

Sesgos en la medición de la inflación en contextos inflacionarios: el caso peruano

Escobal, Javier; Castillo, Marco del

Postprint / Postprint

Arbeitspapier / working paper

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Escobal, J., & Castillo, M. d. (1994). *Sesgos en la medición de la inflación en contextos inflacionarios: el caso peruano*. (Documento de Trabajo, 21). Lima: GRADE Group for the Analysis of Development. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-51302-0>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-NC Lizenz (Namensnennung-Nicht-kommerziell) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-NC Licence (Attribution-NonCommercial). For more information see: <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>

**SESGOS EN LA MEDICIÓN DE LA INFLACIÓN EN CONTE
XTOS INFLACIONARIOS: EL CASO PERUANO**

**Javier Escobal D'Angelo
Marco Castillo del Castillo**

Los Documentos de Trabajo que publica el Grupo de Análisis para el Desarrollo -GRADE- buscan difundir los resultados de los estudios que realizan sus investigadores. En concordancia con los objetivos de la institución, su propósito es suscitar un intercambio con otros miembros de la comunidad científica que permita enriquecer el producto final de la investigación, de modo que ésta llegue a aportar sólidos criterios técnicos para el proceso político de toma de decisiones.

Las opiniones y recomendaciones vertidas en estos documentos son responsabilidad de sus autores y no representan necesariamente los puntos de vista de GRADE.

SESGOS EN LA MEDICION DE LA INFLACION EN CONTEXTOS INFLACIONARIOS: EL CASO PERUANO

CONTENIDO

Presentación

Introducción

1. Marco Conceptual: medición del costo de vida

- 1.1. Sustitución en el consumo
- 1.2. Cambios en la calidad de los bienes
- 1.3. Aparición de nuevos bienes
- 1.4. Tratamiento de bienes durables
- 1.5. Enfoque axiomático
 - (1) Prueba de reversibilidad
 - (2) Prueba de inversión de factores
 - (3) Prueba de circularidad

2. Sesgos en el IPC elaborado por el INEI

- 2.1. Sesgos por sustitución
- 2.2. El problema de encadenar los índices: la propiedad de circularidad
- 2.3. El tratamiento de variedades heterogéneas
- 2.4. La calidad del registro de precios

3. Un Índice Alternativo al IPC: el Índice Geométrico

- 3.1. Los Datos
- 3.2. Resultados Comparativos

4. Efecto del Recálculo del IPC sobre la Construcción de Algunos Indicadores Claves de la Economía Peruana

- 4.1. Subempleo
- 4.2. Tipo de cambio real

5. Conclusiones

Bibliografía

Presentación

La posible sobrevaluación del Índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana ha sido un problema que ha venido preocupando tanto a académicos como a tomadores de decisiones y a la opinión pública en general desde hace ya algún tiempo.

Muchos desconocen que la sobreestimación del Producto Bruto Interno per-cápita y del retraso cambiario, o la subestimación de la presión tributaria, tiene su origen en el mismo problema de medición del IPC. Sin embargo, la existencia de dichos sesgos es reconocida cada vez más como asuntos que necesitan ser urgentemente abordados y solucionados.

Entender la naturaleza exacta de estos problemas es indispensable si se pretende corregirlos adecuadamente. Este documento parte de la teoría de los índices del costo de vida para determinar la manera más adecuada de agregar los precios para obtener un indicador de inflación. Dicha metodología es comparada con el IPC elaborado por el INEI. El documento muestra que el índice de precios del INEI sobrevalúa el costo de vida sistemáticamente en periodos de alta inflación.

La corrección de este sesgo es crucial pues una rectificación del IPC permitiría reevaluar la evolución, en términos reales, de los principales agregados macroeconómicos.

Esta investigación ha sido realizada por GRADE en el marco del proyecto "Modelos para la Evaluación de Políticas Macroeconómicas y para la Predicción de Corto Plazo". Esta es parte de las actividades del Consorcio de Investigación Económica, que cuenta con el apoyo del Centro Internacional de Investigación para el Desarrollo (CIID) y de la Agencia Canadiense para el Desarrollo Internacional (ACDI).

Una versión preliminar de este documento fue presentado a la XIII Encuentro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica realizado en Caracas, Venezuela en Agosto de 1994.

Lima, octubre de 1994.

Introducción.

Una de las variables económicas más consultadas en el Perú, como en la mayor parte de países, es el Índice de Precios al Consumidor. La razón de este interés es doble. De un lado, se le considera un indicador de la situación económica de un país, siendo por ello un dato clave en el seguimiento de cualquier programa económico. De otro lado, esta variable muestra la pérdida de capacidad de compra del ingreso que perciben los agentes económicos.

Lamentablemente, pese a que tanto los diseñadores de política económica como consumidores piensan que el Índice de Precios al Consumidor es una medida fiel del nivel general de los precios en la economía o el aumento del costo de vida, existen argumentos para pensar que esta medida es arbitraria y no refleja efectivamente la realidad. Como se muestra a lo largo de este documento, el índice inflacionario puede variar según la metodología que se use para su cálculo. Es más, este trabajo muestra cuán diferente puede ser el índice de inflación nacional dependiendo de los supuestos que se asuman para su elaboración.

Cabe recordar que un índice de costo de vida tiene como propósito medir el ingreso adicional que sería necesario transferir a una persona para que ella recupere el bienestar que tenía en el momento previo a un aumento de los precios. Dado que es imposible obtener un conocimiento exacto sobre estos consumidores, es indispensable hacer supuestos sobre su comportamiento económico a fin de hacer el cálculo posible.

El papel que juegan los supuestos en la medición de la inflación es fundamental. Sólo en la medida que los supuestos que se usen sean válidos, el indicador será una aproximación cercana de la realidad.

Esta eventual divergencia entre realidad económica e indicadores económicos es un hecho que ha sido notado por muchos economistas en el Perú. Se ha manifestado, recientemente, la abierta contradicción existente entre lo que la intuición económica sugiere y lo que las cifras oficiales señalan. En tal sentido, durante los últimos años, muchos economistas han manifestado que indicadores económicos como la presión tributaria, el tipo de cambio real o los salarios reales han perdido credibilidad.

A manera de ejemplo se puede mencionar los distintos estimados de lo que se entiende por tipo de cambio de paridad. Según cifras oficiales, a fines de 1993, el tipo de cambio de paridad era de S/. 6.6. Sin embargo, por la misma fecha, una parte del sector exportador públicamente manifestaba que un tipo de cambio de S/. 2.6 bastaría para asegurarles rentabilidad. En el mismo sentido, resulta improbable que los salarios reales hubieran caído en más de 75% entre principios de 1970 y la actualidad, o que la presión tributaria fuera de sólo 8.5% en 1993, si tanto las empresas como las personas, perciben que es más alta que la que se registraba en 1985 (14.3%), además del elemento adicional de una evidente mejora en la administración tributaria.

En la medida en que todas los indicadores mencionados requieren del Índice de Precios al Consumidor (IPC) para ser calculados, es razonable pensar que existe un severo problema de sobrevaluación en este indicador. En el Perú el organismo responsable del cálculo del IPC es el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI), institución que ha adoptado para su cálculo una práctica ampliamente difundida a nivel internacional. El IPC peruano, al igual que el de la mayoría

de los países, es un índice de precios de forma Laspeyres. Como se muestra en este documento, en el caso peruano los supuestos que hacen posible el cálculo del IPC a partir de esta metodología generan una importante sobrevaluación del indicador, lo que al final se traduce en una interpretación distorsionada de la realidad.

Los aspectos más importantes sobre los cuáles suelen establecerse supuestos necesarios para el cálculo del IPC están referidos al conjunto de bienes que otorgan determinado bienestar a las personas, a la capacidad de éstas de sustituir los productos que usualmente consumen ante cambios en los precios, a los mercados a los cuales acceden dichos consumidores (los canales de distribución de la producción), a la aparición de nuevos productos, a la mejora en la calidad de éstos y a la durabilidad de los bienes consumidos.

El supuesto más saltante (y más cuestionado) de los índices de forma Laspeyres es el que implica que aunque las personas atraviesen por periodos de inflación, ellas consumen la misma canasta de bienes. Es decir, que este supuesto no contempla la posibilidad de sustituir bienes de menores precios que los habitualmente consumidos.

En el Perú, se trató de flexibilizar esta restricción realizando cambios en las canasta con la que se calcula el IPC en los años 1989, 1990 y 1991. Infelizmente en el Perú, como en muchas economías latinoamericanas, los periodos de alta inflación o incluso de hiperinflación, anularon estos esfuerzos porque han sido incapaces de reflejar la sustitución en el consumo. Además, las modificaciones al IPC no han estado libres de problemas metodológicos. Este tema también será abordado en este documento. Los índices de precios pueden ser evaluados desde el punto de vista del objetivo para los que fueron creados, esto es, si miden cabalmente la pérdida de bienestar de los consumidores frente a incremento de los precios. Pero a los índices también se les puede cuestionar el incumplimiento de las propiedades ideales que la teoría ha desarrollado para los números índices, error en el que incurrir muchos indicadores agregados como el Laspeyres. Las propiedades que un número índice debería cumplir, a fin de ser considerado una "medida justa" de la variación de precios o cantidades de sus componentes, fueron establecidas por primera vez en la década del veinte por Irvin Fisher.

Varias de las condiciones propuestas por Fisher no son cumplidas por un grupo importante de los índices conocidos, entre ellos el Laspeyres. En particular, el índice Laspeyres no cumple con las propiedades de inversión de factores y de circularidad. Estas inconsistencias teóricas determinan, en la práctica, que el cálculo del IPC efectuado por muchos de los países de América Latina, y entre ellos el Perú, esté sujeto a una serie de errores tanto por problemas de encadenamiento como de agregación.

El IPC peruano tiene, adicionalmente, problemas que provienen de los supuestos por él asumidos y también de su particular modo de elaboración. Hasta 1990, por ejemplo, el INEI calculaba los rubros heterogéneos del IPC a partir del promedio ponderado de las variaciones porcentuales mensuales, en vez de construir primero los índices y luego agregarlos de acuerdo a sus ponderaciones. Ello habría generado que se filtrara inflación espuria al indicador elaborado por el INEI. Aunque el INEI modificó este sistema de medición a partir de 1990, el problema permaneció por no haberse hecho extensiva la corrección para las cifras anteriores a 1990. Esto genera que el deflactor que se utiliza actualmente permanezca sobreestimado. Por último, el IPC peruano también adolece de problemas

derivados de errores en el registro de algunos precios; deficiencia que como se verá más adelante, se agrava cuando se usa la actual metodología de agregación.

La necesidad de corregir estos problemas va más allá de la pulcritud académica con la que se deben calcular los indicadores económicos, puesto que los beneficios de corregir el índice son evidentes. Por ejemplo, el gobierno peruano ha venido usando esta información para establecer las metas del programa económico. Al respecto, cabe anotar que es muy distinto establecer un programa económico, y negociarlo con el Fondo Monetario Internacional, partiendo de una presión tributaria de 8.6% -una de las más baja de América Latina- que diseñarlo a partir de una presión tributaria de cerca de 12% o 13%, cifra que puede estar más cerca de la realidad si se corrige el deflactor del PBI, resultado de la corrección del IPC. Por lo tanto, es evidente que la rectificación del IPC permitiría evaluar la evolución, en términos reales, de los principales agregados macroeconómicos.

La corrección serviría también para calcular una evolución más "creíble" del tipo de cambio de paridad o de los salarios reales. La corrección del IPC permitiría recalcular también el deflactor del PBI y a partir de ello, el PBI nominal. Conocida la cifra corregida del PBI nominal se podría reconstruir muchos de los indicadores que los economistas utilizan para hacer un seguimiento de la economía nacional como la presión tributaria, la tasa de ahorro o la tasa de inversión. De igual manera, una corrección del IPC permitirá cambiar los estimados del subempleo en Lima Metropolitana, que para 1993 arrojaba una cifra de 75%, la cual es exagerada.

Este documento está dividido en cinco secciones incluyendo esta introducción. En la segunda sección se presenta, el marco conceptual necesario para evaluar el desempeño del índice Laspeyres respecto a otros índices (vgr, el índice geométrico) en un contexto en el que los precios relativos se modifican continuamente. En la tercera sección se presenta el Índice Geométrico, como una medición alternativa del índice de precios al consumidor, lo que a su vez sirve para demostrar la sobrevaluación del IPC. La cuarta sección muestra un ejemplo de la utilidad de corregir los sesgos en el IPC peruano a través del cálculo de un indicador económico derivado. Por último, en la quinta sección se presentan las principales conclusiones a las que se ha arribado.

1. Marco Conceptual: medición del costo de vida

La base conceptual del IPC es la teoría de los índices del costo de vida. Se denomina "costo de vida" al dinero que un individuo necesita para adquirir los bienes que le otorguen un nivel determinado de bienestar. En la teoría económica, los índices de costo de vida están referidos únicamente a agentes individuales y son determinados por las preferencias que éstos tienen por diferentes bienes y servicios y, asimismo, por los precios a los que pueden adquirirlos.

El cálculo de este tipo de indicador requiere que a todos los bienes que definen el bienestar del individuo se les asigne un precio. Para los bienes que son transados en el mercado esta tarea es sencilla; sin embargo, existe una gran variedad de bienes y servicios que pese a ser consumidos no registran un precio o, en todo caso, no es necesaria una transacción comercial para ser obtenidos. Como ejemplo de esto último podemos pensar en los bienes y servicios públicos, los cuales están al alcance de toda la sociedad sin mediar transacción alguna, o los bienes durables como los autos o casas los cuales pese a ser comprados u obtenidos en un sólo periodo brindan servicios, y por ende utilidad, durante mucho tiempo más.

Siendo imposible asignar un precio a cada bien o servicio del cual un individuo extrae utilidad, normalmente los índices de costo de vida se limitan a considerar sólo aquellos bienes que son comprados en el mercado en algún momento determinado. Para ello es necesario introducir el concepto de función de gasto. Si se define al conjunto de bienes sobre el cual realizamos el análisis del costo de vida como $q^t = (q_1, \dots, q_N)$ se puede definir una función de gasto como aquella función que expresa el gasto mínimo que un individuo debiera realizar para obtener un nivel de bienestar o utilidad determinado a los precios corrientes del mercado. Esto puede expresarse de la manera siguiente:

$$e(p^t, u) = \min_q \sum_{i=1}^{i=N} p_i^t q_i^t : u(q_t) \geq u$$

donde $p^t = (p_1, \dots, p_N)$ son los precios que enfrenta el consumidor.

El índice de costo de vida se define en base a estas funciones de gasto. Si consideramos un nivel de bienestar de referencia, u^b , el costo de vida será el gasto adicional necesario para alcanzar el nivel de bienestar u^b a los precios de un periodo de comparación c , respecto del gasto necesario para alcanzar el mismo nivel de utilidad a los precios del periodo de referencia. Formalmente el índice de costo de vida (ICV) se puede definir como,

$$ICV = \frac{e(p^c, u^b)}{e(p^r, u^b)} \quad (2)$$

donde p^c y p^r denotan los precios vigentes en el periodo de comparación y los precios vigentes en el periodo de referencia, respectivamente. De (2) se sabe que si todos los precios se duplican entre el periodo de comparación y el periodo de referencia, el índice tendrá un valor de 2. Si todos los precios caen a la mitad entre el periodo de comparación y el periodo de referencia, el índice tomará un valor de 0.5.

Debe aclararse que el IPC, en tanto una medida del costo de vida **no** es una medida del nivel general de los precios de una economía; este busca representar la situación de un agente particular de la economía: los consumidores. Dada tal limitación, el IPC es una medida imperfecta de la inflación.

En el Perú, el Índice de Costo de Vida es elaborado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). El INEI sigue una práctica, bastante difundida a nivel internacional, consistente en identificar el índice de costo de vida usando el sistema de cálculo de índice de precios de forma Laspeyres. Este último puede representarse como una media aritmética ponderada de precios, cada una de las cuales ha sido dividida por el promedio de los precios en el año base. Las ponderaciones del índice son el gasto que en promedio las familias realizaron para un número específico de rubros, en el periodo elegido como base.

El índice de precios Laspeyres compara el valor de una canasta de bienes de consumo a precios corrientes con el valor de la **misma** canasta en un año base. El ratio de estos dos valores es lo que hemos llamado aquí índice de costo de vida. Formalmente, si se tienen **n** bienes consumidos en el año base en cantidades tales como q_i^0 ($i=1, \dots, n$) a unos precios como p_i^0 , y, para estos mismos bienes, los precios en el periodo corriente son p_i^1 , el índice se puede escribir como,

$$\text{IPC} = \frac{\sum_i P_i^1 Q_i^0}{\sum_i P_i^0 Q_i^0} = \sum_i a_i \left(\frac{P_i^1}{P_i^0} \right),$$

$$a_i = \frac{P_i^0 Q_i^0}{\sum_i P_i^0 Q_i^0}$$

Cabe anotar que de la ecuación (2) no puede deducirse una única forma funcional para el índice de costo de vida. La forma funcional que adoptan estos índices dependen de los supuestos que se hagan sobre la conducta de los consumidores. Entre los principales competidores del índice de precios de forma Laspeyres podemos mencionar a los siguientes: el Índice Geométrico, el índice ideal de Fisher y el índice Tornqvist-Theil. Aunque existen un número mucho mayor de índices, estos cuatro, junto con el índice Paasche son los que más han sido usados en la literatura económica y estadística.

El índice Geométrico, por ejemplo, define el índice de costo de vida como una media geométrica ponderada de precios, cada uno de los cuales ha sido dividido por el promedio que el precio tuvo en el año base. Las ponderaciones del índice son el gasto que en promedio las familias realizaron en los diferentes rubros de consumo en el año base. Formalmente y siguiendo la notación anterior el índice Geométrico puede expresarse como:

$$\prod_{i=1}^{i=N} \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{a_i}$$

A su vez, el índice ideal de Fisher, es el promedio geométrico de un índice Laspeyres y un Paasche¹. De otro lado, el índice Tornqvist-Theil se define como la media geométrica ponderada de precios, cada uno de los cuales ha sido dividido por el promedio que el precio tuvo en el año base. La diferencia de este último índice con el índice Geométrico radica en que las ponderaciones del índice Tornqvist-Theil son la semisuma de las proporciones de gasto del periodo de referencia y el periodo de comparación para los diferentes rubros. Formalmente el índice Tornqvist-Theil puede escribirse como,

$$\prod_i \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{\frac{a_i^t + a_i^0}{2}}$$

$$a_i^t = \frac{P_i^t Q_i^t}{\sum_i P_i^t Q_i^t}$$

En la medida en que existen diversas formas de elaborar los índices de costo de vida, o lo que es lo mismo, diferentes maneras de representar a los consumidores de una población determinada, vale la pena mencionar algunos criterios que deben tomarse en cuenta para poder discriminar entre la mayor o menor ventaja de un índice frente a otro.

En la práctica de elaboración de índices de precios al consumidor varios son los criterios a tomarse en cuenta. La teoría del consumidor apunta fundamentalmente a identificar la capacidad de sustitución del consumo del consumidor. Los demás factores a tomarse en cuenta están asociados a la práctica misma de construcción del indicador. Entre ellos se puede mencionar la incorporación de un posible cambio en la calidad de los productos, la aparición de nuevos bienes en el mercado, el tratamiento a los bienes durables, la cobertura de la muestra en el proceso de recolección de datos y, por último, la amplitud de bienes considerados en el índice. No es raro que se ignoren estas eventualidades, lo cual responde a deficiencias en el diseño de la muestra y en la calidad del registro de los datos.

Cabe notar, sin embargo, que existen otros criterios que también deben considerarse al momento de evaluar las ventajas de un índice respecto a otro y que no se deducen de la teoría del índice de costo de vida ni de la práctica del cálculo del índice de precios al consumidor. Estos criterios a los que se hace aquí referencia fueron establecidos por Irving Fisher² en la década del veinte e intentan ser un conjunto de reglas de oro para la evaluación de cualquier número índice (ya sea éste de precios o de cantidades).

Pasemos a enumerar algunos de los problemas que podrían esperarse en el cálculo del índice de precios al consumidor.

1.1. Sustitución en el consumo

El cálculo del índice de precios al consumidor se realiza en base a muestras tomadas de una población a la cual se pretende representar. Los hábitos de consumo de los habitantes se deducen a partir de una encuesta realizada en el periodo que luego será considerado como la base del índice. La representación de los hábitos de consumo se resume en las ponderaciones que habrán de ser utilizadas en el índice.

El sesgo por sustitución tienen origen en el siguiente hecho. Conforme el tiempo pasa, una economía suele experimentar cambios en los precios de los diversos bienes y servicios transados. Si estos cambios son persistentes, lo que significa que determinado conjunto de bienes se vuelve consistentemente más caro o barato que otro, es de esperar que los consumidores opten por consumir más de los bienes que se abaratan y menos de aquellos que se encarecen. Si el índice de precios no es capaz de reflejar este hecho, el indicador sobrevalorará o subvalorará permanentemente la pérdida de bienestar de los consumidores.

Un índice de precios puede ser más o menos vulnerable a los sesgos por sustitución. Por ejemplo, recordemos que el índice Laspeyres mide el costo de mantener una misma canasta de consumo a través del tiempo. Intuitivamente, es claro que si un consumidor tiene hoy el dinero suficiente para comprar los mismos bienes que compraba el año pasado, su situación no ha empeorado. Sin embargo, también es posible que con el ingreso que dicho consumidor necesitaba para comprar su canasta de consumo, este año pueda lograr un bienestar mayor sustituyendo bienes.

El índice de forma Laspeyres, supone que los consumidores necesitan de la misma canasta de consumo para mantener su nivel de bienestar. Por lo tanto, asume que los consumidores son incapaces de aprovechar los cambios en precios relativos. Así, en la práctica, el índice Laspeyres considera como consumidor representativo al más ineficiente, el que no reemplaza los bienes que se hayan encarecido por los que se hubieran abaratado, o por los menos, mantenido su anterior valor.³

Esta restricción no se encuentra en los demás índices mencionados, los cuales en mayor o menor medida, contemplan algún grado de sustitución en el consumo. El índice de precios Geométrico, por ejemplo, asume que los consumidores no mantienen constante una canasta de consumo sino las proporciones del gasto dedicadas a cada rubro. Para que este hecho puede cumplirse es necesario asumir que los consumidores tienen una elasticidad de sustitución de sus bienes igual a la unidad y constante a diferentes niveles de consumo. El índice Tornqvist-Theil, por su lado, asume que las elasticidades son también constantes pero de valor arbitrario. Por su parte, el índice de Fisher admite elasticidades de sustitución que varían según la estructura de precios relativos.

Queda por mencionar que es de esperar que el sesgo por sustitución crezca a medida que el periodo de referencia se aleja del periodo de comparación. Dicho sesgo por sustitución también se incrementa en la medida que haya mayor variabilidad de precios relativos. En efecto, estudios realizados para los Estados Unidos muestran que el mayor sesgo por sustitución se presentó en los periodos de más alta inflación⁴.

Con la información que se elabora un índice Laspeyres sólo puede estimarse el índice Geométrico. Aunque el índice de Fisher y el Torqvist-Theil, son menos restrictivos, requieren para su cálculo información actualizada de los hábitos de consumo de la población.

1.2. Cambio en la calidad de los bienes

Un eventual problema en el cálculo de los índices de precios, sea cual fuere la metodología adoptada, está referido a cómo se incorpora en el indicador posibles mejoras en la calidad de los productos. El problema puede plantearse de la manera siguiente: conforme la tecnología avanza los objetos suelen ser sometidos a cambios que los hacen más idóneos en el desempeño de sus funciones. Los televisores tienen mejor resolución de imagen, los autos son más veloces y más económicos, las computadoras realizan más y más rápido las operaciones para las que fueron diseñadas. Estas modificaciones en la calidad de los productos suelen estar asociadas al aumento del precio de los nuevos modelos. Pero difícilmente, este aumento en el precio pueda ser considerado un encarecimiento del bien en la medida que éste provee de mayor bienestar a su usuario. Se hace evidente que de no considerarse el cambio en la calidad del bien se corre el riesgo de sobredimensionar el aumento de los precios. Puede que este argumento tome especial importancia en el Perú de hoy, momento en el cual los mercados están experimentando un proceso de crecimiento y dinamización.

Cabe señalar, sin embargo, que el argumento sobre la calidad de los bienes puede ser utilizado de manera inversa. Existen bienes, y en especial servicios, que han experimentado un fuerte deterioro en su calidad pero no han tenido ninguna variación en su precio o incluso este ha aumentado. Sólo tenemos que pensar en los servicios de educación y salud, o en los servicios públicos como

electricidad y agua para tener una imagen clara de lo que puede significar este problema. En este caso, así no hubiera existido un cambio en el precio, puede afirmarse sin temor 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 tales servicios.

1.3. Aparición de nuevos bienes

En alguna medida el problema metodológico asociado a la aparición de nuevos productos en el mercado es similar a aquél referido a los cambios en calidad de los bienes. La aparición de un nuevo modelo en el mercado puede ser considerado, en la práctica, como la introducción de un nuevo bien. Es así, por ejemplo, que una computadora podría ser considerada una calculadora que ha sufrido una extraordinaria mejora en sus capacidades. En realidad, existe una manera simple de distinguir este fenómeno. En el caso de una mejora o deterioro de un producto, el consumidor siempre es capaz de comparar el precio del bien con la variedad más cercana dentro de su misma categoría. En cambio, en el caso de la aparición de un nuevo bien, como puede ser una nueva fruta o el servicio de fax, no existe precio de referencia previo que nos permita realizar una comparación con el periodo anterior.

Es claro que la atención prestada al problema generado por la aparición de nuevos productos se puede superar sólo con la realización continua de encuestas. Es en esencia un problema de cobertura del índice. En países como el Perú, donde se está experimentando un periodo de apertura comercial, este problema podría presentarse en el futuro cercano con alguna significación.

1.4. Tratamiento de los bienes durables

Como se mencionó al inicio de esta sección, la teoría de los índices de costo de vida restringe su análisis a aquellos bienes que son transados en el mercado y su análisis es de naturaleza estática, es decir, se reduce a considerar los bienes que son consumidos en una fecha determinada. Esta restricción crea ciertas dificultades en el registro del consumo de algunos rubros, en especial de aquellos vinculados a los bienes durables.

En efecto, a diferencia de los alimentos, existen bienes que no son consumidos instantáneamente porque su consumo depende del particular servicio que brindan a la persona que los posee. Por lo tanto, lo que debería considerarse en el índice de costo de vida no es el bien mismo sino el servicio que este ofrece. Las personas no consumen casas o autos sino el alojamiento y el transporte. Siendo así, el índice de precios al consumidor no debería registrar la compra de automóviles sino el servicio que este presta. De igual manera, debería existir un estimado del costo del servicio que obtienen las familias que poseen casa propia. Al no hacerlo, se está subvaluando el costo de vida.

A manera de ejemplo, consideremos dos individuos, uno que paga un alquiler y el otro que tiene casa propia. Ambos incurren en gastos de mantenimiento del hogar, lo cual es registrado en los grupos de mantenimiento del hogar. Sin embargo, sólo aquel individuo que paga alquiler tiene una cuantificación del costo del servicio de alojamiento. Este costo no es considerado en el segundo caso, lo que produce una subvaluación de los incrementos en su costo de vida. En tal sentido, es necesario concebir una manera de considerar el costo del consumo de bienes durables entre aquellas personas que los poseen y no pagan el costo de su servicio.

Los criterios antes señalados son algunos de los que pueden ser invocados a la hora de evaluar la bondad de un índice de precios, en tanto medida del costo de vida. Pero, como se mencionó en la parte introductoria, existen otros criterios de evaluación de este tipo de indicadores que provienen de la teoría de los números índices. Ahora bien, existen índices que pese a tener limitaciones desde el punto de vista de la teoría de los números índices, no tienen el problema arriba mencionado y contemplan un registro adecuado del costo de cada bien o servicio.

1.5. Enfoque Axiomático

Irvin Fisher planteó inicialmente lo que luego se llamó enfoque axiomático de los números índices. Esto consiste en una serie de pruebas que cualquier número índice debería cumplir a fin de poder ser considerado una medida justa o cabal del nivel de precios⁵. Aunque la definición de justicia detrás de las pruebas propuestas por Fisher es indudablemente subjetiva, su carácter intuitivo y su amplia difusión les ha dado relevancia práctica.

(1) **Prueba de Reversibilidad:** Dados dos periodos, 0 y 1, el índice de precios con base en el periodo 0 multiplicado por el índice de precios con base en el periodo 1 debe ser igual a 1. Para comprender mejor la relevancia de estas pruebas, se ha optado por ilustrarlas con un ejemplo: Se tiene tres bienes que han sido consumidos por un individuo o grupo de individuos durante dos periodos consecutivos.

| | Cantidades | | Precios | |
|-----------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | Q ₁ | Q ₂ | P ₁ | P ₂ |
| Periodo 0 | 5.00 | 6.00 | 0.70 | 0.40 |
| Periodo 1 | 3.00 | 3.00 | 1.20 | 0.80 |
| Periodo 2 | 1.00 | 2.00 | 1.80 | 1.00 |

Realizando el cálculo del índice Laspeyres con base en el periodo 1, obtenemos un valor para el índice de 1.8305, realizando el mismo cálculo pero cambiando el periodo de referencia a 0, el índice obtiene un valor de 0.55. Como se observa el producto de ambos ratios es igual a 1.0068 y no a 1. Este ejemplo es una prueba de que el índice Laspeyres no cumple con la prueba de reversabilidad establecida por Fisher.

La misma prueba puede aplicarse a otros índices, como la media aritmética ponderada, la media geométrica ponderada o el índice de Tornqvist-Theil. Los resultados se presentan en el siguiente cuadro.

| | Laspeyres | Geométrico | Aritmético | Tornqvist-Theil |
|----------------|-----------|------------|------------|-----------------|
| I^0 : Base 0 | 1.8305 | 1.8252 | 1.8305 | 1.8240 |
| I^1 : Base 1 | 0.5500 | 0.5479 | 0.5494 | 0.5480 |
| $I^0 I^1$ | 1.0068 | 1.0000 | 1.0057 | 1.0000 |

Cabe resaltar que esta primera prueba no es cumplida por varios índices conocidos, entre ellos el Laspeyres, el Aritmético, y el Paasche. La prueba, en cambio, si la cumplen otros índices como el índice Geométrico y el Tornqvist-Theil. Los índices Laspeyres y Paasche cumplen el requerimiento sólo en el caso que las cantidades consumidas no varían entre ambos periodos, o si todos los precios cambian en la misma proporción.

En la práctica, un índice que cumpla con esta característica permitirá medir adecuadamente el cambio precios, sin importar el punto en el tiempo desde el que se hace la comparación.

(2) Prueba de Inversión de Factores: Esta propiedad exige que el índice de precios multiplicado por el índice de cantidad correspondiente deben igualar el ratio de valores del periodo final y el periodo base. Se entiende que el índice de cantidades mantiene exactamente la misma forma funcional que el índice de precios con la única diferencia que se reemplazan precios por cantidades y viceversa.

A continuación se presenta el ejemplo presentado líneas arriba para verificar si el índice Laspeyres cumple con esta propiedad. El índice de cantidades Laspeyres se obtiene invirtiendo términos, los precios ocupan el lugar de las cantidades y viceversa, la fórmula es $\bar{O}_i(q_i^1 p_i^0 / q_i^0 p_i^1)$, que equivale a $(3*0.7 + 3*0.4)/(5*0.7 + 6*0.4)$, lo cual multiplicado por el índice de precios con base en el periodo 0 da un valor de 1.0238.

Es fácil observar que en este ejemplo, el valor de lo consumido se habría incrementado en 1.69% lo que genera un índice de 1.0169 $(0.7*5 + 0.4*6)/(1.2*3 + 0.8*3) = 1.0169$. Esto indica que el índice Laspeyres tampoco cumple con la prueba de inversión de factores.

Veamos que ocurre con los demás índices:

Laspeyres Geométrico Aritmético Tornqvist-
Theil

| | | | | |
|--|--------|--------|--------|--------|
| (a) Ind. precios | 1.8305 | 1.8252 | 1.8305 | 1.8243 |
| (b) Ind. cantidades | 0.5593 | 0.5571 | 0.5593 | 0.5575 |
| (a)∩(b) | 1.0238 | 1.0169 | 1.0238 | 1.0169 |
| $\dot{O}_i(q_i^1 p_i^0 / q_i^0 p_i^0)$ | 1.0169 | 1.0169 | 1.0169 | 1.0169 |

Es importante anotar que el índice Aritmético, de la forma que ya ha sido definido, tampoco cumple la prueba de inversión de factores. Los índices Geométrico y Tornqvist-Theil, en cambio, si logran cumplir con esta propiedad.

(3) Prueba de Circularidad: A diferencia de las pruebas anteriores, la prueba de circularidad involucra no solamente dos periodos de comparación sino tres. La intuición detrás de la prueba recurre a la siguiente observación sobre los números: si se tiene tres números **a**, **b** y **c**, siempre se cumplirá la siguiente relación:

$$\frac{c}{a} = \frac{b}{a} * \frac{c}{b}$$

Usando un ejemplo de precios, supóngase que un bien cuesta en Lima 10 soles, en Piura 15 soles y en Huancayo 5 soles. Nótese que el precio del bien en Lima respecto al de Huancayo puede obtenerse de la manera siguiente: si el precio del bien en Piura respecto a Lima es 3/2 y el precio del bien en Huancayo respecto a Piura es 1/3, entonces, el precio del bien en Huancayo respecto a Lima deberá ser (3/2)∩(1/3) que es justamente 1/2.

)Si esto se cumple para un precio por qué no ha de cumplirse para un agregado de ellos?. En términos formales la prueba planteada por Fisher exige la siguiente igualdad:

$$I(p^b, p^a, q^a) \cap I(p^c, p^b, q^b) = I(p^c, p^a, q^a) \tag{6}$$

donde $I(p^b, p^a, q^a)$ representa un índice para los periodos **a** y **b**, con el año **a** como base.

A continuación se analiza si esta propiedad es cumplida por varios índices partiendo del ejemplo que se ha venido usando:

| | Laspeyres | Geométrico | Aritmético | Torqvist-Theil |
|---|-----------|------------|------------|----------------|
| I_{10} :Índice base 0 periodo 0 al 1 | 1.8305 | 1.8252 | 1.8305 | 1.8243 |
| I_{21} :Índice base 1 periodo 1 al 2 | 1.4000 | 1.3928 | 1.3983 | 1.3785 |
| I_{20} :Índice base 0 periodo 0 al 2 | 2.5424 | 2.5453 | 2.5627 | 2.5379 |
| $I_{10}I_{21}$ | 2.5627 | 2.5421 | 2.5424 | 2.5148 |
| Diferencia entre I_{20} y $I_{10}I_{21}$ | -0.79% | -0.12% | -0.79% | 0.92% |

En este ejemplo se observa que la prueba no es cumplida por ninguno de los índices mencionados. Es importante mencionar que la prueba de circularidad podría cumplirse tanto en el caso del índice Laspeyres como en el del índice Aritmético sólo si todos los precios variaran en la misma proporción. El índice Laspeyres también podría lograrlo si las cantidades demandadas fueran proporcionales en los periodos 0 y 1. Lamentablemente, ambos casos son poco relevantes teórica y empíricamente.

Esta propiedad podría cumplirla el índice Geométrico de no mediar cambios en las proporciones del gasto. Este caso es teóricamente relevante en el sentido que, en términos de la teoría del costo de vida, el índice Geométrico corresponde a un consumidor que mantiene fija la proporción del gasto que dedica a cada uno de los rubros de consumo. Así, sólo se estarían realizando cambios de base y no así cambios de canasta. Cabe anotar que en el caso de los índices Laspeyres y Tornqvist-Theil no es posible, conceptualmente, realizar un cambio de base sin que medie un cambio de canasta.

La prueba de circularidad es la más polémica de las pruebas planteadas por Fisher. La razón es sencilla: la comparación de un período con otro (o, alternativamente, de un lugar con otro), exige que se asuma los gustos y necesidades de uno de los periodos o lugares como punto de referencia. Así, por ejemplo, cada vez que se mida la capacidad de compra del ingreso de un limeño en Piura, el cálculo estaría basado en las preferencias del limeño. De igual manera, la medición de la capacidad de compra de un piurano en Lima se mediría en relación a los gustos y necesidades de un piurano y no la de un limeño.

El cumplimiento de la propiedad de circularidad para el índice Laspeyres implicaría que los gustos y necesidades en Piura y Lima, en este caso, sean iguales o proporcionales. Obviamente, si se está hablando de dos momentos antes que de dos lugares, el cumplimiento de esta propiedad implica que los gustos y necesidades deberían mantenerse constantes a lo largo del tiempo.

2. Sesgos en el IPC elaborado por el INEI

En el capítulo anterior se han mencionado una variedad de problemas que podrían presentarse a la hora del cálculo del Índice de Precios al Consumidor. En esa sección se refleja nuestra opinión acerca de aquellos problemas que hemos considerado más relevantes del caso peruano. No cabe duda que en razón de la importancia que el IPC tiene para el análisis económico y el planteamiento de políticas, el indicador necesita una revisión exhaustiva de los eventuales problemas que pueda tener. En este sentido, los resultados presentados aquí son sólo el inicio de una investigación que ha venido reclamando atención desde hace varios años.

En esta sección se presentan indicios de la magnitud del sesgo por sustitución en el cálculo del IPC peruano. Seguidamente, se mencionarán los problemas generados por la práctica de encadenar el índice de precios cada vez que se han realizado cambios de base. Finalmente, se señalará la manera como se han tratado, desde el punto de vista metodológico, algunos rubros de consumo (bienes y servicios heterogéneos) y a la calidad del registro de precios. Se cierra la sección con la sugerencia de usar un índice alternativo de costo de vida de Lima metropolitana, que no adolezca de los problemas encontrados en el IPC.

2.1. Sesgos por Sustitución⁶

En el capítulo anterior se mencionó que uno de los supuestos más polémicos del índice de precios de forma Laspeyres era la ausencia de sustitución en el consumo. También se indicó que existían índices alternativos al Laspeyres que no eran tan restrictivos respecto a la capacidad de sustitución en el consumo. De ellos, el menos limitante es el índice de-Tornqvist-Theil, que asume que los valores de las elasticidades precio y precio cruzadas pueden tomar valores arbitrarios. Desgraciadamente, el índice Tornqvist-Theil requiere para su cálculo de una actualización permanente de las ponderaciones de las canastas del IPC. Sólo el índice Geométrico es una alternativa práctica al índice Laspeyres o al índice Aritmético, dado que su cálculo necesita de la misma información utilizada para la elaboración del IPC.

En razón que la representación de los consumidores que hace un índice Tornqvist-Theil es la menos restrictiva, hemos realizado un ejercicio en el cual se compara su desempeño con el de los diversos indicadores presentados. La base de datos empleada es la misma que se usa en la elaboración del IPC. La información está a nivel de rubros de consumo⁷.

Debido a que sólo se tiene conocimiento de las canastas de consumo para Lima de los años 1979, 1988, 1989 y 1990, los índices se han calculado haciendo el siguiente supuesto: entre los años 1979 a 1988 las proporciones del gasto crecieron a una tasa constante, luego del año 1990 las ponderaciones no variaron. En los cuadros 1 y 2 se presenta la inflación anual calculada con diversos indicadores y su respectivo sesgo por sustitución. Se entiende por sesgo por sustitución, la diferencia en la inflación reportada por el índice-Tornqvist-Theil y los índices alternativos.

Los cuadros presentan dos cálculos, el primero considera índices con año base igual a 1979, los siguientes cuadros realizan las mismas comparaciones pero considerando índices encadenados o con bases cambiantes. Las tres primeras columnas (1 a 3) muestran el cálculo entre índices de base fija, las tres restantes columnas (4 a 6) muestran el cálculo entre índices encadenados⁸.

CUADRO 1
INDICES DE PRECIOS ALTERNATIVOS
INFLACION ACUMULADA ANUAL

| AÑO | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 1980 | 61.3% | 58.0% | 58.4% | 61.6% | 59.1% | 59.1% | 60.8% |
| 1981 | 73.0% | 70.9% | 71.7% | 73.7% | 71.3% | 71.3% | 72.7% |
| 1982 | 72.3% | 69.5% | 70.3% | 72.0% | 69.8% | 69.8% | 72.9% |
| 1983 | 126.3% | 120.0% | 121.2% | 125.5% | 120.6% | 120.6% | 125.1% |
| 1984 | 112.9% | 107.3% | 108.8% | 112.6% | 108.5% | 108.5% | 111.5% |
| 1985 | 159.0% | 155.4% | 159.9% | 165.3% | 161.9% | 161.9% | 158.3% |
| 1986 | 62.5% | 58.3% | 62.1% | 69.5% | 63.5% | 63.5% | 62.9% |
| 1987 | 114.8% | 101.0% | 106.5% | 114.1% | 108.1% | 108.1% | 114.5% |
| 1988 | 1750.7% | 1410.4% | 1535.0% | 1782.0% | 1629.1% | 1629.1% | 1722.3% |
| 1989 | 3888.5% | 2291.7% | 2165.7% | 3014.7% | 2421.3% | 2421.3% | 2774.8% |
| 1990 | 7476.3% | 7911.4% | 6881.3% | 7922.2% | 7597.4% | 7597.4% | 7649.6% |
| 1991 | 146.8% | 149.9% | 133.4% | 137.9% | 120.7% | 120.7% | 139.2% |
| 1992 | 56.7% | 55.3% | 56.0% | 58.9% | 57.6% | 57.6% | 56.7% |
| 1993 | 42.4% | 38.0% | 37.6% | 37.9% | 37.7% | 37.7% | 39.5% |

- (1) Índice Laspeyres base 1979
(2) Índice Geométrico base 1979
(3) Índice Tornqvist-Theil base 1979
(4) Índice Laspeyres encadenado
(5) Índice Geométrico encadenado
(6) Índice Tornqvist-Theil encadenado
(7) Inflación Anual Oficial

CUADRO 2
SESGOS POR SUSTITUCION.
INDICE TORQVIST-THEIL VERSUS LASPEYRES, GEOMETRICO E IPC OFICIAL

| AÑO | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1980 | 4.9% | -0.6% | 4.2% | 5.6% | 1.2% | 4.2% |
| 1981 | 1.9% | -1.1% | 1.4% | 3.5% | 0.1% | 2.1% |
| 1982 | 2.9% | -1.2% | 3.7% | 3.2% | 0.1% | 4.5% |
| 1983 | 4.2% | -1.0% | 3.2% | 4.2% | 0.1% | 3.8% |
| 1984 | 3.7% | -1.4% | 2.4% | 3.9% | 0.1% | 2.9% |
| 1985 | -0.6% | -2.8% | -1.0% | 2.5% | 0.3% | -1.9% |
| 1986 | 0.7% | -6.0% | 1.3% | 10.1% | 0.6% | -0.4% |
| 1987 | 7.9% | -5.1% | 7.6% | 6.0% | 0.4% | 6.4% |
| 1988 | 14.1% | -8.1% | 12.2% | 10.3% | 0.8% | 6.6% |
| 1989 | 79.6% | 5.8% | 28.1% | 27.8% | 2.6% | 17.6% |
| 1990 | 8.6% | 15.0% | 11.2% | 5.7% | 1.4% | 2.1% |
| 1991 | 10.1% | 12.4% | 4.4% | 14.3% | 0.0% | 15.4% |
| 1992 | 1.3% | -1.2% | 1.3% | 2.2% | -0.0% | -1.5% |
| 1993 | 12.9% | 1.2% | 5.1% | 0.4% | -0.0% | 4.6% |
| Acumulado | 167.8% | 9.2% | 81.7% | 90.1% | 6.1% | 52.4% |
| 1987-1990 | 82.2% | 16.7% | 67.2% | 63.1% | 4.9% | 41.9% |

- (1) Laspeyres base 1979 vs. Torqvist-Theil Base Fija 1979
(2) Geométrico base 1979 vs. Torqvist-Theil Base Fija 1979
(3) IPC Oficial vs. Torqvist-Theil Base Fija 1979
(4) Laspeyres encadenado vs. Torqvist-Theil Encadenado
(5) Geométrico encadenado vs. Torqvist-Theil Encadenado
(6) IPC Oficial vs. Torqvist-Theil Encadenado

Nota: El índice Torqvist-Theil Base Fija 1979 hace referencia a la fórmula (5) en la cual la ponderación de los pesos se realiza en relación a los pesos del año considerado año base. En el caso del índice-Torqvist-Theil encadenado la fórmula se respeta exactamente, esto es, la ponderación de los pesos se hace respecto al periodo anterior.

De una primera lectura de los cuadros se deduce que el índice Tornqvist-Theil es el que mejor representa a los consumidores. Y al contrario, los índices Laspeyres, tanto en sus versiones de canasta y base fijas, como en las versiones encadenadas, son los que introducen un mayor sesgo en el cálculo de inflación al no contemplar la capacidad de sustitución de los consumidores, prerrogativa que si suponen los índices Geométrico y-Tornqvist-Theil.

Una segunda conclusión alcanzada es que el índice Geométrico, al igual que el índice Tornqvist-Theil, se acerca bastante a la representación ideal de los consumidores. El índice Geométrico se aleja del índice Tornqvist-Theil en sólo 9.1%. en el índice de base fija. En el caso de los índices

encadenados, el índice geométrico sólo se aleja en 6.1%. Dada la falta de información continua de las canastas de-consumo,-requisito fundamental para la elaboración del índice Tornqvist-Theil - el índice geométrico se presenta como una buena alternativa.

Una tercera idea que se desprende de los cuadros es que pese al esfuerzo realizado por los organismos oficiales de mantener una canasta del índice actualizada, el IPC ha mantenido un importante sesgo por sustitución. Este sesgo puede ser identificado obviamente con la utilización de un índice de forma Laspeyres.

Finalmente, es claro que los mayores sesgos introducidos en el cálculo del índice de costo de vida han ocurrido en los periodos de más alta inflación. En la casi totalidad de los cálculos realizados se muestra que para el periodo 1979-1993, casi el 80% del sesgo por sustitución se ha realizado en los años que van de 1987 a 1990.

Aún cuando ya se han obtenido suficientes argumentos para abandonar el índice de precios de forma Laspeyres como indicador del costo de vida, en las secciones siguientes mostraremos razones adicionales que obligan a realizar una revisión concienzuda de las cifras oficiales.

2.2. El problema de encadenar los índices: la propiedad de circularidad

El problema que mencionaremos a continuación es una llamada de atención a fin de alentar la correcta lectura que debe hacerse de los números índices. Esto es necesario dada la gran confusión que se genera al encadenar índices de diferentes bases. El índice Laspeyres mide el cambio en el costo de vida de un individuo típico entre el periodo t y 0 , siendo válida la comparación solamente para ese periodo.

Imaginemos ahora que la comparación ha sido realizada durante periodos sucesivos, los cuales van del periodo 0 al periodo t ; esto vendría a conformar una serie como $P_{1,0}, P_{2,0}, P_{3,0}, \dots, P_{t,0}$, donde todas las comparaciones se refieren al período base. Esta serie es lo que se conoce como IPC y permite, al menos teóricamente, observar la pérdida (o ganancia) de bienestar periodo tras periodo, mes a mes, o año a año. De esta fórmula se obtiene el cálculo de inflación aplicando la siguiente fórmula:

$$I_{t/t-1} = I_{t,0}/I_{t-1,0} - 1 \quad (7)$$

esperando que ella refleje aquellos cambios en el bienestar producidos entre ambos periodos. Este cálculo, sin embargo, no es válido porque el índice refleja la pérdida de bienestar respecto del periodo de referencia y no respecto del periodo anterior.

Para que este cálculo sea válido sería necesario que $I_{2,0} = I_{2,1}I_{1,0}$. Esta es la condición de circularidad, y es incumplida por el índice Laspeyres, el índice geométrico encadenado y el índice Tornqvist-Theil, tal como se demostró en el capítulo anterior. Para que un índice Laspeyres nos informe cuánto ingreso adicional necesita un individuo para recuperar su bienestar anterior, se necesitaría saber cuánto consumía este individuo en ese periodo y no en el periodo base.

Efectivamente se puede observar que el ratio de dos índices Laspeyres no da como resultado un índice de forma Laspeyres. En realidad el cálculo de la ecuación (6) hace intervenir precios de tres periodos cuando un verdadero índice Laspeyres se define solamente en dos periodos.

Supóngase que se cuenta con tres periodos de comparación (periodo 0, 1 y 2, respectivamente), y que se tiene los consumos correspondientes a los periodos 0 y 1, siendo posible la construcción de índices con base 0 y 1. La condición necesaria para que la variación del índice Laspeyres refleje realmente la pérdida o ganancia entre dos puntos arbitrarios diferentes al periodo base sería:

$$p^2q^0/p^0q^0 = (p^2q^1/p^1q^1)(p^1q^0/p^0q^0), \text{ lo que equivale a}$$

$$p^2q^0/p^1q^0 = (p^2q^1/p^1q^1)$$

Lo último sólo se cumplirá si los precios del periodo 2 son un múltiplo de los del periodo 1. Como es evidente, en este caso, la construcción de un índice de precios sería inútil ya que la variación del índice agregado iguala a la de cualquiera de los precios componentes. Los mismos resultados se obtendrían si las cantidades consumidas en el periodo 2 son un múltiplo de las del periodo 1. Así, la consistencia del índice necesitaría que las cantidades demandadas sean constantes o proporcionales, es decir que no exista sustitución en el consumo.

Como se ha argumentado, el índice Laspeyres requiere, para cumplir una prueba aún menos exigente como es la prueba de reversibilidad, el cumplimiento de estas mismas condiciones. Para cumplir esta prueba se necesitaría que $I_{1,0} = (I_{0,1})^{-1}$, que para el Laspeyres equivale a $p_1q_0/p_0q_0 = (p_1q_1/p_0q_1)$.

Para graficar el argumento, piénsese en el siguiente ejemplo. Si la distancia entre el punto A y el punto B es 100, y la distancia entre el punto B y el punto C es 50, nada asegura que la distancia entre A y C sea 150. La distancia entre A y C será 150 si A, B y C están sobre una línea recta y A y C son los extremos de esta línea. Como se sabe, la distancia puede tomar valores entre 50 y 150 dependiendo de las posiciones relativas de los puntos. Empalmar las series del IPC con distintas bases para obtener una inflación acumulada es equivalente a asumir que los puntos A y C se encuentran sobre una línea y son extremos.

Recordemos que en el único índice que cumplía la prueba de circularidad es el índice Geométrico con canasta fija. Esto quiere decir que en el caso del índice Geométrico, la variación porcentual del índice sí representa la pérdida de bienestar respecto al periodo anterior, y la variación porcentual respecto al periodo base representa la pérdida de bienestar respecto al periodo base. El índice geométrico es, por ende, teóricamente consistente cada vez que mantiene su canasta fija.

En la medida que el Laspeyres no cumple la propiedad de circularidad, no se puede afirmar con certeza que la inflación registrada, por ejemplo, entre el año 1987 y el año 1988 refleja el cambio de precios de los bienes consumidos en el marco de los gustos y necesidades de los limeños en 1987. El índice Laspeyres sería una medida adecuada de la inflación acumulada sólo si los gustos y necesidades de los limeños en 1979 y 1987 son iguales o proporcionales.

)Cuál es el efecto de modificar el patrón de referencia para medir la inflación?. El cuadro 3 muestra cual habría sido el cálculo de la inflación entre diciembre de 1979 y diciembre de 1993, asumiendo

como válidas las canastas de consumo de distintos periodos (i.e. los gustos y preferencias de 1979, 1988, 1989 y 1990). Aquí se observa nítidamente cómo el cambio del punto de referencia afecta la medición de la inflación en los índices de forma Laspeyres. Por ejemplo, de calcular la inflación en el periodo preservando la canasta de 1979, la inflación acumulada para el periodo diciembre de 1979 y diciembre de 1993, hubiera sido 6,453'907,602% en vez de 4,379'596,919%. Este cuadro muestra incumplimiento de la prueba de circularidad por parte del índice Laspeyres.

CUADRO 3
INFLACION ACUMULADA
DICIEMBRE 1979 - DICIEMBRE 1993

| CANASTA Y AÑO BASE | INFLACION | SOBREVALUACION (+) O SUBVALUACION (-) |
|-----------------------|----------------|--|
| 1979=100 | 6,453'907,602% | 47.4% |
| 1988=100 | 3,329'211,000% | -24.0% |
| 1989=100 | 1,921'659,488% | -56.1% |
| 1990=100 | 2,203'683,267% | -49.7% |
| OFICIAL | 4,379'596,919% | |

2.3. El tratamiento de variedades heterogéneas

El índice de precios del INEI es una versión modificada de un índice Laspeyres. Los índices de forma Laspeyres comparan el valor de un conjunto de bienes a precios de dos periodos, tomando como referencia los consumos del periodo base. Como puede observarse de la fórmula (1), el cálculo del índice Laspeyres requiere solamente de los precios en el periodo de referencia, el periodo de comparación y las proporciones del gasto en el periodo inicial.

El INEI introdujo una modificación al distinguir entre bienes homogéneos y heterogéneos. Esta modificación no es inocua en el cálculo de la inflación. Como el INEI mismo declara, el cálculo del índice de precios requiere el acopio de cerca de 40,000 observaciones¹⁰. Estas permiten discriminar precios por calidad y por mercados. De todos estos registros se obtiene el precio promedio para cada variedad. Este promedio será representativo de la variedad sólo en el caso de los bienes homogéneos, entre los que no existe mucha dispersión en precios.

En el caso de los bienes heterogéneos, que sí registran una gran dispersión de precios, el promedio no es un buen indicador del precio de la variedad. En presencia de datos atípicos (datos inusualmente altos o bajos), la media aritmética es indicador sesgado de tendencia central, siendo el sesgo positivo si los datos son altos y negativo si los datos son bajos. Lo mismo puede decirse del índice Laspeyres, que como se vió, puede ser expresado como una media aritmética. En el caso que un dato sea inusualmente alto en algún rubro del IPC, vgr. gasto en útiles escolares o matrículas, el índice se sesga hacia el valor atípico, sobrevaluando la medida de inflación.

El tratamiento de las variedades heterogéneas es el siguiente: se calcula índices de precios independientes para cada bien de una variedad y luego se promedian, generando así un índice de la variedad. Primero se calcula $I_{vi}^{t/t-1} = P_{vi}^t / P_{vi}^{t-1}$, donde P es el i-ésimo bien comprendido en la v-ésima variedad. Entonces, el índice de la variedad es

$$I_v^{t/t-1} = \frac{1}{n} \sum_i I_{vi}^{t/t-1}$$

$$I_v^{t/t-1} = 1 + \frac{1}{n} \sum_i \Delta\% P_{vi}^t$$

la primera expresión está escrita en niveles y la segunda está expresada en variaciones porcentuales. A partir de 1990, el INEI quiso corregir este tratamiento. En vez de calcular la variación promedio de los precios, prefirió generar un índice para cada uno de los registros de la variedad, los cuales serían promediados posteriormente.

Existe una razón práctica por la cual el INEI tiene que hacer una distinción en el tratamiento de bienes homogéneos y bienes heterogéneos: limitación de información. Si el INEI tuviera un registro de las cantidades consumidas de cada una de las variedades de las cuales tiene registro de precios, ésto no sería necesario. Las encuestas de consumo preguntan sólo por el gasto realizado en una variedad determinada de productos, no preguntan qué cantidad de estos bienes fueron consumidos. Así, el INEI sólo tiene información de cuánto gastan en promedio en juguetes las familias limeñas, no saben si gastan en soldaditos o pelotas de fútbol. El INEI, en cambio, sí cuenta con registro de precios de soldaditos y pelotas de fútbol, y con esta información debe realizar su cálculo.

La alternativa usada por el INEI para evitar el sesgo que introduce el uso de promedios cuando la muestra tiene datos atípicos, tiende a sobrevaluar el cálculo de la inflación. Este tratamiento fue modificado por el INEI en el año 1990. A partir de entonces, se genera índices para cada uno de los registros, los cuales luego se promedian. Esta medida busca evitar que se introduzcan sesgos en el cálculo de la inflación acumulada. Sin embargo, esta última práctica también presenta problemas. Esta es válida, sólo en el caso en que las variaciones acumuladas de todos los registros heterogéneos sean iguales. Si el crecimiento acumulado de los precios es dispar, el sesgo se hará también presente en el cálculo de la inflación acumulada.

La pregunta que cabría hacerse es si existe alguna forma de agregar precios en la cual no exista diferencia entre el promedio de las variaciones y las variaciones del promedio. Como se ha mostrado en el documento, la respuesta es afirmativa y esta forma de agregación es conocida como media geométrica (esto también se cumple para la agregación dada por el índice Torqvist-Theil). En caso de utilizar esta forma de agregación de precios, la distinción entre bienes homogéneos y heterogéneos dejaría de tener sentido, ya que los resultados serían equivalentes. Adicionalmente, debe

mencionarse que la media geométrica es una medida de tendencia central menos sensible a los datos atípicos que la media aritmética.

2.4. La calidad del registro de precios

La necesidad de escribir un documento crítico sobre el índice de precios al consumidor no hubiera existido de no haberse encontrado evidencia de sus deficiencias. En efecto, los indicadores calculados en base al IPC, han mostrado estar alejados de la realidad económica nacional.

Es fácil detectar errores en el cálculo del IPC cuando se analiza el registro que el INEI ofrece de los precios a nivel de rubros de gasto. Al observar los precios relativos de los diferentes rubros de consumo, entendiéndolos como el ratio del precio o el índice de precios del rubro respecto al IPC, sorprende que algunos hayan crecido enormemente entre diciembre de 1979 y diciembre de 1993. El rubro Textos y Útiles Escolares creció 45.6 veces más que el promedio de precios de todos los bienes (medido por el IPC), y el rubro Matrícula y Pensiones lo hizo en 14.1 veces. El rubro Gastos Judiciales creció 31.5 veces más que el IPC oficial.

Estos hechos sugieren dos conductas posibles: (i) que los consumidores no tengan ninguna capacidad de sustitución; entonces, en 1993 éstos habrían tenido que gastar una proporción sustancialmente mayor de su ingreso en estos rubros, conforme subieron de precio, o (ii) que los consumidores tengan alguna capacidad de sustitución en el consumo; luego, un cambio tan radical en los precios relativos debería haber provocado que el gasto en estos rubros disminuya, y en algunos casos hasta casi desapareciera. Sin embargo, se observa que, de acuerdo al INEI, las proporciones del gasto dedicadas a estos rubros no han variado sustancialmente en un sentido u otro¹¹. Por el contrario, según la encuesta de 1989 y 1990, éstas se mantenían relativamente estables¹². Esta inconsistencia con la evolución registrada de los precios relativos deja entrever deficiencias en el sistema de medición empleada.

A fin de dilucidar el origen de esta sobrevaluación en el cálculo de la inflación se ha consultado registros alternativos de precios para el periodo 1988 a 1992. Llama la atención que el registro alternativo para el rubro Textos y Útiles Escolares arroje una inflación acumulada 12.8 veces mayor que la del registro alternativo, para el periodo que va de enero de 1988 a diciembre de 1992. Esto tiene como consecuencia que la inflación acumulada del subgrupo de Gastos en Enseñanza del IPC sea 3.4 veces mayor que la del registro alternativo. El problema se ubica en el año 1989, en el cual el rubro Textos y Útiles Escolares correspondiente al registro oficial es cerca de 33 veces mayor que el registro alternativo.

Es poco probable que existan dos registros tan dispares y, por ende, es lícito pensar que una de las fuentes está equivocada. La posibilidad de que el INEI este equivocado es alta dado que éste llega a señalar que algunos rubros de consumo se han elevado 45 veces por encima del promedio.

Como ya se mencionó, la media aritmética es un indicador muy sensible a los datos atípicos, lo cual introduce sesgos en el cálculo de la inflación acumulada. Una manera de minimizar este sesgo es cambiar la base del índice. Si, por ejemplo, se modifica la base de 1979 - para la cual existían rubros que tenían un valor 45 veces mayor que el del IPC - a un año base más cercano, como el año 1988, todos los rubros que antes tenían valores extremadamente altos y que sesgaban el cálculo de la inflación recobrarían valores más "normales". Por desgracia, dada la sensibilidad del indicador,

nada asegura que la aparición de nuevos datos atípicos distorsione una vez más el cálculo de inflación, lo que haría necesario un nuevo cambio de base.

Obsérvese, por ejemplo, la situación a abril de 1989, mes en el cual se realizó el primer cambio de base y ponderaciones de la canasta de 1979. Está claro que para este momento, la medida de inflación estaba sesgada por los valores de determinados rubros. El sesgo hubiera sido aún mayor de no haberse cambiado la base y canasta del indicador. Este procedimiento evitó que el IPC mostrara valores absurdamente altos. De haberse mantenido la base y las ponderaciones de 1979 la inflación acumulada entre diciembre de 1979 y diciembre de 1993 habría sido 47.4% mayor al registro oficial.

La manera más directa de observar el problema que ha generado el registro de los rubros de educación en el IPC se logra simplemente retirándolos del cálculo del índice y recalculando la inflación acumulada entre diciembre 1979 y diciembre de 1993. Este cálculo se realiza reproduciendo la práctica del INEI, haciendo los cambios de base y los ponderadores de la misma manera que lo hizo el instituto oficial. Como resultado se obtiene que la inflación acumulada (la pérdida de bienestar) en el mismo periodo es 17.6 menor que el registro oficial.

Lo más grave es que la mayor parte del sesgo está focalizado en un periodo muy reducido. Si se compara el IPC incluyendo rubros de educación con el IPC sin rubros de educación, se verá que en diciembre de 1988, la diferencia entre la inflación acumulada sin educación era solamente 4.0% menor que la inflación acumulada oficial. A fines del mismo año 1989, en cambio, la diferencia era de 13.7%. A fines de 1990 la diferencia era 16.0%. Esto indica que el mayor problema con los registros de los rubros de educación se ubica en el año 1989.

Una vez identificada la existencia de errores en el cálculo del IPC, vale la pena hurgar un poco más en la posibilidad de que existan otras fuentes de sobrevaluación o subvaluación del registro de la variación de los precios. Lo que sigue en este capítulo tiene como propósito esta tarea.

3. UN INDICE ALTERNATIVO AL IPC: EL INDICE GEOMETRICO

3.1. Los datos

La información disponible consta de los índices de precios a nivel de rubros de consumo¹³ (163 rubros) desde diciembre de 1979 a diciembre de 1993, siendo cada uno, un agregado de precios a nivel de variedades. La fuente es el Instituto Nacional de Estadísticas e Informática (INEI). Debido a que los índices disponibles han sido calculados con años base distintos, hubo la necesidad de empalmar las series para llevarlas a un mismo año base (1979). El empalme asumió que las variaciones de los índices eran iguales aún cuando los años base de los índices hubieran sido distintos¹⁴.

3.2. Resultados comparativos

En las secciones anteriores se han identificado las posibles fuentes de error en la medición de la inflación. Se ha mencionado que los supuestos implícitos del índice-Laspeyres-aritmético sobre la conducta del consumidor son difícilmente sostenibles en la década del 80 en el Perú. Se ha dicho también que la práctica de cambiar de base dificulta la interpretación de la medida de la inflación acumulada. Se ha señalado los problemas de distinguir entre bienes homogéneos y heterogéneos, y la inconsistencia teórica que ello implica. Por último, se ha hecho mención a los problemas derivados por la calidad de los registros, en especial la de los rubros de educación.

La disponibilidad de índices de precios a nivel de rubros y la obtención de las diferentes ponderaciones utilizadas por el INEI nos permitieron realizar cálculos alternativos al IPC. La primera pregunta que se quiso responder fue cuál habría sido la medida de inflación acumulada para el periodo 1979 al 1993 con el índice Laspeyres si no se hubiesen realizado cambios en la canasta de consumo. Si los consumidores, efectivamente, no tuvieran capacidad alguna de sustitución y, por ende, el Laspeyres de base fija fuera el índice correcto, esta medida nos hubiera dado la real pérdida de bienestar del consumidor limeño típico. Este cálculo requirió que se tuviese todos los índices a nivel de rubro calculados con base 1979. El siguiente paso fue agregar aritméticamente estos índices con las ponderaciones del año 1979. Como resultado, se obtuvo que la inflación acumulada hubiera sido 47.4% más alta que la reportada por el INEI para el mismo periodo. Este 47.4% menos de inflación sería el ahorro ganado por los cambios de base y canasta.

A fin de cuantificar el costo de asumir una determinada metodología para calcular el IPC, valdría la pena comparar entre los sistemas de medición. Así, se tendría que comparar entre un índice Aritmético y un índice Geométrico. A fin de establecer la diferencia en base a la forma funcional, se mantendrá la base y las ponderaciones del año 1979. Como antes, el periodo de comparación sigue siendo el que va de diciembre de 1979 a diciembre de 1993. La diferencia entre los índices Geométrico y Laspeyres con base 1979 es de 145.1%. Según el índice Geométrico, para recuperar el nivel de bienestar de 1979, se hubiese requerido menos de la mitad del ingreso que el índice Laspeyres señala necesario.

Si se realiza la comparación con el IPC oficial, se observa que éste, pese a haber sido modificado para eliminar la sobrevaluación evidente del Laspeyres, no ha sido capaz de corregir el sesgo en su

plenitud. Al comparar el índice Geométrico sin cambio de canasta con el IPC oficial se observa que el primero arroja una inflación acumulada que es 40.5% menor que la del índice oficial.

Se ha hecho el cálculo del índice Geométrico a fin de medir su capacidad de reflejar la sustitución en el consumo. De acuerdo al capítulo anterior, el índice más cercano al Tornqvist-Theil fue el índice Geométrico encadenado. Es por eso que se ha optado por considerar los cambios de canasta hechos por el INEI en el cálculo del índice Geométrico. El resultado de la inflación acumulada para el mismo periodo del índice geométrico con cambio de canasta respecto del índice oficial, genera un valor 50.7% menor a la inflación acumulada oficial.

Vale la pena mencionar que este cálculo puede experimentar sesgo por dos motivos. En primer lugar, a falta de una información más detallada se está realizando el cálculo a nivel de rubros. El nivel de agregación mínimo del INEI es la variedad y una agregación de variedades genera un rubro. La verdadera comparación entre los resultados de un índice Laspeyres-aritmético y un índice Geométrico implicaría que la re-agregación se realice a nivel de variedades. Más aún, en el caso de los bienes heterogéneos - en los cuales se presenta un problema metodológica adicional- se requeriría que la re-agregación fuese aún anterior.

La segunda fuente de sesgo en nuestros cálculos se origina también, por la ausencia de mayor detalle. La información ya está presentada en forma de índices y, por ende, están asociados a un periodo base en particular. Como se ha dicho, nos hemos visto en la necesidad de empalmar series para obtener índices con base 1979. Esta práctica introduce un sesgo en el cálculo de la inflación de cada rubro.

Respecto al primer problema, el nivel de agregación del índice alternativo, sólo se tiene evidencia parcial de la magnitud del sesgo por este motivo. En base a información de precios a nivel de variedades de consumo para los años 1991 a 1993, se ha podido calcular las diferencias de un índice Laspeyres versus un índice Geométrico¹⁵. A nivel de variedades se observa que la adopción de un índice Geométrico arrojaría una inflación acumulada 10.3%, menor que la inflación resultante de una agregación Laspeyres. De la misma información se nota que si los cálculos hubieran sido realizados a nivel de rubros de consumo, la inflación reportada hubiera sido 9.4% menor. De calcularse el índice con información a nivel de subgrupos, grupos y grandes grupos de consumo, la inflación acumulada hubiera sido 8.0%, 7.7% y 5.8% menor respectivamente. Puede notarse que más de 90% del sesgo incurrido por la adopción de un índice Laspeyres se debe a deficiencias de información a nivel de rubros.

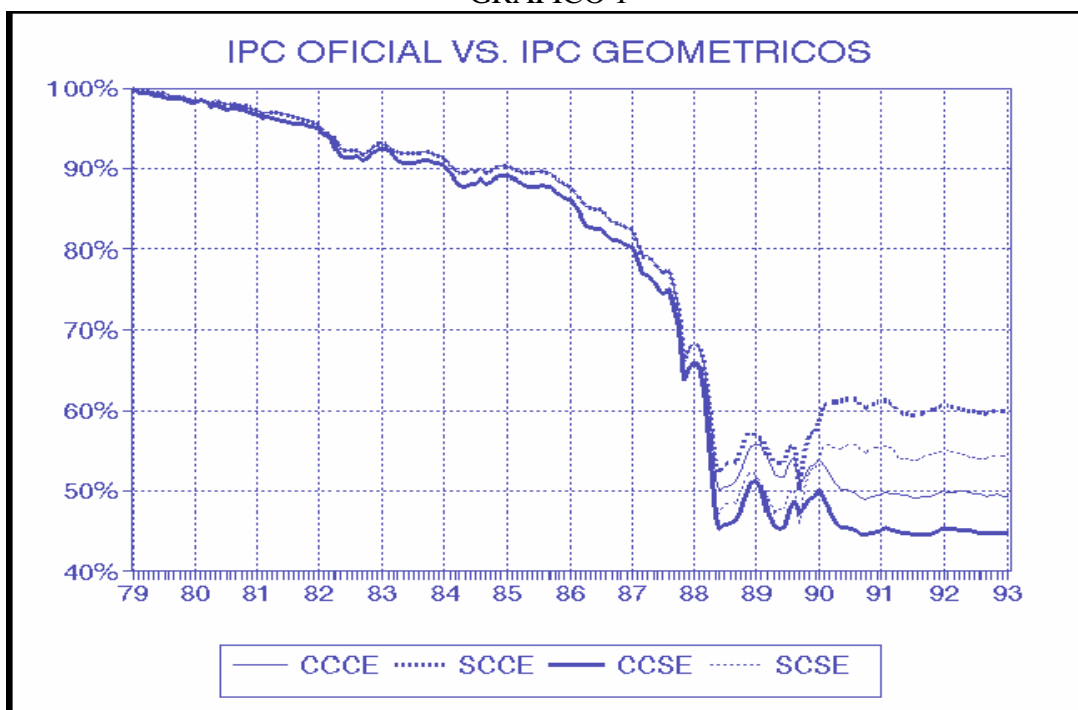
Pese a que la evidencia anterior sustenta que gran parte de los sesgos introducidos por un índice Laspeyres han sido cuantificados con información a nivel de rubros, es necesario anotar que los porcentajes mostrados no pueden ser generalizados, en la medida que las series con las cuales contamos tienen empalmes y cambios de ponderaciones. De otro lado están referidas a un periodo en el cual la tasa promedio de inflación ha sido significativamente menor.

Para determinar qué mayor porcentaje de inflación podría haberse generado por una manipulación equivocada de los datos, o por simplemente un error en el recojo de los mismos, se decidió calcular el índice de precios excluyendo los rubros Matrícula y Pensiones y Textos y Útiles Escolares. Reproduciendo la metodología del INEI, exactamente como fue realizada, es decir, con cambios de base y ponderaciones, y sólo excluyendo los rubros mencionados, se observa que la inflación

acumulada hubiera sido 17.6% menor que la inflación acumulada oficial para el periodo diciembre de 1979 a diciembre de 1993.

Estos cálculos también han sido realizados con la versión geométrica del índice de costo de vida. En el caso de los índices geométricos las comparaciones entre los índices que no consideran el rubro de educación con aquellos que si lo hacen muestran que la inflación acumulada es tan sólo 9% menor. En el gráfico 1 se muestra la evolución relativa de diversas versiones de un índice de precios Geométrico. Este se ha calculado con diferentes supuestos: CC = con cambios de canasta, SC = sin cambios de canasta ; CE = considerando rubros de educación, SE = sin considerar rubros de educación. La exclusión de los rubros relativos a Educación ya han sido comentados. Como se observa, todos ellos muestran una fuerte sobrevaluación de parte del indicador oficial del IPC después del año 1988.

GRAFICO 1



Otra manera de capturar el sesgo provocado por la existencia de datos atípicos en el IPC es mediante el cálculo de otras medidas de tendencia central, menos vulnerables a la presencia de datos atípicos que la media aritmética. En ese sentido, se ha calculado la mediana ponderada de los precios a nivel de rubros y la media acotada de los mismos. El punto de corte de la media acotada ha sido de 15%, es decir, se han retirado el 15% de la información de los extremos de la distribución de precios a nivel de rubros. Como se observa en el cuadro 4, este cálculo también muestra evidencia de clara sobrevaluación de la medida de inflación acumulada¹⁶.

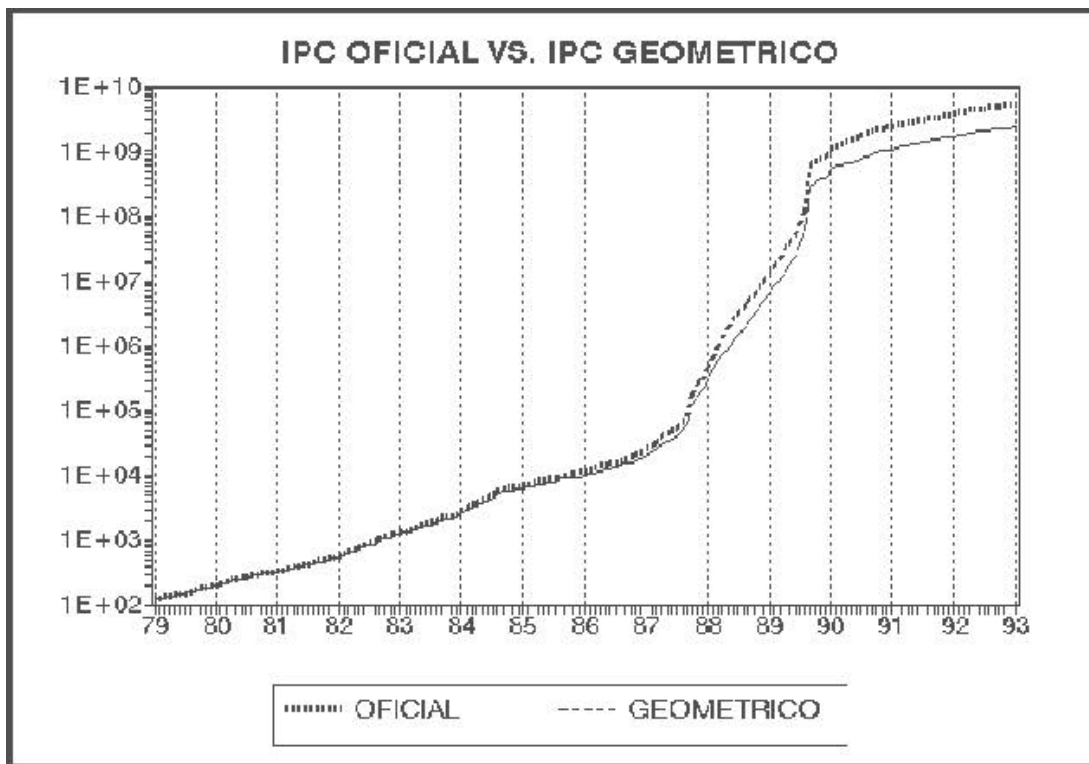
CUADRO 4
INFLACION ANUAL
(DICIEMBRE/DICIEMBRE)

| | (1) OFICIAL | (2) MEDIA ACOTADA | (3) MEDIANA | (1)-(2) | (1)-(3) |
|------|----------------|-------------------------|----------------|---------|---------|
| 1980 | 60.8% | 48.8% | 39.7% | 12.0% | 21.1% |
| 1981 | 72.7% | 62.7% | 51.5% | 9.9% | 21.2% |
| 1982 | 72.9% | 60.5% | 52.8% | 12.4% | 20.1% |
| 1983 | 125.1% | 106.6% | 96.3% | 18.5% | 28.8% |
| 1984 | 111.5% | 100.9% | 101.4% | 10.6% | 10.1% |
| 1985 | 158.3% | 144.6% | 145.7% | 13.7% | 12.5% |
| 1986 | 62.9% | 50.9% | 41.4% | 12.0% | 21.5% |
| 1987 | 114.5% | 91.4% | 88.9% | 23.2% | 25.6% |
| 1988 | 1722.3% | 1439.4% | 1400.2% | 282.9% | 322.1% |
| 1989 | 2774.8% | 2048.7% | 1794.2% | 726.1% | 980.6% |
| 1990 | 7649.6% | 5953.9% | 5490.3% | 1695.8% | 2159.4% |
| 1991 | 139.2% | 100.7% | 85.1% | 38.6% | 54.1% |
| 1992 | 56.7% | 53.2% | 43.5% | 3.5% | 13.2% |
| 1993 | 39.5% | 34.7% | 27.5% | 4.8% | 12.0% |

Se ha evaluado que la adopción del índice Laspeyres puede conducir a sesgos mayúsculos en el cálculo de la inflación. También se ha constatado que existe un problema de registro de alguno de los rubros de consumo del índice, y que éste se magnifica en una agregación aritmética. Se sabe además que una agregación geométrica del IPC a nivel de rubros es una aproximación bastante cercana del índice geométrico a nivel de variedades. Por último se ha mostrado evidencia que el índice Geométrico encadenado es una buena aproximación del índice Tornqvist-Theil, el indicador que presenta menores sesgos por sustitución.

Sólo queda encontrar cuál sería el sesgo del IPC respecto de este indicador. La comparación se realiza contra el IPC de agregación geométrica, que excluye los rubros Matrícula y Pensiones y Textos y Útiles Escolares e introduce los cambios de canasta reportados por el INEI¹⁷. Este índice arroja una inflación 56.9% menor que la reportada por el índice oficial. Los datos de éstos cálculos se presentan en el anexo de este documento y su comparación con el índice oficial se puede observar en el gráfico 2.

GRAFICO 2



4. Efecto del recálculo del IPC sobre la construcción de algunos indicadores claves de la economía peruana

La motivación central de este documento es empezar el proceso de recobrar una imagen de la economía peruana más coherente y creíble. En este empeño hemos emprendido la revisión de uno de los indicadores económicos más importante: el Índice de Precios al Consumidor. Es por todos conocidos que un gran número de indicadores económicos tiene como insumo básico el índice de

precios al consumidor, lo cual implica que una revisión de este indicador obligue la inmediata evaluación de aquellos.

Subempleo

A fin de mostrar la importancia de la revisión del IPC en la construcción de los principales agregados económicos hemos recalculado la tasa de subempleo de Lima Metropolitana. Los cálculos del subempleo han sido obtenidos siguiendo la metodología sugerida por el Ministerio de Trabajo, modificando únicamente el ingreso equivalente al mínimo vital de enero de 1967, utilizando las series del IPC Geométrico en lugar del IPC oficial, como punto de corte para determinar quien está o no subempleado.

No es de sorprender que la imagen del empleo en Lima Metropolitana varíe fuertemente con esta modificación. Para los años de 1989, 1990, 1991 y 1992 las tasas de subempleo fueron de 73.5%, 73.1%, 78.1% y 75.9% respectivamente, pero una vez modificado el IPC, éstas toman los valores de 53.4%, 43.4%, 54.8% y 51.7%.

Como se puede observar, estas nuevas cifras no dejan de ser pesimistas, mostrando un panorama del empleo bastante preocupante. Aún así, muestran niveles mas acordes con los propios promedios peruanos anteriores a la implementación de las políticas de 1990. En estas cifras alternativas se puede observar que la tasa a la cual creció el subempleo, luego de 1990, fue mucho mayor en términos porcentuales, como lo ha sido también, la recuperación que se viene produciendo desde el año 1992.

Tipo de Cambio Real

Una de las variables de política sobre la cual existe mayor controversia es el tipo de cambio real, existiendo actualmente un debate muy amplio sobre el grado de retraso cambiario que estaría afectando nuestra economía.

Normalmente se utiliza la teoría de la paridad del poder de compra para, partiendo de un año que se considera equilibrado, definir el tipo de cambio de paridad como aquel que ha sido ajustado por el diferencial entre inflación interna y externa. En condiciones normales dicho indicador continuaría reflejando el equilibrio en el sector externo de la economía. Hasta hace muy poco, el Banco Central de Reserva consideraba julio de 1985 un punto de referencia apropiado para definir la base de este indicador.

Usando esta base, a diciembre de 1993, el tipo de cambio real tendría un atraso de 67% respecto a julio de 1985. Esto implicaría que el tipo de cambio de mercado debería haber estado en S/. 6.59 para alcanzar el nivel de paridad. Sin embargo, calculando el tipo de cambio real con las cifras corregidas, se obtendría que el nivel de retraso cambiario sólo sería de 34%, lo cual implica un tipo de cambio de S/.3.27 para recuperar los niveles de paridad de julio de 1985.¹⁸

5. Conclusiones

Del análisis realizado en el documento se puede concluir que el índice de precios Geométrico (que excluye los rubros de Educación, Matrículas y Pensiones, y Textos y Útiles escolares) es una alternativa a la metodología de cálculo del IPC. Un índice de precios Geométrico no sólo sería una mejor representación de los consumidores limeños, sino que tendría menos sensibilidad a la presencia de datos atípicos en el registro de precios.

Tomando el IPC Geométrico propuesto como la medida verdadera del costo de vida de la población limeña, se encuentra que el sesgo del IPC oficial es de 123.9%. El sesgo está medido por la diferencia entre la inflación acumulada durante el periodo entre diciembre de 1979 y diciembre de 1993.

Se hace notar que estas comparaciones consideran al IPC como una medida del costo de vida y no como una medida del nivel general de los precios. Ahora bien, de considerar al IPC como una medida de nivel promedio de los precios, debe afirmarse también que en ese caso, se registra un fuerte sesgo del IPC respecto de otras medidas alternativas de la variación promedio de los precios.

Se puede concluir que en el Perú, a diferencia de otros países como los Estados Unidos, el cálculo del índice de costo de vida es muy sensible a la forma funcional adoptada. Esto confirma la poca validez de los supuestos subyacentes al cálculo del IPC Laspeyres. Esto es, el supuesto de no sustitución en el consumo.

Pese a que los cálculos no han sido realizados al nivel de desagregación óptimo se puede afirmar que la medición del sesgo del IPC es bastante cercana a la óptima. Utilizando datos a nivel de variedades se ha encontrado que más del 90% del sesgo del IPC se puede corregir con mejor información a nivel de rubros, que es el nivel de desagregación al cual éste documento ha basado sus cálculos.

Finalmente, se ha presentado evidencia de que el índice de precios Laspeyres sobrevalúa el costo de vida en aquellos periodos de mayor inflación. Para el caso peruano, cerca del 80% del sesgo del índice Laspeyres debido al supuesto de no sustitución en el consumo, se focaliza en los años 1987 y 1991.

Referencias

- Braithwait, Steven D. (1980): "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index", American Economic Review, vol. 70, pp-64-77.
- Bryan, M. y Cecchetti, S.(1993a): Measuring Core Inflation. National Bureau of Economic Research, Inc. Working Paper No. 4303. Cambridge, Massachusetts.
- Bryan, M. y Cecchetti, S.(1993b): The Consumer Price Index as a Measure of Inflation. National Bureau of Economic Research, Inc. Working Paper No. 4505. Cambridge, Massachusetts.
- Cortazar, R, y Meller, P.(1987): Los dos Chiles: O la importancia de revisar las estadísticas oficiales. En: Colección Estudios CIEPLAN No.21. pp. 5-24. Santiago de Chile.
- Diewert, W.E. (Ed.) (1990): Price Level Measurement. Contribution to Economic Analysis No. 196. North Holland, Nueva York.
- Eichhorn y Voeller (1976): Theory of the Price Index: Fisher's Test Approach and Generalizations. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Springer-Verlag. Berlin.
- Fisher, I.(1922): The Making of Index Numbers. Houghton-Mifflin, Boston, Tercera edición revisada, 1927. Reimpreso por A.M. Kelley, N.York, 1968.
- Gordon, Robert J. (1992): "Measuring the Aggregate Price Level: Implications for Economic Performance and Policy", NBER Working Paper Series, No. 3969.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (1993): Índice de Precios. Colección Metodológica. Dirección Técnica de Indicadores Económicos.
- Manser, Marilyn E., y Richard McDonald (1988): "An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-1985", Econometrica, vol. 56, pp.-909-930.
- Wynne, Mark y Fiona D. Sigalla (1994): "The Consumer Price Index",Economic Review, Federal Reserve Bank of Dallas, segundo trimestre de 1994.

ANEXO: IPC GEOMETRICO. NIVELES Y TASAS DE CRECIMIENTO MENSUALES

INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR
AGREGACION GEOMETRICA
BASE 1979=100

| | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 |
|-----|-------|-------|-------|---------|---------|---------|----------|----------|---------|
| Ene | 127.9 | 214.7 | 339.0 | 590.0 | 1,299.2 | 2,823.3 | 6,693.6 | 10,584.7 | 22,231 |
| Feb | 132.7 | 224.0 | 352.8 | 634.2 | 1,395.6 | 3,059.3 | 6,950.9 | 11,048.4 | 24,242 |
| Mar | 137.1 | 237.3 | 374.5 | 689.2 | 1,483.8 | 3,288.1 | 7,273.5 | 11,473.6 | 29,709 |
| Abr | 140.3 | 247.2 | 389.7 | 733.4 | 1,562.0 | 3,687.9 | 7,541.6 | 12,181.0 | 34,607 |
| May | 143.7 | 257.5 | 401.9 | 770.4 | 1,656.6 | 4,105.9 | 7,793.4 | 12,877.9 | 37,177 |
| Jun | 148.0 | 264.9 | 419.2 | 831.0 | 1,755.5 | 4,591.7 | 8,084.2 | 13,481.7 | 40,214 |
| Jul | 153.9 | 275.1 | 436.1 | 900.3 | 1,839.7 | 5,093.2 | 8,457.1 | 14,349.6 | 52,830 |
| Ago | 160.5 | 285.3 | 455.3 | 974.1 | 1,983.1 | 5,608.7 | 8,776.2 | 15,267.2 | 62,316 |
| Set | 173.1 | 293.3 | 476.6 | 1,043.0 | 2,077.9 | 5,817.4 | 9,026.0 | 16,244.6 | 128,845 |
| Oct | 179.3 | 305.5 | 508.3 | 1,101.9 | 2,186.5 | 6,028.9 | 9,361.9 | 17,252.0 | 164,573 |
| Nov | 186.3 | 315.8 | 531.4 | 1,158.8 | 2,339.5 | 6,208.3 | 9,630.2 | 18,383.2 | 209,890 |
| Dic | 191.4 | 326.2 | 552.5 | 1,214.0 | 2,504.9 | 6,380.8 | 10,039.3 | 20,074.0 | 300,195 |

Elaboración: GRADE

INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR
AGREGACION GEOMETRICA
BASE 1979=100

(Continuación)

| | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 |
|-----|-----------|-------------|---------------|---------------|---------------|
| Ene | 439,917 | 8,562,394 | 586,542,763 | 1,140,887,122 | 1,808,297,948 |
| Feb | 598,038 | 10,599,526 | 624,330,991 | 1,190,906,230 | 1,860,104,300 |
| Mar | 761,890 | 13,434,181 | 650,937,940 | 1,271,543,501 | 1,935,160,524 |
| Abr | 942,011 | 18,306,149 | 679,252,542 | 1,307,681,655 | 2,021,078,333 |
| May | 1,176,859 | 24,467,261 | 730,388,623 | 1,354,094,830 | 2,080,302,180 |
| Jun | 1,464,840 | 36,361,227 | 795,878,261 | 1,392,598,090 | 2,110,132,211 |
| Jul | 1,837,335 | 60,821,745 | 862,498,551 | 1,442,990,260 | 2,163,853,809 |
| Ago | 2,312,349 | 293,711,036 | 916,774,828 | 1,486,014,287 | 2,211,023,199 |
| Set | 3,015,520 | 337,817,672 | 963,142,912 | 1,524,965,105 | 2,250,104,762 |
| Oct | 3,851,201 | 379,160,595 | 1,008,383,231 | 1,588,419,752 | 2,287,294,169 |
| Nov | 5,000,692 | 406,142,365 | 1,053,662,813 | 1,657,340,476 | 2,326,851,663 |
| Dic | 6,711,548 | 508,927,347 | 1,098,387,687 | 1,727,791,898 | 2,373,720,569 |

Elaboración: GRADE

INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR
AGREGACION GEOMETRICA (TASAS DE CRECIMIENTO)
BASE 1979=100

| | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 |
|-----|------|-------|------|------|------|-------|------|------|--------|
| Ene | 5.3% | 12.1% | 3.9% | 6.8% | 7.0% | 12.7% | 4.9% | 5.4% | 10.7% |
| Feb | 3.8% | 4.4% | 4.1% | 7.5% | 7.4% | 8.4% | 3.8% | 4.4% | 9.0% |
| Mar | 3.3% | 5.9% | 6.2% | 8.7% | 6.3% | 7.5% | 4.6% | 3.8% | 22.6% |
| Abr | 2.3% | 4.2% | 4.0% | 6.4% | 5.3% | 12.2% | 3.7% | 6.2% | 16.5% |
| May | 2.4% | 4.2% | 3.1% | 5.0% | 6.1% | 11.3% | 3.3% | 5.7% | 7.4% |
| Jun | 3.0% | 2.9% | 4.3% | 7.9% | 6.0% | 11.8% | 3.7% | 4.7% | 8.2% |
| Jul | 4.0% | 3.9% | 4.0% | 8.3% | 4.8% | 10.9% | 4.6% | 6.4% | 31.4% |
| Ago | 4.3% | 3.7% | 4.4% | 8.2% | 7.8% | 10.1% | 3.8% | 6.4% | 18.0% |
| Set | 7.8% | 2.8% | 4.7% | 7.1% | 4.8% | 3.7% | 2.8% | 6.4% | 106.8% |
| Oct | 3.6% | 4.1% | 6.6% | 5.7% | 5.2% | 3.6% | 3.7% | 6.2% | 27.7% |
| Nov | 3.9% | 3.4% | 4.5% | 5.2% | 7.0% | 3.0% | 2.9% | 6.6% | 27.5% |
| Dic | 2.8% | 3.3% | 4.0% | 4.8% | 7.1% | 2.8% | 4.2% | 9.2% | 43.0% |

Elaboración: GRADE

INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR
AGREGACION GEOMETRICA (TASAS DE CRECIMIENTO)
BASE 1979=100

(Continuación)

| | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 |
|-----|-------|--------|-------|------|------|
| Ene | 46.5% | 27.6% | 15.3% | 3.9% | 4.7% |
| Feb | 35.9% | 23.8% | 6.4% | 4.4% | 2.9% |
| Mar | 27.4% | 26.7% | 4.3% | 6.8% | 4.0% |
| Abr | 23.6% | 36.3% | 4.3% | 2.8% | 4.4% |
| May | 24.9% | 33.7% | 7.5% | 3.5% | 2.9% |
| Jun | 24.5% | 48.6% | 9.0% | 2.8% | 1.4% |
| Jul | 25.4% | 67.3% | 8.4% | 3.6% | 2.5% |
| Ago | 25.9% | 382.9% | 6.3% | 3.0% | 2.2% |
| Set | 30.4% | 15.0% | 5.1% | 2.6% | 1.8% |
| Oct | 27.7% | 12.2% | 4.7% | 4.2% | 1.7% |
| Nov | 29.8% | 7.1% | 4.5% | 4.3% | 1.7% |
| Dic | 34.2% | 25.3% | 4.2% | 4.3% | 2.0% |

Elaboración: Grupo de Análisis para el Desarrollo

INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR OFICIAL
(TASAS DE CRECIMIENTO)

| | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 |
|-----|------|-------|------|------|------|-------|------|------|--------|
| Ene | 6.0% | 11.7% | 4.5% | 7.6% | 7.3% | 13.9% | 5.2% | 6.6% | 12.8% |
| Feb | 3.9% | 4.7% | 3.8% | 7.8% | 8.3% | 9.5% | 4.2% | 5.6% | 11.8% |
| Mar | 3.4% | 6.4% | 6.4% | 9.9% | 6.9% | 8.1% | 5.3% | 5.3% | 22.6% |
| Abr | 2.6% | 3.9% | 4.3% | 7.8% | 5.6% | 12.2% | 4.1% | 6.6% | 17.9% |
| May | 2.4% | 4.4% | 3.2% | 5.3% | 6.1% | 10.9% | 3.3% | 5.9% | 8.5% |
| Jun | 3.2% | 3.1% | 4.5% | 7.8% | 6.0% | 11.8% | 3.6% | 4.7% | 8.8% |
| Jul | 4.1% | 3.7% | 4.2% | 8.2% | 4.6% | 10.3% | 4.6% | 7.3% | 30.9% |
| Ago | 4.4% | 3.6% | 4.4% | 8.8% | 7.7% | 10.8% | 4.0% | 7.4% | 21.7% |
| Set | 7.8% | 3.0% | 4.7% | 6.8% | 4.8% | 3.5% | 3.6% | 6.5% | 114.1% |
| Oct | 3.8% | 4.3% | 6.9% | 4.9% | 5.6% | 3.0% | 4.0% | 6.4% | 40.6% |
| Nov | 4.2% | 3.8% | 4.5% | 4.6% | 7.0% | 2.7% | 3.6% | 7.1% | 24.4% |
| Dic | 2.8% | 3.3% | 4.5% | 4.5% | 7.4% | 2.8% | 4.6% | 9.6% | 41.9% |

Fuente: INEI

Elaboración: Grupo de Análisis para el Desarrollo

INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR OFICIAL
(TASAS DE CRECIMIENTO)

(continuación)

| | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 |
|-----|-------|--------|-------|------|------|
| Ene | 47.3% | 29.8% | 17.8% | 3.5% | 4.8% |
| Feb | 42.5% | 30.5% | 9.4% | 4.7% | 2.9% |
| Mar | 42.0% | 32.6% | 7.7% | 7.4% | 4.2% |
| Abr | 48.6% | 37.3% | 5.8% | 3.2% | 4.4% |
| May | 28.6% | 32.8% | 7.6% | 3.4% | 3.0% |
| Jun | 23.1% | 42.6% | 9.3% | 3.6% | 1.8% |
| Jul | 24.6% | 63.2% | 9.1% | 3.5% | 2.7% |
| Ago | 25.1% | 397.0% | 7.2% | 2.8% | 2.5% |
| Set | 26.9% | 13.8% | 5.6% | 2.6% | 1.6% |
| Oct | 23.3% | 9.6% | 4.0% | 3.6% | 1.6% |
| Nov | 25.8% | 5.9% | 4.0% | 3.5% | 2.1% |
| Dic | 33.8% | 23.7% | 3.7% | 3.9% | 2.1% |

Fuente: INEI

Elaboración: Grupo de Análisis para el Desarrollo

Pies de Página

¹ Cabe recordar que el índice de Paasche es equivalente al índice Laspeyres con la única diferencia que el índice Paasche toma como canasta de referencia no el periodo inicial sino la del periodo final.

² Fisher, I.(1922): The Making of Index Numbers. Houghton-Mifflin, Boston, Tercera edición revisada, 1927. Reimpreso por A.M. Kelley, N.York, 1968.

³ Lo inapropiado de considerar un consumidor de características tan restringidas durante la década de los ochenta es un hecho que ha sido reconocido explícitamente por el propio INEI cada vez que ha realizado encuestas de consumo luego de la de 1978. Por ejemplo, en el año 1985 se realizó una encuesta de consumo de las mismas características a las del año 1978 (ENAPROM I) para revisar las ponderaciones del índice de precios al consumidor. A partir de 1988 se realizaron encuestas de consumo que permitieron modificar en varias oportunidades las ponderaciones a partir del año 1989.

⁴ Ver Wynne et al. (1994) y Manser et al. (1988).

⁵ Ver Eichhorn y Voeller (1976) para un resumen crítico de las "pruebas" propuestas por Fisher.

⁶ Esta sección se basa en la aproximación desarrollada por S. Braithwait (1980), M.Manser y R.McDonald (1988) y M.Wynne y F.Sigalla, quienes han estimado el sesgo por sustitución del IPC norteamericano.

⁷ El IPC peruano se desagrega en grandes grupos, grupos, subgrupos, rubros y variedades. El análisis se hace a nivel de rubros dado la disponibilidad de información.

⁸ Definitivamente, la interpolación de las canastas para los años 1980 al 1987, puede introducir un sesgo en el ejercicio. Un cálculo alternativo podría realizarse utilizando la información proveniente del consumo privado obtenido del PBI por tipo de gasto, o utilizando la información de la ENAPROM II, la cual nunca fue empleada para el cálculo del IPC.

⁹ Esta prueba dice que la variación en el costo de vida no debe depender del periodo de referencia.

¹⁰ Ver INEI (1993) para una descripción de la metodología oficial.

¹¹ Entre 1979 y 1990 las ponderaciones del rubro Matrículas y Pensiones crecieron de 1.74% a 2.13%, las del rubro Textos y Utiles Escolares cayeron de .95% a .61%, y las del rubro Gastos Judiciales cayeron de .2% a .07%. Sólo la última presenta una variación significativa.

¹² Matrícula y Pensiones 3.1%, Textos y Utiles Escolares 0.8% y Gastos Judiciales 0.1%.

¹³ Los rubros de gasto incluidos en el cálculo del IPC han variado desde 1979 a 1990.

¹⁴ Dado que los índices a nivel de rubro han sido calculados a su vez como la media aritmética de los índices de variedades, éste tratamiento es erróneo (el índice Laspeyres no posee la propiedad de circularidad, es decir no puede ser encadenado, hacerlo implica sesgar el cálculo de la inflación). Debido a ello es probable que el sesgo del índice del INEI sea aún mayor que el reportado por nosotros.

¹⁵ La información de precios a nivel de variedades nos fue proporcionada gentilmente por una empresa consultora de la capital.

¹⁶ Esta aproximación ha sido sugerida por Bryan y Cecchetti (1993), quienes discuten la bondad del IPC como indicador del nivel general de los precios.

¹⁷ Existen datos atípicos en los rubros de gastos judiciales también. Estos no se han excluido debido a que su ponderación a caído significativamente en el periodo.

¹⁸ Es importante aclarar que el tipo de cambio de paridad puede diferir del tipo de cambio de equilibrio de la economía, el que seguramente ha sido afectado por los cambios estructurales a los que ha estado sometida la economía peruana en los últimos años.