq L^P$$

Esto es, si la utilidad del período base (U_B), coincide con la utilidad del período de referencia (U_0) -lo que intuitivamente suele suponerse en la mayoría de los casos- el índice de Laspeyres fija un límite superior al ICV. Una implicancia directa de (9) es que el uso de L^P producirá estimados de cambios de precios generalmente superiores al ICV. En particular, si la función de utilidad permite la sustitución en X , L^P sobreestimaré sistemáticamente al ICV.

La tercera y más fructífera aproximación a la determinación del ICV fue esbozada por Diewert (1976). De acuerdo con este enfoque, un índice de precios es definido como **exacto** si:

$$(10) I(P_1, P_0, U_B) = P(P_1, P_0, X_1, X_0)$$

En otros términos, si dada una función de utilidad $U(X)$ y por lo tanto una función de costo $C(P,U)$, el índice de precios puede definirse como una función de los precios y cantidades de los períodos de comparación y referencia exclusivamente -sin que en la fórmula correspondiente aparezca el nivel de utilidad- el índice de precios es exacto.

Dos ejemplos de índices exactos son el índice de Laspeyres definido en (6) que corresponde a una función de utilidad tal como:

$$(11) U_L(X) = \min \left(\frac{X_i}{a_i} \right)$$

^{3/} El orden de preferencias es homotético si la función de utilidad es tal que incrementos en el ingreso del consumidor dan lugar a incrementos en el consumo de los bienes en proporciones fijas.

^{4/} Ver Manser y Mc Donald (1988).

$U_1(X)$ es una función que induce la elección de X en proporciones fijas -no permite la sustitución entre bienes-. También es un índice **exacto** el índice geométrico:

$$(12) G^P = \prod \left(\frac{P_1^i}{P_0^i} \right)^{w_0^i}$$

donde W_i es la participación del gasto en el bien i . G^P está asociado a una función de utilidad del tipo Cobb- Douglas:

$$(13) U_G(X) = \prod X_i^{a_i} \quad \sum a_i = 1$$

El inconveniente del índice geométrico es que está asociado a una forma muy restrictiva de sustitución, según la cual la elasticidad precio de los bienes es constante e igual a -1, lo que implica que la variación de precios relativos no modifica el gasto total en que se incurre en el bien.

El número de índices exactos es relativamente extenso. Diewert mostró, empero, que dentro del conjunto de índices exactos existe una familia de índices llamados **superlativos**.

La característica fundamental de los índices **superlativos** es que proporcionan una aproximación de segundo orden a cualquier función de utilidad o función de costo doblemente diferenciable. Por aproximación de segundo orden se entiende la igualdad del valor de la función de utilidad y costo para los que los índices superlativos son exactos y la de su primera y segunda derivadas alrededor de un valor X^* , con la de la función arbitrariamente elegida. La importancia de los índices **superlativos** radica en que proporcionan un estimado del ICV suficientemente cercano a su verdadero valor, independientemente de la forma funcional de la utilidad o costo subyacentes.

Los índices superlativos citados con mayor frecuencia en la literatura son dos:

$$(14) F^P = (L^P \cdot P^P)^{1/2} \quad \text{INDICE DE FISHER (PRECIO)}$$

$$(15) T^P = \prod \left(\frac{P_1^i}{P_0^i} \right)^{\frac{(w_0^i + w_1^i)}{2}} \quad \text{INDICE DE TORNQVIST (PRECIO)}$$

En suma, puede concluirse que:

- a. El índice de Laspeyres tenderá a sobreestimar al ICV.
- b. Los índices de Fisher y Törnqvist proporcionan una aproximación flexible y satisfactoria al ICV.
- c. Bajo ciertas condiciones, el índice de Laspeyres excederá al de Paasche, quedando el ICV comprendido entre ambos.

La cuantificación del efecto sustitución en la literatura

Dado que el índice de Laspeyres asume la imposibilidad de sustitución de los bienes que componen la canasta X y que tiende a sobreestimar al ICV, la consecuencia natural para las investigaciones ha sido elaborar índices alternativos que consideren la sustitución y comparar su evolución con el de Laspeyres. La diferencia entre éste y los índices alternativos es considerada en la literatura como la magnitud del efecto sustitución, llamado también sesgo de sustitución, sesgo de sustitución de alto nivel o efecto a través de estratos.

Los primeros intentos de cuantificación del efecto sustitución en Estados Unidos de Norteamérica -país al que están referidos casi la totalidad de investigaciones sobre el tema- estuvieron basados en el análisis de grupos limitados y aislados de bienes y servicios, por lo cual no se pudo inferir conclusiones referentes al índice de precios nacional, el Índice de Precios al Consumidor (*Consumer Price Index* o CPI).

El primer análisis extensible al CPI fue efectuado por Noe y von Furstenberg (1972). Haciendo uso de una función de utilidad Cobb-Douglas y desagregando la canasta del CPI en ocho categorías de consumo, Noe y von Furstenberg hallaron sesgos de sustitución muy pequeños respecto a un índice adhoc de Laspeyres para el período 1964-1970. Estos sesgos fluctuaban entre un mínimo de 0.003 y 0.059 puntos porcentuales por año. Sin embargo, el ínfimo valor de los sesgos obedeció a dos tipos de limitaciones. La primera consistía en el uso indebido de la función de utilidad como índice de precios. Los autores no computaron la variación de precios mediante el índice exacto correspondiente -geométrico- sino reemplazando en la función de utilidad “cantidades óptimas” de X. La segunda limitación era el reducido grupo de componentes empleados.

A partir del estudio de Braithwait (1980) los esfuerzos de estimación del efecto sustitución en el CPI se han caracterizado por:

- a. Un incremento considerable del nivel de desagregación de los componentes de la canasta (X) de bienes. Braithwait (1980) emplea 53 categorías, Manser y Mc Donald (1988) 101, mientras que en los estudios más recientes de Aizcorbe y Jackman (1993) y Shapiro y Wilcox (1997) el número de categorías, considerando los conjuntos rubro-área geográfica, exceden de 7000 categorías.
- b. Uso de data compatible con la que sirve de referencia para elaborar el CPI. Los resultados obtenidos previos a Shapiro y Wilcox se basaban en comparaciones efectuadas respecto de un índice de Laspeyres diseñado por los propios autores y utilizando datos organizados de manera diferente a las del *Bureau of Labor Statistics* (BLS), entidad encargada de elaborar el CPI. Desde 1996 en adelante estas diferencias se han suprimido y tanto los datos como el índice de referencia son consistentes con los producidos por el BLS.
- c. Preponderancia del uso de los índices Superlativos en el cálculo del efecto sustitución. Los estudios emprendidos, con excepción de el de Braithwait, hacen uso de los índices de Törnqvist y Fisher como aproximaciones al ICV.

Los resultados de los trabajos mencionados se recogen en el siguiente cuadro:

Cuadro 1 ESTIMACIONES DEL EFECTO SUSTITUCION EN EL CPI (En porcentajes)				
ESTUDIO	PERIODO	ACUMULADO	PROMEDIO ANUAL	RELATIVO A CPI
BRAITHWAIT 1980	58-73	1.50	0.07	2.26
MANSER 1988	59-85	15.70	0.20	3.85
AIZCORBE 1997	82-91	2.60	0.21	5.38
SHAPIRO 1997	86-95	1.92	0.16	4.29

Puede advertirse que todos los estudios coinciden en determinar un sesgo positivo y que éste es en general inferior a 0.20% por año o al 5% del valor de la tasa de inflación. Si bien estos valores son aparentemente bajos, en la práctica pueden dar lugar a sobreestimaciones sustanciales cuando se evalúan períodos suficientemente extensos.

El examen de la evidencia presentada en la literatura permite hacer las siguientes observaciones adicionales:

- a. El sesgo anual es siempre positivo. No se han reportado caso en los que sesgo anual sea negativo, lo que implica que el uso del índice de Laspeyres produce una sobreestimación acumulativa creciente del ICV al no considerar el efecto sustitución.
- b. El sesgo no exhibe tendencia o patrón de comportamiento definido. No se ha probado que el sesgo exhiba algún tipo de asociación, sea con el tiempo o con la dispersión de precios relativos, si bien podría estar relacionado con la magnitud de la tasa de crecimiento de los índices. En consecuencia, el efecto sustitución debe ser determinado período a período, no pudiendo ser extrapolado a períodos o regiones geográficas distintas a aquellos para los cuales ha sido estimado.
- c. El índice de Laspeyres crece más rápidamente que el de Paasche. Por consiguiente el índice de Fisher es siempre inferior al de Laspeyres.
- d. Los índices de Fisher y Törnqvist son virtualmente idénticos. Los resultados de todos los estudios muestran que la elección de uno u otro como aproximación al ICV es irrelevante, dada la coincidencia casi exacta entre ambos índices superlativos.
- e. El sesgo es sensible a la desagregación de la data. Los ejercicios practicados por Manser y Mc Donald (1988), así como los resultados obtenidos por Noe y von Furstenberg y Braithwait indican inequívocamente que la magnitud del efecto sustitución está directamente relacionada con el número de componentes en los que se divide la canasta del CPI. La explicación de este fenómeno radica en que el uso de un número mayor de categorías favorece la sustitución entre items pertenecientes a rubros de consumo diferentes.
- f. No existe consenso sobre la influencia que surte la actualización de las ponderaciones del índice de Laspeyres sobre el sesgo. Frecuentemente se ha sostenido que el sesgo de sustitución podría ser minimizado mediante la utilización de índices Laspeyres cadena:

$$(16) L_t^C = \left[\sum \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \cdot W_t \right] \cdot L_{t-1}^C$$

en los cuales la variación de precios en el período corriente es ponderada por la participación en el gasto del mismo período (W_t), esto es, la canasta fija del índice de Laspeyres tradicional se transforma en una canasta cambiante que se actualiza periódicamente.

Al respecto la evidencia hallada en la literatura no es concluyente. El índice Laspeyres cadena crece en algunos casos más rápidamente que el Laspeyres de base fija, mientras que en otros lo hace más lentamente. No existe por lo tanto, para el caso del CPI, hechos que avalen suficientemente la actualización de la canasta como medida para minimizar el efecto sustitución.

Finalmente es preciso indicar que la Comisión Asesora para el Estudio del Índice de Precios al Consumidor, designada por el Congreso de los Estados Unidos de Norteamérica para indagar sobre la existencia de posibles sesgos en la estimación de este índice, fijó en 0.15 puntos porcentuales el valor del efecto sustitución en el CPI.^{5/} No obstante, el índice de Laspeyres sigue siendo utilizado tanto en Estados Unidos como fuera de él debido a consideraciones prácticas. Estas consideraciones están básicamente referidas a la oportunidad con la que están disponibles los índices. Debido a que los índices superlativos requieren la actualización permanente de las ponderaciones de gasto y que dicha actualización demanda la realización de encuestas periódicas de consumo, el tiempo requerido para procesar la información contenida en las encuestas obligaría a retrasar en demasía el cómputo y publicación de los índices. Se estima que esta demora excedería largamente a un año calendario, en el caso de los Estados Unidos.

El efecto sustitución en el Índice de Precios al Consumidor del Perú

La cuantificación del efecto sustitución en el IPC nacional realizada en el presente trabajo, enfrentó dificultades relacionadas con la disponibilidad de datos sobre la canasta que sirve de referencia para el cálculo del índice.

En los Estados Unidos de Norteamérica el *Consumer Price Index* tiene como base el período 1982-1994, años que corresponden a la encuesta de consumo realizada para establecer las ponderaciones de gasto. Sin embargo, encuestas de este tipo (*Consumer Expenditure Survey* o CES) se practican anualmente, a diferencia del Perú en que las encuestas de consumo se han ejecutado con una periodicidad irregular. Por esta razón, en el caso del IPC nacional, no es posible contar con series anuales de ponderaciones de gasto, ni por lo tanto con series anuales de índices alternativos al de Laspeyres.

Para calcular el efecto sustitución en el IPC se seleccionaron los índices de Fisher y Törnqvist, por ser los índices establecidos en la literatura como los más apropiados para este fin. La metodología seguida fue la siguiente:

- a. En primer lugar se definieron períodos plurianuales comprendidos entre 1980 y 1994, haciendo coincidir sus límites con las fechas en las que se producían cambios de base -actualización de las canastas de consumo-. Como resultado de esta división se obtuvieron los siguientes períodos plurianuales con sus ponderaciones correspondientes:

^{5/} Ver Advisory Commission (1996).

PERIODOS	PONDERACION INICIAL	PONDERACION FINAL
1980-1988	1979	1988
1989	1988	1989
1990	1989	1990
1991-1994	1990	1994

El período 1980-1994 fue seleccionado de acuerdo con la disponibilidad de información.

- b. En segundo lugar, se compatibilizaron los rubros que componían las canastas correspondientes a las distintas bases. Puesto que el análisis de los datos indicó que algunos rubros habían sido descontinuados en años posteriores, se eliminaron los rubros que exhibían discontinuidades, quedándonos con la mínima canasta común. Como consecuencia de esta depuración hubo de calcular nuevas ponderaciones de gasto para los rubros no excluidos. El porcentaje del gasto excluido ascendió a 2.2% para 1979, 1.6% para 1988, 1.7% para 1989, 0.8% para 1990 y 0.5% para 1994. Como puede apreciarse, la magnitud de las exclusiones no reveló ser significativa.
- c. Haciendo uso de las nuevas ponderaciones se calcularon índices de Laspeyres, Paasche, Fisher y Törnqvist para los períodos plurianuales mencionados, computándolos en todos los casos entre los meses de diciembre del período inmediato anterior y diciembre del período final.

Los resultados obtenidos se presentan en el siguiente cuadro:

Cuadro 2 TASAS DE VARIACION DE INDICES DE PRECIOS ALTERNATIVOS (En porcentajes)					
PERIODO	IPC	LASPEYRES	PAASCHE	FISHER	TORNQVIST
1980-1988	149.6	149.5	135.7	142.5	143.1
1989	2 775.3	2 770.6	2 210.2	2 475.2	2 340.5
1990	7 646.7	7 717.7	7 187.7	7 448.0	7 412.4
1991-1994	56.7	57.2	52.1	54.6	53.9
PROMEDIO	226.3	226.6	206.9	216.6	215.5

La diferencia entre el IPC y el índice de Laspeyres se debe a la exclusión de rubros anotada.

Los estimados de las tasas de variación de los distintos índices de precios permiten llegar a conclusiones consistentes con los resultados reseñados en la sección anterior:

- a. Existe un efecto sustitución -definido como la diferencia entre la tasa de variación del índice de Laspeyres y el de Törnqvist- positivo en todos los períodos plurianuales examinados. El valor promedio anual del sesgo para el período 1980-1994 bordea los 11.1 puntos porcentuales o 4.9% de la variación promedio del índice de Laspeyres. Este último resultado se encuentra dentro del rango establecido en la literatura. La magnitud del sesgo es ligeramente superior a la obtenida por Escobal (1994), quien, haciendo uso de un índice geométrico halló un sesgo promedio anual de 9.1 puntos porcentuales para el período diciembre 1979 a abril de 1993.
- b. El índice de Paasche crece más lentamente que el de Laspeyres, hallándose la variación del índice

de Fisher comprendida entre la de ambos.

- c. Los índices de Fisher y de Törnqvist son sustantivamente semejantes.
- d. Aunque el limitado número de observaciones impide hacer un análisis más completo, el sesgo y el tamaño de la variación de los índices parecen estar relacionados positivamente.
- e. La magnitud del sesgo y la desagregación de la data se hallan positivamente relacionados, como se indica en el Anexo 1.

Como se esperaba, existe prácticamente coincidencia entre las variaciones del índice oficial y las del índice de Laspeyres elaborado con ponderaciones reformuladas para dar cuenta de las depuraciones mencionadas anteriormente.

Finalmente es preciso mencionar que se llevó a cabo un ejercicio de simulación adicional con el objeto de precisar si la actualización de la canasta de referencia del IPC había o no contribuido a reducir el ritmo de incremento del índice en el período 1980-1994. Con este objeto se calculó la variación en el IPC para todo este lapso, manteniendo invariables las ponderaciones del año 1979. El resultado obtenido indica que la actualización periódica de la base del índice de precios al consumidor contribuye a reducir la tasa de variación en el índice general, encontrándose que la tasa de incremento promedio anual del índice con base 1979 invariable ascendió a 234.2% mientras que la tasa correspondiente al IPC (sujeto a la actualización de ponderaciones) llegó sólo a 226.3% entre 1980 y 1994.^{6/} Esto implica que el sesgo de sustitución puede ser minimizado mediante la revisión periódica de la canasta de consumo.

II. Cambio de calidad

La elaboración de los índices de precios, incluyendo el índice de Laspeyres, presenta otro problema fundamental: el problema del cambio de calidad. Este aparece cuando un bien o servicio que integra la canasta que sirve de referencia para el cálculo del índice es discontinuado o deja de suministrarse. En estas circunstancias es necesario determinar si existe o no un bien o servicio sustituto de calidad comparable. En este caso se procede simplemente a reemplazar en la serie de precios el de el bien o servicio discontinuado por el de el sustituto comparable (comparación directa). Si éste, por el contrario, no existe, es preciso efectuar algún tipo de ajuste directo o de imputación.

Ajustes directos

Ajuste por cambio de unidades

Es probablemente el más simple de los métodos de ajuste y consiste en obtener el precio por unidad constante cuando la presentación del bien cambia en términos de peso, tamaño o número de unidades incluidas.

Ajuste por costos y márgenes de ganancia

Se practica cuando al bien o servicio se incorporan características o dispositivos adicionales. De acuerdo con este método, se investiga el costo y el margen de ganancia de los aditamentos y ambos se

^{6/} Resultados semejantes fueron obtenidos por Escobal (1994).

computan como incremento debido al cambio de calidad. El método, empero, encierra dos dificultades.

La primera es teórica y tiene que ver con la valoración disímil que hacen de los aditamentos el productor y el consumidor. Desde el punto de vista del primero, el valor relevante es el del costo, el cual puede no coincidir con el valor que los consumidores atribuyen a la característica adicional. Puesto que ésta frecuentemente sólo puede ser adquirida conjuntamente con el bien o servicio, no es posible establecer su valor marginal para el consumidor.

La segunda limitación reside en la disponibilidad de información, dado que los productores no siempre están dispuestos a revelar los costos y márgenes de los bienes por razones de confidencialidad y por otro lado, no es práctico obtener un número complejo y elaborado de datos de un conjunto amplio de productores. Por estas razones, en los Estados Unidos de América, el uso del método ha estado limitado esencialmente al ramo de las innovaciones introducidas por regulaciones gubernamentales, especialmente en la industria automovilística.

Regresiones hedónicas

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

$$(17) \ln P_i = a_0 + \sum a_k X_{ki}$$

en la que P_i es el precio del bien “i”; X es un vector de k características y a_k el precio implícito o contribución al precio P de la característica k . Por ejemplo, el precio de un automóvil puede ser atribuido a características tales como el peso, el número de puertas, el número de cilindros, si cuenta con transmisión automática, etcétera. El efecto sobre el precio del cambio de calidad es luego evaluado, aplicando los valores de los parámetros sobre los atributos particulares de cada bien. Los valores de X pueden ser discretos o continuos según se trate de rasgos que denoten presencia o ausencia, o magnitudes mensurables (peso, tamaño, potencia). La gama de productos a los que se ha aplicado el método es más amplia, incluyendo automóviles, vestido y productos alimenticios.^{7/} Los resultados obtenidos han sido en general coherentes con la percepción que a priori suele tenerse de la influencia de los atributos sobre el precio, hallándose valores de parámetros positivos asociados a características que se juzga estimables como la potencia en los automóviles o el tipo de envase en los alimentos.

El método de las regresiones hedónicas presenta también dificultades no desdeñables. En primer lugar, demanda una vasta cantidad de información, lo que impone altos costos de investigación y de administración de base de datos. En segundo lugar, los modelos deben ser reestimados periódicamente^{8/} debido tanto a la sensibilidad de los parámetros a la inclusión de observaciones adicionales, como a la introducción de características nuevas.

^{7/} Ver Triplett (1969), Kokoski (1993) y Berry, Levinsohn y Pakes (1995).

^{8/} Armknecht y Moulton (1995).

Imputaciones

Las imputaciones son métodos por los cuales se asigna un valor monetario a la diferencia de calidad utilizando información sobre el precio de otros items. Hay dos tipos de imputaciones:

- a. *Overlap*.- Se identifica un bien o servicio semejante al discontinuado y, si ambos estuvieron al mismo tiempo en el mercado, se atribuye al cambio de calidad la totalidad de la diferencia del precio entre ambos. El ejemplo siguiente ilustra este método:

EJEMPLO 1						
	PRECIOS			INDICES		
	PERIODO 0	PERIODO 1	PERIODO 2	PERIODO 0	PERIODO 1	PERIODO 2
RUBRO				100	109.7	124.8
Variedad 1	80	90	100	100	112.5	125.0
Variedad 2	40	40	50	100	100.0	125.0
Variedad 3	60	70	n.d.	100	116.7	
Substituto 3	n.d.	75	80			124.4

La variedad 3 es discontinuada en el período 2. Para hallar el índice correspondiente a este período, se utiliza la variación (80/75) experimentada por el sustituto, multiplicada por el índice del período 1 (116.7).

- b. *Linking o Splicing*.- se aplica cuando el bien y su sustituto no se encuentran disponibles simultáneamente, en cuyo caso el precio del bien discontinuado se incrementa por la variación experimentada por otras variedades del mismo rubro. Si se usa el promedio de todas las demás variedades del rubro el método se denomina Overall Mean. Si se usa una sola variedad, el método se llama Class Mean. Veamos un ejemplo:

EJEMPLO 2						
	PRECIOS			INDICES		
	PERIODO 0	PERIODO 1	PERIODO 2	PERIODO 0	PERIODO 1	PERIODO 2
RUBRO				100	109.7	129.1
Variedad 1	80	90	100	100	112.5	125.0
Variedad 2	40	40	50	100	100.0	125.0
Variedad 3	60	70	n.d.	100	116.7	
Substituto 3	n.d.	n.d.	80			137.3

La variedad 3 es discontinuada en el período 2 y el bien sustituto no está disponible simultáneamente en el período 1. El índice del item discontinuado para el período 2 puede computarse aplicando al índice del período 1 (116.7) el ratio de crecimiento del promedio de las demás variedades

(125+125/112.5+100), usando el método *Overall Mean*.

Alternativamente, podría usarse el método *Class Mean*, si se estima que la variedad 2 refleja mejor la variación que habría experimentado la variedad descontinuada, por haber sido a su vez objeto de ajuste por calidad o de sustitución. En este caso podría usarse su tasa de variación (125/100) para actualizar el índice de la variedad descontinuada.

La limitación que presenta el método de imputación *Overlap* es que asigna íntegramente al cambio de calidad la diferencia entre los precios, lo cual puede conducir a una subestimación de la inflación si - como suele ocurrir- las nuevas variedades son introducidas con un precio mayor. El método *Linking* no conlleva este ajuste extremo, pero descansa enteramente en la suposición de que la evolución del precio del bien descontinuada puede aproximarse por la de otro u otros bienes relacionados, supuesto que es discutible.

Ajustes por cambios de calidad en el *Consumer Price Index* de los Estados Unidos de Norteamérica

El CPI de Estados Unidos es un índice en el que se practica intensivamente ajustes por cambio de calidad y en el que se hacen explícitos dichos ajustes, por lo que la discusión de sus resultados es relevante.

La magnitud de estos ajustes se ilustra en el siguiente cuadro: ^{9/}

Cuadro 3 AJUSTES POR CAMBIO DE CALIDAD EN EL CPI (En porcentajes)		
	1984	1995
EFFECTO CALIDAD	1.23	2.56
Ajuste Directo	0.10	0.40
Overlap	0.14	-0.01
Link	0.99	2.17
EFFECTO PRECIO PURO	3.40	2.16
EFFECTO PRECIO TOTAL	4.63	4.72

Fuente: Hulten (1997)

En el Cuadro 3 se descompone el efecto precio total -que es la variación de precios que experimenta el consumidor final- en el efecto calidad y el efecto precio puro. Este último es el recogido por el CPI.

De la lectura del cuadro puede advertirse dos hechos. En primer lugar la magnitud del ajuste por cambio de calidad es significativa: representa el 27% y el 54% del incremento total de precios. Estas cifras son aún más llamativas si se considera que el número de items involucrados en los ajustes no excedió el 1.6% del total de items.^{10/}

^{9/} El índice al que se refiere el Cuadro 3 es el CPI-U, una versión del CPI en la que se excluye básicamente el arrendamiento de vivienda.

^{10/} Ver Armknecht (1996)

El segundo aspecto destacable es la importancia del método de ajuste Link, que representa más del 80% del ajuste por cambio de calidad, lo que en cierto modo está explicado por ser el método de ajuste utilizado con mayor frecuencia.

No obstante la existencia de estos ajustes, la Comisión Asesora para el Estudio del Índice de Precios al Consumidor ^{11/} concluyó que existía un sesgo de 0.6 puntos porcentuales atribuibles al cambio de calidad en el CPI. Esta conclusión, sin embargo, ha sido sometida a críticas debido tanto a la relativa inconmesurabilidad de la calidad -que hace difícil adscribir un valor determinado a sus cambios-, como al hecho de que la comisión no efectuara investigaciones propias sobre los sesgos, limitándose a extrapolar a diversas categorías de consumo los estimados de sesgos encontrados en trabajos sobre bienes y servicios aislados.

Ajuste por cambio de calidad en el IPC nacional

Las referencias al cambio de calidad en el IPC nacional son muy breves. De acuerdo con el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI): "Si el producto se encuentra discontinuado (ya no existe en el mercado) se reemplaza por un producto de las mismas características tanto en composición, presentación y precio, de preferencia en el mismo circuito comercial."^{12/}

Esta indicación sugiere que en la metodología oficial el problema del cambio de calidad se aborda básicamente hallando sustitutos comparables (comparación directa) y no mediante la realización de ajustes. Si bien este procedimiento está expuesto a la discreción de los agentes procesadores de información, tiene en su favor la simplicidad del método.

Al respecto es preciso mencionar que, en el cálculo del *Consumer Price Index*, la comparación directa sigue siendo el tipo de acción más frecuentemente ejecutada cuando se produce la interrupción del suministro de un bien o servicio. De acuerdo con Armknecht (1996), entre 1993 y 1995 un 55% de los items discontinuados fueron objeto de comparación directa, mientras que el 45% restante sufrieron algún tipo de ajuste de calidad. Estos datos indican que la comparación directa puede ser un método accesible a países en desarrollo y que los ajustes por cambio de calidad podrían desarrollarse en la medida que los organismos encargados de elaboración de los índices estén dotados de mayores recursos y la metodología se perfeccione.

Observaciones críticas sobre los ajustes de calidad

Lo expuesto en las secciones anteriores permite concluir que no existe consenso sobre la existencia de algún método óptimo de ajuste de calidad, sea por los supuestos que es necesario formular para ponerlos en práctica, por la dificultad de obtener y procesar una cantidad muy vasta de información o por ambos factores. Por otro lado, los resultados obtenidos al aplicar los ajustes - de acuerdo con la experiencia del *Consumer Price Index*- son de magnitudes tan desproporcionadas que, en ausencia de una metodología única, excluyente y firmemente establecida, puede comprometerse la confiabilidad y la transparencia de los índices de precios.

^{11/} Ver Advisory Commission (1996)

^{12/} INEI (1997) , p. 29.

III. Conclusiones

La elaboración de los índices de precios enfrenta múltiples problemas. Uno de ellos consiste en la introducción de sesgos en la medición de la variación de los precios debido a la imposibilidad del índice de Laspeyres para dar cuenta de los efectos de sustitución. El índice de Laspeyres sigue siendo utilizado, empero, debido a consideraciones sobre la oportunidad con la que deben estar disponibles los índices.

El análisis efectuado en el trabajo permite concluir que existe un sesgo de sustitución en el cálculo del IPC nacional en el período 1980-1994, que bordea el 5% de la variación anual del índice de precios. También se encontró que dicho sesgo puede disminuirse mediante la actualización periódica de la canasta del IPC, en la medida que la fijación de ésta a lo largo del tiempo tiende a arrojar variaciones en el índice que son superiores a los que se obtendría mediante una revisión regular.

El problema del cambio de calidad fue, asimismo, discutido en el trabajo, mostrándose que la experiencia habida con el *Consumer Price Index* sugiere que los ajustes por cambio de calidad producen resultados desproporcionadamente altos en relación con la inflación. Este hecho sumado a la carencia de un método de ajuste por calidad firmemente establecido en la literatura, indica que el procedimiento de comparación directa actualmente utilizado por el INEI puede ser el más conveniente dado el estado actual de las técnicas de ajuste de calidad.

IV. Bibliografía

Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996) "Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living". *Final Report to the Senate Finance Committee*, Diciembre 1996.

Aizcorbe, Ana M. y Jackman, Patrick C. (1993) "The Commodity Substitution Effect in CPI Data 1982-1991". *Monthly Labor Review*. Diciembre 1993, Vol. 116, No. 12, pp. 25-33

Armknrecht, Paul (1996) "Improving the Efficiency of the U.S. CPI", *International Monetary Fund Working Paper* 96/103, Setiembre 1996.

Armknrecht, Paul y Moulton, Brent R. (1995) "Quality Adjustment in Price Indices: Methods for Imputing Price and Quality Change". Mimeo, Octubre 1995.

Berry, Steven, Levinsohn, James y Pakes, Ariel (1995) "Automobile Prices in Market Equilibrium". *Econometrica*, Julio 1995, Vol. 63, No. 4, pp. 841-890

Braithwait, Steven D. (1980) "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: an Analysis using Estimated Cost of Living Index". *American Economic Review*, Marzo 1980, Vol. 70, No.1, pp. 64-77

Diewert, W.E. (1976) "Exact and Superlative Index Numbers". *Journal of Econometrics*, Mayo 1976, Vol. 4, No. 2, pp. 115-145.

Diewert, W.E. (1990) "The Theory of The Cost of Living Index and the Measurement of Welfare Change" en W.E. Diewert (Editor) *Price Level Measurement*, North Holland, Amsterdam, 1990, pp. 79-

Escobal, Javier A. (1994) “Sesgos en la medición de la inflación en contextos de hiperinflación: el caso peruano“, Grupo de Análisis para el Desarrollo.

Hulten, Charles (1997) “Quality Change in the CPI: Some Missing Links, Challenge“, Marzo-Abril 1997, Vol. 40, No.2, pp. 48-74.

Instituto Nacional de Estadística e Informática-INEI (1997) “¿Cómo se calcula el Índice Inflacionario? “. (Metodologías), Serie Cultura Estadística, Lima, Mayo 1997.

Kokoski, Mary F. (1993) “ Quality Adjustment of Price Indexes“, *Monthly Labor Review*, Diciembre 1993, Vol. 116, No.12, pp. 34-46.

Manser, Marilyn E. y Mc Donald, Richard J. (1988) “An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation 1959-1985“, *Econometrica*, Julio 1988, Vol. 56, No. 4, pp. 909-930.

Noe, Nicholas N. y von Furstenberg, George M. (1972) “The Upward Bias in the Consumer Price Index due to Substitution“. *Journal of Political Economy*, Noviembre- Diciembre 1972, Vol. 80, No. 6, pp. 1280-1286.

Pollak, Robert A. (1990) “The Theory of the Cost of Living Index “. En W.E. Diewert (Editor) *Price Level Measurement*, North Holland, Amsterdam, 1990, pp. 5-77

Shapiro, Matthew D. Y Wilcox, David W. (1997) “Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI“. *National Bureau of Economic Research Working Paper* No. 5980, Marzo 1997.

Triplett, Jack E. (1969) “Automobiles and Hedonic Quality Measurement“. *Journal of Political Economy*, Mayo-Junio 1969, Vol. 77, No. 3, pp. 408-417

Anexo 1

Magnitud del sesgo y desagregación de la data

1. Con el propósito de determinar si la magnitud del sesgo de sustitución era o no sensible a la desagregación de la data, se estimaron los índices de Laspeyres, Paasche, Fisher y Törnqvist descomponiendo la canasta en Rubros y Grandes Grupos, siendo la primera una clasificación más detallada que la segunda. Los resultados comparativos de ambas estimaciones se reportan en el siguiente cuadro:

Cuadro 4 MAGNITUD DEL SESGO Y DESAGREGACION DE LA DATA (En porcentajes)						
PERIODO	RUBROS			G.GRUPOS		
	LASPEYRES	TORNQVIST	SESGO	LASPEYRES	TORNQVIST	SESGO
1980-1988	149.5	143.1	6.4	149.6	146.3	3.3
1989	2770.6	2340.5	430.1	2775.3	2491.5	283.8
1990	7717.7	7412.4	305.3	7650.9	7464.2	186.7
1991-1994	57.2	53.9	3.3	57.4	55.8	1.6
PROMEDIO	226.6	215.5	11.1	226.6	220.4	6.2

2. Como puede apreciarse, el sesgo disminuye considerablemente en la medida en que se utiliza una desagregación menos detallada de la canasta de consumo. Este hallazgo es consistente con las investigaciones referidas al Consumer Price Index de los Estados Unidos y revela que el efecto sustitución se manifiesta más claramente en la medida en que la clasificación de los componentes de la canasta de consumo es más amplia, lo que permite la sustitución en todos los niveles de la misma.