

SESGO DE SUSTITUCIÓN EN EL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR

Fernando Lefort*

INTRODUCCIÓN

En Chile, el Índice de Precios al Consumidor (IPC) es construido y publicado por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). El IPC está diseñado para medir el cambio en el valor de una canasta fija de bienes y servicios que representa los hábitos de consumo del consumidor promedio en un período de referencia. El IPC se usa ampliamente en nuestra economía para medir la inflación, deflactar cantidades nominales, indizar contratos y especificar precios en moneda de valor constante para una gran variedad de bienes.

Por construcción, el IPC es un índice de precios de Laspeyres, es decir, se construye ponderando los cambios en los precios de una canasta fija de bienes y servicios. Esta metodología tiene algunas limitaciones que dan origen a lo que se ha llamado sesgos de medición en el IPC. En general, estos sesgos se refieren a las diferencias que se producen entre el IPC y un verdadero índice del costo de vida. Este último, a diferencia del IPC, mide el cambio en el costo de obtener un determinado nivel de utilidad o bienestar. Los índices de precios al consumidor se calculan como índices de Laspeyres por las dificultades inherentes al cálculo de un índice del verdadero costo de vida. Este índice debe ser derivado de la teoría del consumidor suponiendo una determinada función de utilidad para los consumidores, y requiere para su cómputo información acerca de la evolución en el tiempo de las cantidades consumidas de los diferentes bienes.

Existen muchas razones por las que un índice de Laspeyres tenderá a diferir de un verdadero índice del costo de vida. En general, todas ellas tienen relación con la imposibilidad del índice de Laspeyres

para reflejar el proceso de sustitución que los consumidores realizan con el fin de minimizar el costo de obtener un determinado nivel de utilidad. Así, variaciones en los precios relativos de los distintos bienes y servicios inducirán cambios en la composición de la canasta consumida por los agentes, incrementando la proporción consumida de aquellos bienes que se han abaratado relativamente. Igualmente, la aparición de nuevos bienes que puedan satisfacer antiguas necesidades en forma más costo-eficiente alterará los patrones de consumo de las personas. Del mismo modo, nuevas formas de distribución de los mismos artículos pueden llevar a caídas de precio que más que compensen la disminución en la calidad del servicio, afectando el precio promedio al que ciertos artículos son adquiridos por el público.

Sea cual sea la forma específica que estos sesgos toman, la presunción es que serán mayores que cero, y por lo tanto el Índice de Precios al Consumidor tenderá a sobrestimar el cambio en el verdadero costo de vida. La razón es muy sencilla. Como se indicó anteriormente, los índices de Laspeyres no pueden, por construcción, reflejar cambios en los patrones de consumo de las personas en respuesta a cambios en las condiciones económicas (cambios en los precios, por ejemplo). En la medida que los individuos sean racionales y tomen decisiones costo-eficientes, siempre buscarán la forma más económica de obtener el mismo nivel de utilidad que la canasta base les entregaba.

* Escuela de Administración Pontificia Universidad Católica de Chile. El interés del autor en este tema surgió mientras se desempeñaba como Economista Senior en la División de Estudios del Banco Central de Chile. En dicha oportunidad el autor participó en la Comisión IPC junto a otros economistas. El autor agradece los comentarios de Gert Wagner, así como de participantes en los seminarios del Banco Central y del Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Se agradece, además, la valiosa ayuda de Fernando Díaz.

Recientemente ha habido un importante resurgimiento del interés por entender y estimar los sesgos de medición en el IPC. Parte de la razón para esto, ha sido el impacto que la sobrestimación del IPC puede haber tenido en el importante déficit público de EE.UU., puesto que gran cantidad de partidas de gasto se indizan al IPC. En el recuadro 1 se presenta una breve reseña de la experiencia estadounidense.

Otra importante razón por la que es importante conocer la magnitud de los sesgos de medición en el IPC tiene relación con la fijación de la meta de inflación. Si el sesgo total de medición es de alrededor de 2% al año, entonces fijar la meta en 4% implica alcanzar una variación efectiva en el costo de vida

de sólo 2%. De cualquier modo, es larga la lista de artículos que analizan la presencia de sesgos de medición en el IPC y proveen de estimaciones de ellos.

El principal propósito de este artículo es explicar y proveer estimaciones del sesgo de sustitución puro entre artículos de consumo en el caso chileno. Es decir, el sesgo en que se incurre cuando no se consideran las sustituciones en el consumo de bienes y servicios, derivadas de variaciones en los precios relativos de dichos bienes. Para ello se compara la evolución del IPC construido por el Instituto Nacional de Estadísticas con índices de precios que son índices del verdadero costo de vida bajo distintos supuestos. En particular, se compara al IPC con

RECUADRO 1

Sesgos de Medición en EE.UU.

La discusión en Chile acerca de los sesgos de medición en el IPC se ha alimentado en forma importante de la misma discusión en los EE.UU. En dicho país, la clásica discusión académica acerca de la forma adecuada de medir la variación en el costo de vida, ha sido resucitada con vehemencia en los últimos años a raíz de la discusión sobre la forma de alcanzar un presupuesto fiscal balanceado. En 1994, la Oficina de Presupuesto del Congreso de EE.UU. declaró que la tendencia del IPC a sobrestimar la variación en el verdadero costo de vida tendría en el mediano y largo plazo importantes consecuencias de distribución del ingreso. Este proceso tendería a beneficiar en forma importante a los beneficiarios de la seguridad social debido a que estos programas se encontraban indizados al IPC. En 1995 la discusión se acaloró cuando Alan Greenspan, gobernador de la Reserva Federal, declaró que por culpa de la impericia de la oficina de estadísticas, la deuda pública sería un trillón de dólares más alta en el año 2008. La solución estaba en medir adecuadamente el IPC.

Como consecuencia de este debate, la Comisión de Hacienda del Senado de EE.UU. decidió encargar un estudio para cuantificar los sesgos de medición en el IPC y buscar soluciones a dichos problemas. Dicho estudio se conoce como el Informe de la Comisión Boskin. La conclusión final de este estudio fue que el IPC en EE.UU. sobrestima la variación del verdadero costo de vida. Esta comisión identificó cuatro tipos generales de sesgos de medición: (i) sesgo de sustitución

al primer nivel de agregación, (ii) sesgo de sustitución al segundo nivel de agregación, (iii) sesgo por cambio en la calidad e incorporación de nuevos productos, y (iv) sesgo por nuevos puntos de compra.

La siguiente tabla presenta los resultados finales de este estudio:

Sesgo de medición por:	Estimación
Sesgo de sustitución al primer nivel	0.15
Sesgo de sustitución al segundo nivel	0.25
Sesgo por calidad y nuevos productos	0.60
Sesgo por aparición de tiendas de descuento	0.10
Total	1.10
Rango	0.80-1.60

La conclusión del informe de la Comisión Boskin es que el principal sesgo de medición en el IPC de EE.UU. está constituido por el sesgo por calidad y nuevos productos. En cuanto al sesgo de sustitución, la Comisión indica que la mayoría de las estimaciones del sesgo de sustitución al primer nivel de agregación indican que se encuentra alrededor de 0.25 puntos porcentuales al año. Sin embargo, estudios preliminares realizados por la propia comisión lo sitúan en 0.15 puntos porcentuales. El sesgo de sustitución al segundo nivel de agregación sería de alrededor de 0.25 puntos porcentuales.

base diciembre de 1978 con un índice superlativo calculado para el mismo período. Este índice superlativo provee de una aproximación de segundo orden al verdadero índice del costo de vida para una gran variedad de funciones de utilidad. Este procedimiento entrega una estimación del sesgo de sustitución para el período 1978-1989 de 0.8% al año. Los resultados así obtenidos se utilizan para calibrar un índice del verdadero costo de vida bajo la especificación de una función de utilidad con elasticidad de sustitución constante (CES), que a su vez sirve para proveer estimaciones adicionales del sesgo de sustitución en el caso chileno para los períodos 1978-1989 y 1989-1997. Adicionalmente, se estima lo que podría llamarse un límite superior al sesgo de sustitución al comparar el IPC con un índice calculado a partir de una función de utilidad Cobb-Douglas que asume un alto grado de sustitución en el consumo.

El resto de este artículo se divide en tres partes. En la primera se discuten en forma breve los diferentes sesgos que potencialmente pueden afectar a un índice de Laspeyres. La segunda sección describe muy brevemente la metodología empleada hoy en día por el Instituto Nacional de Estadísticas para computar el IPC. Finalmente se discute el sesgo por sustitución en más detalle y se presentan estimaciones de dicho sesgo para el caso chileno. La última sección resume los principales resultados y conclusiones.

SESGOS DE MEDICIÓN EN EL IPC

Aunque el IPC busca principalmente reflejar la evolución del costo de vida promedio, se construye en la práctica como un índice de Laspeyres en que los precios de los diferentes bienes y servicios son ponderados por las cantidades consumidas en un determinado período base. El IPC, por lo tanto, no considera ninguna forma de sustitución que las personas puedan querer hacer en respuesta ya sea a cambios en los precios relativos, a la aparición de nuevos productos y sistemas de distribución y venta, a cambios en la calidad de los bienes u otros. Las diferencias que surgen entre el IPC y un índice del verdadero costo de vida, se conocen como sesgos de medición en el IPC, y se originan debido a la rigidez existente en la construcción del primero.

El resurgimiento en el último tiempo del interés por

estudiar estos sesgos de medición, ha tenido como resultado la aparición de numerosos artículos que explican en mayor detalle cada uno de los sesgos de medición. Además del informe final de la Comisión Boskin (1996), se destacan de entre los más recientes: Gordon (1992), Shapiro y Wilcox (1996), Diewert (1996), Moulton (1996) y Wynne y Sigalla (1996). En esta sección se describen brevemente estos sesgos.

Sesgo de sustitución

Es el más tradicional de los sesgos de medición, y el objeto central de este estudio. Se produce debido a que las personas alteran su canasta de consumo frente a variaciones en los precios relativos, efecto que no puede ser capturado por un índice de Laspeyres. La importancia de este sesgo depende de la elasticidad de demanda por los diferentes bienes y servicios y del grado de variabilidad de los precios relativos. Aunque existen algunos índices alternativos diseñados para corregir este problema, su construcción requiere de información acerca de las cantidades consumidas para cada bien y período, haciendo su uso impracticable en la mayoría de los casos.¹

Una forma especial de sesgo de sustitución se produce debido las variaciones estacionales de precios relativos. El INE ha explorado el uso de ponderaciones mensuales que capturen la estacionalidad de frutas y verduras. Sin embargo, debido a que los patrones estacionales en el año base no coincidirán generalmente con los patrones estacionales en años posteriores, parece ser que esta solución tendería a aumentar en lugar de disminuir la variabilidad del IPC.²

Sesgo por calidad

Se produce cuando ciertos bienes experimentan alzas de precio justificadas por aumentos en la calidad. Si el ajuste por calidad no es incorporado, el

¹ Los índices así calculados se conocen como índices encadenados de Laspeyres, y debido a la dificultad de conseguir datos de cantidades con alta frecuencia pueden ser obtenidos en el mejor de los casos para una menor frecuencia y con considerable rezago.

² A este respecto ver Reinsdorf (1997), Landerretche (1998) e INE (1997).

aumento en el precio se asocia erróneamente a aumento en el costo de vida. Este sesgo debe ser controlado al momento de empalmar índices, y a lo largo de todo el período de vigencia de la canasta base. Las soluciones más típicas consisten en ajustar la calidad comparando los precios de ambos productos si ellos coexisten en un momento del tiempo o mediante regresiones hedónicas cuando la comparación no es posible.³ Las estimaciones para EE.UU. indican que éste es potencialmente el más significativo de los sesgos de medición.

Sesgo por aparición de nuevos bienes

Debido a que en general los nuevos bienes proveen en mejor forma servicios similares a los producidos por algún bien existente, este sesgo se considera como una variedad extrema del sesgo por calidad. Sin embargo, su tratamiento es más complicado porque requiere incorporar en forma periódica nuevos artículos a un índice construido a partir de una canasta fija. En EE.UU., el IPC incorpora nuevas variedades de los diferentes artículos mediante un procedimiento de rotación de muestra a partir de estudios de hábitos de compra. Sin embargo, este procedimiento es complicado por la necesidad de empalmar los precios de las nuevas variedades con los de las antiguas.⁴ Aunque no hay una clara noción de la importancia cuantitativa de este sesgo, se piensa que parte de él puede ser capturado en los estudios de sesgo por cambios en la calidad.

³ La regresión hedónica busca relacionar el precio de un artículo a sus principales atributos. De este modo, cambios en la calidad que impliquen mejoras en la prestación de los diferentes atributos del artículo pueden ser valoradas en términos monetarios.

⁴ El procedimiento de rotación de muestra ha dado origen en EE.UU. al sesgo de fórmula. Para una descripción detallada de este sesgo ver McClelland (1996).

⁵ Esta sección describe muy brevemente el procedimiento que el INE ha usado históricamente (en las canastas de 1978 y 1989) para confeccionar el Índice de Precios al Consumidor. Se pone énfasis en la metodología usada en el pasado puesto que ese es el período para el cual se calcula el sesgo de sustitución en este estudio. Afortunadamente, el INE está introduciendo algunos cambios interesantes en la metodología con la que calculará el IPC a partir de 1998. Las innovaciones más relevantes desde el punto de vista del sesgo de sustitución se comentan brevemente en el recuadro 2. Para una explicación más detallada de estas innovaciones, se recomienda leer a Aguilera (1997), Landerretche (1998), y Scholnick (1998).

Precios lista versus efectivos

El problema en este caso es que los consumidores hacen uso de numerosos descuentos y cupones en forma sistemática. Si el muestreo de precios se basa en precios lista se produce una sobrestimación de la tasa de inflación efectiva, en la medida que estos precios sean sistemáticamente mayores. Este problema es probablemente mucho más importante en EE.UU. que en Chile.

Sesgo por medición del servicio prestado

En la mayoría de los servicios existe un sesgo potencial dado que no es fácil definir el tipo de servicio por el que uno está pagando. Por ejemplo, el advenimiento de tiendas y restaurantes con modalidad "sírvasse usted mismo" ha implicado una reducción en los precios de los bienes adquiridos. Sin embargo, se podría decir que la baja de precio es atribuible a una disminución del servicio prestado, y por lo tanto el considerarla significaría subestimar el cambio en el costo efectivo de vida.

EL CÁLCULO DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR EN CHILE⁵

El Instituto Nacional de Estadísticas es el organismo encargado de confeccionar el Índice de Precios al Consumidor en Chile. Como se indicó anteriormente, los índices de precios se construyen generalmente como índices de Laspeyres.

En el caso de Chile, los bienes que conforman la canasta base se seleccionan a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF). Esta encuesta se realiza alrededor de cada 10 años y sirve, entre otras cosas, para identificar los patrones de consumo de los hogares del Gran Santiago a partir de una muestra representativa de la población. El IPC actualmente calculado se basa en una encuesta realizada entre diciembre de 1987 y noviembre de 1988. La encuesta se realiza durante un año calendario para evitar efectos estacionales en la selección de los artículos. De los bienes y servicios identificados por la EPF, se selecciona una sub-muestra a partir de criterios más o menos ad-hoc. El criterio más general consiste en incluir todos aquellos productos que presentan un consumo promedio de 0.0325% o más. Se han

dejado fuera, sin embargo, productos que pese a cumplir con este primer requisito no son consumidos significativamente por tres o más quintiles, así como productos que no son consumidos en algunos meses del año.⁶ Por el contrario, se incluyen algunos productos de consumo amplio (todos los quintiles y todos los meses del año) que no alcanzaron la ponderación mínima requerida. Los productos seleccionados de esta manera se agrupan en grupos y subgrupos. Cada una de estas categorías recibe la ponderación (en términos de gasto) obtenida en la EPF. Los artículos seleccionados para representar a cada grupo y sub-grupo se reparten proporcionalmente la ponderación asignada a la respectiva categoría.

La canasta base del IPC actual (base abril-1989) se encuentra constituida por 368 artículos seleccionados de acuerdo con los anteriores criterios y procedimientos. Al igual que en el caso de la canasta de 1978, cada uno de estos artículos se representa por un producto identificado al detalle. Por ejemplo, al artículo "refrigerador" le corresponde un producto que especifica marca, modelo y volumen. Los precios de estos productos son los que posteriormente se utilizan para alimentar el IPC. Como el IPC es un índice de Laspeyres, los precios de los diferentes artículos deben ser ponderados por las cantidades consumidas de cada uno de ellos en el período base, según la fórmula:

$$(1) \quad IPC_t = 100 \times \frac{\sum_{i=1}^n q_{oi} P_{ti}}{\sum_{i=1}^n q_{oi} P_{oi}}$$

donde q_{oi} es la cantidad consumida del artículo i en el período 0, p_{oi} es el precio del artículo i en el período 0 y p_{ti} es el precio del artículo i en el período t .

Sin embargo, las cantidades consumidas no son conocidas por lo que el índice debe ser calculado a partir de las fracciones del gasto total en el período base dedicadas a cada bien. Esto es:

$$(1') \quad IPC_t = 100 \times \frac{\sum_{i=1}^n q_{oi} P_{oi} \left(\frac{P_{ti}}{P_{oi}} \right)}{\sum_{i=1}^n q_{oi} P_{oi}}$$

y por lo tanto:

$$(2) \quad IPC_t = 100 \times \sum_{i=1}^n w_{oi} \left(\frac{P_{ti}}{P_{oi}} \right)$$

donde w_{oi} es el porcentaje del gasto asignado al artículo i en el período 0.

Esta ecuación define el segundo proceso de agregación de precios para obtener el índice general. Sin embargo, existe un primer nivel de agregación que consiste en obtener el precio para cada uno de los artículos que constituyen el índice general. Básicamente, cada artículo está representado por un número determinado de variedades cuyos precios se obtienen de distintos establecimientos o puntos de compra. El INE recolecta información sobre precios de las distintas variedades que componen un artículo en los diferentes lugares de compra. Estos precios de las distintas variedades de un artículo se combinan en un primer nivel de agregación para generar los precios de los diferentes artículos considerados en la canasta base, y que se usan finalmente en el segundo proceso de agregación determinado por la ecuación (2). Por ejemplo, el precio del artículo "manzana" se genera promediando los precios de distintas variedades de manzanas (verde o roja, por ejemplo) en los diversos lugares de compra (pequeños almacenes, supermercados, etc.). Este proceso determina en cada período el precio del artículo manzana que se utilizará en el cálculo del IPC.

SESGO DE SUSTITUCIÓN

Como se indicó anteriormente, el IPC mantiene fija la canasta de bienes y servicios en el período de referencia y no puede, por tanto, tomar en consideración la sustitución en el consumo de bienes y servicios que las personas hacen en respuesta a las variaciones de precios relativos. Cuando el precio del kilo de arroz aumenta en relación al de los tallarines, es normal esperar un aumento en el consumo de estos últimos y una disminución en el consumo de arroz. Este simple procedimiento de sustitución en el consumo da origen, por construcción del IPC,

⁶ La nueva canasta a ser confeccionada por el INE a partir de la EPF de 1996-1997, incluirá todos los artículos que cumplan con el mínimo porcentaje de gasto requerido, y que sean consumidos por más de un quintil.

al llamado sesgo de sustitución.

En la práctica, el sesgo de sustitución se da a los dos niveles de agregación anteriormente descritos. Consideremos el problema en el primer nivel de agregación, es decir, entre las variedades que definen un artículo. En la medida que, por ejemplo, el precio de un tipo de manzana, o de las manzanas en un determinado puesto de compra, aumenta respecto al precio de las otras variedades de manzanas, los consumidores tenderán a sustituir su consumo. Si el procedimiento para obtener el precio promedio del artículo manzana no contempla esta sustitución, el IPC tenderá a sobrestimar el verdadero costo de vida a

través de lo que se ha llamado el sesgo de sustitución entre variedades. En el segundo nivel de agregación, el INE procede a combinar los precios de los artículos que componen la canasta base siguiendo el procedimiento estándar en la confección de un índice de Laspeyres que se indicó anteriormente. En esta segunda etapa se produce el tradicional sesgo de sustitución entre artículos que fue descrito más arriba.

La nueva metodología que el INE va a emplear para agregar los precios de las variedades a partir de este año va a disminuir en forma importante el sesgo de sustitución entre variedades. Esta nueva metodología se discute en el recuadro 2. Sin embargo, debido

RECUADRO 2

Recientes Innovaciones en el Cálculo del IPC en Chile

Durante el período que va desde agosto de 1996 hasta julio de 1997, el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) llevó a cabo el trabajo en terreno correspondiente a la última Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF). Esta encuesta servirá de base, como ha sido tradicional en el pasado, para la confección de la nueva canasta base empleada por el INE para calcular el IPC a partir de enero de 1999. Sin embargo, el procedimiento que empleará el INE para el cálculo del IPC a partir del próximo año presenta varias innovaciones.

La mayoría de estas innovaciones intentan corregir algunos de los problemas de medición mencionados en este artículo. Aunque ninguna de las medidas apunta específicamente a resolver el problema de sesgo de sustitución originado por el uso de un índice de Laspeyres, varias de ellas tendrán efectos indirectos en dicho sesgo. En particular, las innovaciones más relevantes desde el punto de vista del sesgo de sustitución son las siguientes.

1. La canasta base a partir de 1999 contempla la disminución del número de artículos cuyos precios se agregan mediante un índice de Laspeyres de 368 a 174. Este menor número de artículos es representado, sin embargo, por un mayor número de variedades o productos.

Al disminuir el número de artículos considerados, se espera disminuir el sesgo de sustitución al segundo nivel de agregación, puesto que los artículos incluidos en la canasta son más genéricos y menos similares entre ellos, y por lo tanto se espera que la elasticidad de sustitución entre ellos sea menor. Por otro lado,

la incorporación de un mayor número de variedades de artículos y establecimientos para toma de precios permite una más precisa caracterización del precio de los artículos.

2. En el cálculo del IPC base 1998 se procederá a agregar las variedades o productos y los diferentes puntos de compra mediante el uso de medias geométricas.

Este procedimiento implica considerar una elasticidad de sustitución unitaria en el consumo entre productos. En la medida que la elasticidad de sustitución verdadera entre variedades se encuentre más cercana a uno que a cero, esta medida corrige el sesgo de sustitución al primer nivel de agregación. Hay que notar, sin embargo, que si la elasticidad de sustitución es menor que uno, este procedimiento puede tender a subestimar el verdadero cambio en el costo de vida (en lugar de sobrestimarlo).

Adicionalmente, la nueva metodología propuesta por el INE contempla algunos cambios que, se espera, puedan tener algún impacto sobre otros sesgos de medición. De entre ellas se destacan:

3. Implementar algunos mecanismos para corregir cambios en la calidad, mediante la implementación de estudios de mercado que permitan identificar variaciones importantes en la calidad de los artículos que proveen un servicio específico.
4. Estudiar la posibilidad de utilizar canastas variables para ponderar el gasto en bienes muy estacionales como frutas y verduras. Este procedimiento buscaría disminuir la variabilidad mensual del IPC.

a que el Instituto Nacional de Estadísticas no guarda la información de precios de las diferentes variedades en sus respectivos puntos de compra, es imposible medir el sesgo de sustitución entre variedades. De este modo, la magnitud de la ganancia asociada a la nueva metodología que será aplicada por el INE es todavía incierta.

El objetivo central de este artículo es discutir y medir el sesgo de sustitución que se produce en el segundo nivel de agregación o entre artículos. Con este objetivo en mente se procederá a comparar el cambio promedio en el nivel de precios, medido mediante el IPC, con medidas más exactas del cambio en el verdadero costo de vida. En este ejercicio, hay que tener en cuenta, sin embargo, que el IPC no se utiliza únicamente como un indicador del costo de vida. En la práctica, el IPC se usa en la economía chilena para indizar instrumentos financieros específicos como letras hipotecarias, bonos y otros. Se usa para reajustar salarios, arriendos y todo tipo de contratos. Sin embargo, la discusión acerca del alcance y sobre utilización del IPC escapan al objetivo de este artículo.

Los índices del verdadero costo de vida se construyen a partir de la teoría del consumidor. Se forman como la razón de las funciones de costo mínimo necesario para alcanzar el mismo nivel de utilidad bajo dos conjuntos distintos de precios. Es decir, un índice del verdadero costo de vida mide el cambio requerido en el nivel de gasto para mantener el nivel de utilidad constante frente a cambios en los precios de los bienes y servicios. Por el contrario el índice de precios de Laspeyres mide el cambio requerido en el nivel de gasto para poder consumir la misma canasta de bienes y servicios a pesar de las variaciones en sus precios.

Puesto que los índices del costo de vida se obtienen a partir de las funciones de gasto, la forma funcional precisa de dichos índices dependerá de la forma de la función de utilidad de los consumidores⁷. Por lo tanto, cualquier medida del sesgo de sustitución en el IPC deberá obtenerse como la diferencia entre el índice del verdadero costo de vida derivado de la función de utilidad del agente representativo y el índice de precios de Laspeyres.

Hay que notar que si el consumidor representativo se caracteriza por una función de utilidad de propor-

ciones fijas, en las que las cantidades consumidas de los diferentes bienes y servicios son invariantes a cambios en los precios relativos, el índice de Laspeyres será un adecuado indicador del costo de vida. Es decir, el índice de Laspeyres es un índice del verdadero costo de vida cuando la elasticidad de sustitución del consumo es cero, ya que en este caso, cambios en los precios relativos no inducen al consumidor a sustituir entre los distintos bienes. Por el contrario, como se indicó anteriormente, siempre que la elasticidad de sustitución sea mayor que cero el IPC tenderá a sobrestimar el verdadero costo de vida.

En general, la magnitud del sesgo de sustitución dependerá de dos factores: (i) a mayor elasticidad de sustitución de las funciones de demanda por los diferentes bienes, mayor será el sesgo, independientemente del tamaño de las fluctuaciones de precios relativos; (ii) a mayor variabilidad de precios relativos mayor será el sesgo independientemente de la magnitud de la elasticidad de sustitución. Así, por ejemplo, si los precios de todos los bienes y servicios incluidos en la canasta base varían en la misma proporción, los precios relativos no se ven afectados y la sustitución entre bienes es nula y el sesgo de sustitución en el índice de Laspeyres será cero.

Existen diversos modos de obtener mediciones del verdadero costo de vida. La forma más tradicional parte de la estimación de un sistema de demandas marshallianas para las principales categorías de bienes y servicios incluidas en la canasta base.⁸⁻⁹ Desafortunadamente, estimar el conjunto de demandas correspondientes a una determinada función de utilidad para una larga lista de artículos y categorías es un trabajo complejo y engorroso. Lo anterior es especialmente cierto cuando se usa una forma funcional relativamente general para la función de utilidad. Modelos flexibles como el que se obtiene a partir de una especificación translogarítmica de la fun-

⁷ En el recuadro 3 se presenta la forma funcional del índice de costo de vida asociado a distintas funciones de utilidad.

⁸ Braithwait (1980) es un excelente ejemplo de la aplicación de este procedimiento.

⁹ Una vez estimado el set de demandas, este resultado se sustituye en la función de utilidad cuya maximización dio origen a dichas demandas obteniéndose la función de utilidad indirecta. A continuación se despeja el nivel de gasto necesario para obtener ese nivel de utilidad a los precios prevalecientes. La razón entre este nivel de gasto y el gasto en el período base corresponde a la variación en el costo de vida.

RECUADRO 3

Funciones de Utilidad e Índices del Verdadero Costo de Vida

Una función de utilidad es una función que mide el grado de satisfacción obtenido por un consumidor en un momento del tiempo como consecuencia del consumo de una determinada canasta de bienes y servicios.

$$u = u(x); \quad x = x_1, x_2 \dots x_n$$

Entre las funciones de utilidad más utilizadas por sus propiedades, se destacan la función Cobb-Douglas y la función CES. Una de las principales características de estas dos funciones de utilidad es que presentan elasticidad de sustitución constante. La elasticidad de sustitución mide el cambio en la cantidad relativa consumida de un determinado bien frente a cambios en los precios relativos. En el caso de la función de utilidad Cobb-Douglas, la elasticidad de sustitución es 1.

En la función de utilidad Cobb-Douglas, la utilidad que se obtiene del consumo de una determinada canasta x está dada por:

$$u(x) = A \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha_i},$$

donde A es una constante, $x_i = \frac{\alpha_i m}{p_i}$, corresponde al consumo del bien " i ", α_i es la participación de dicho bien en el gasto total, m es el ingreso monetario y p_i es el precio del bien " i ".

Así, la función de gasto viene dada por:

$$e(p, u) = K \prod_{i=1}^n p_i^{\alpha_i} u$$

donde u es un nivel de utilidad específico, y K es una constante.

Dado que la función de gasto mide el mínimo costo de alcanzar un cierto nivel de utilidad para un vector específico de precios, un índice del cambio en el costo de la vida para el período t se puede construir como el cociente entre el gasto necesario para alcanzar cierto nivel de utilidad para el vector de precios del período t y el gasto necesario para alcanzar ese mismo nivel de utilidad para el vector de precios del período base. De este modo,

$$ICV_t = \frac{e(p_t, u)}{e(p_o, u)} = \frac{k \prod_{i=1}^n p_{ti}^{\alpha_i} u}{k \prod_{i=1}^n p_{oi}^{\alpha_i} u}$$

y por lo tanto,

$$ICV^{CD}_t = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_{ti}}{p_{oi}} \right)^{\alpha_i}$$

En el caso de la función de utilidad CES, la utilidad derivada del consumo de una canasta de bienes x viene dada por:

$$u(x) = \left[\sum_{i=1}^n x_i^{\rho} \right]^{1/\rho}; \quad \rho < 1$$

donde el consumo del bien i está dado por:

$$x_i = \frac{p_i^{r-1} m}{\sum_{i=1}^n p_i^r}, \quad r = \frac{\rho}{\rho - 1}$$

y la participación del bien i en el gasto total es:

$$w_i = \frac{p_i^r}{\sum_{i=1}^n p_i^r}$$

En el caso de la función de utilidad CES, la elasticidad de sustitución entre bienes es constante e igual

$$a \quad \sigma = \frac{1}{1 - \rho}$$

Reemplazando las demandas marshallianas en la función de utilidad y reordenando, se obtiene, al igual que en el caso anterior, la función de gasto:

$$e(p, u) = \left[\sum_{i=1}^n p_i^r \right]^{1/r} u$$

donde u es un nivel de utilidad específico.

Siguiendo el mismo argumento que para el caso de la Cobb-Douglas, se puede obtener un índice del cambio en el costo de la vida entre el período t y el período base, el cual viene dado por:

$$ICV^{CES}_t = \left[\sum_{i=1}^n w_{oi} \left(\frac{p_{ti}}{p_{oi}} \right)^r \right]^{1/r}$$

ción de utilidad envuelven gran complejidad computacional, además de requerir gran cantidad de información muy específica sobre cantidades consumidas y precios de los diferentes artículos.¹⁰

Una importante alternativa a la estimación de funciones de demanda para calcular el costo de vida surge a partir del trabajo de Diewert (1976). En su influyente trabajo Diewert muestra que existe una familia de índices de precios, llamados *superlativos*, que son consistentes con el proceso de maximización de funciones de utilidad muy flexibles, sujeto a una restricción presupuestaria. En particular, existen dos índices de precios superlativos o ideales que han sido usados en aplicaciones prácticas al problema de estimar el sesgo de sustitución. Estos son los índices de Tornqvist y de Fisher.¹¹

El índice de Tornqvist se construye como un promedio ponderado geométrico de las variaciones de precios, en que los ponderadores que se utilizan son el promedio de las participaciones del gasto en cada artículo en el año base y en el período que está siendo computado. El índice de Fisher es el promedio entre un índice de Laspeyres evaluado con los ponderadores del gasto del año base, y un índice de Paasche¹² que usa los ponderadores del período bajo estudio. En particular, el índice de Tornqvist que será utilizado en este estudio se especifica como:

$$(3) \quad ICV_t^T = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_{ti}}{p_{bi}} \right)^{0.5(\alpha_{bi} + \alpha_{ti})}$$

Donde p_{bi} es el precio del artículo i en el período base, p_{ti} es el precio del artículo i en el período t , α_{bi} es el ponderador del artículo i en el período base, α_{ti} es el ponderador del artículo i en el período t .

A pesar de la simpleza y elegancia del resultado de Diewert, un importante problema práctico queda sin resolver. Ambos índices superlativos requieren información acerca de los patrones de gasto en cada período, para poder ser calculados. El problema está en que es precisamente la falta de esa información, entre otras cosas, la que lleva al uso del índice de Laspeyres para calcular el IPC. Como se explicó anteriormente, el INE realiza cada cierto tiempo (más o menos 10 años) una encuesta de presupuesto a un número muy importante de hogares por un largo período de tiempo (dos a tres meses por familia y un año en total). El resultado de esta encuesta de

gastos sirve entre otras cosas para identificar los bienes y servicios que forman la canasta base que se utilizará para la confección del IPC. A partir de esta misma encuesta se definen las ponderaciones asignadas a cada uno de los artículos incluidos. Obviamente, el costo de preparar, implementar y tabular esta encuesta hacen difícil su confección con una mayor frecuencia. En cualquier caso, aun cuando esto fuera posible, la información de gastos se obtendría con un rezago de por lo menos un año, lo que impediría utilizar un IPC así calculado para muchas de sus actuales aplicaciones.

Independientemente de los problemas descritos, el resultado de Diewert es muy importante puesto que permite comparar en algunos casos al IPC construido en base a una canasta fija con un índice del verdadero costo de vida. En este artículo se utiliza este resultado para medir el sesgo de sustitución en el caso chileno.

Una alternativa a la construcción de índices superlativos consiste en restringir más la forma de la función de utilidad que se supone subyacente a las decisiones de consumo de los individuos. Las dos funciones de utilidad más usadas, por lo deseable de sus propiedades, son la función Cobb-Douglas y la función CES. Ambas funciones de utilidad son homotéticas. Para entender el concepto de homoteticidad considere dos canastas de bienes distintas que entregan el mismo nivel de utilidad al consumidor. Suponga que las cantidades consumidas de cada bien en ambas canastas se aumentan en la misma proporción. Si la función de utilidad es homotética, el nivel de utilidad asociado a estas dos canastas será nuevamente el mismo (aunque distinto del nivel inicial). Una de las implicancias más interesantes de las funciones de utilidad homotéticas es que la elasticidad ingreso es 1. Es decir, cambios

¹⁰ La función de utilidad translogarítmica pertenece a la familia de funciones de utilidad flexibles, y permite la existencia de diferentes elasticidades de sustitución entre diferentes artículos.

¹¹ Estos índices proveen aproximaciones de segundo orden para índices del verdadero costo de vida derivados a partir de funciones de utilidad homotéticas. Este concepto se discute más adelante en este artículo. El índice de Tornqvist es exacto para la función de utilidad translogarítmica.

¹² Un índice de Paasche es uno en que los precios de los diferentes bienes y servicios son ponderados por las cantidades consumidas en el período corriente.

en el nivel de ingreso de las personas no afectan la composición del consumo.

Desde el punto de vista de la construcción de índices del costo de vida, la homoteticidad es una propiedad muy deseable. En particular, las funciones de gasto derivadas de funciones de utilidad homotéticas pueden ser escritas como:

$$e(p, u) = m(p)u$$

donde, $m(p)$ es función únicamente del vector de precios relativos de la economía p , y u es el nivel de utilidad que se desea alcanzar. Por lo tanto, el índice de costo de vida construido como la razón de funciones de gasto bajo dos conjuntos de precios (p_t y p_o) es independiente del nivel de utilidad de referencia u_o .

$$\begin{aligned} (4) \quad ICV_t &= \frac{e(p_t, u_o)}{e(p_o, u_o)} \\ &= \frac{m(p_t) \cdot u_o}{m(p_o) \cdot u_o} \\ &= \frac{m(p_t)}{m(p_o)} \end{aligned}$$

Esto implica que es posible construir índices del verdadero costo de vida bajo estas dos especificaciones de la función de utilidad usando únicamente información de precios y de las ponderaciones de gasto en el período base. En particular, los índices del verdadero costo de vida para estas funciones de utilidad son:¹³

$$(5) \quad ICV_t^{CD} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_{ti}}{p_{oi}} \right)^{\alpha_i}$$

$$(6) \quad ICV_t^{CES} = \left[\sum_{i=1}^n w_{0i} \left(\frac{p_{ti}}{p_{oi}} \right)^r \right]^{1/r}$$

La segunda consideración importante a tener en cuenta, es que estas funciones de utilidad implican que los consumidores sustituyen su consumo entre bienes en respuesta a cambios en los precios relativos.

El índice de precios de Laspeyres, por lo tanto, sólo es un índice del verdadero costo de vida si la función de utilidad de los consumidores es del tipo Leontief (o de proporciones fijas), ya que en ese caso las personas no sustituyen consumo en respuesta a variaciones de precios relativos. Por el contrario, en la función de utilidad Cobb-Douglas la elasticidad de sustitución en el consumo es 1, indicando que los individuos compensarán aumentos en el precio relativo de un bien, disminuyendo la cantidad consumida, con el fin de mantener constante la fracción de su gasto total asignada a dicho bien.

La función de utilidad CES se caracteriza por tener elasticidad de sustitución constante. Las funciones de utilidad de proporciones fijas y Cobb-Douglas son casos particulares de la función CES, en que la elasticidad de sustitución es igual a 0 y 1 respectivamente. La ventaja de los índices de costo de vida obtenidos a partir de la función de utilidad CES es que se pueden asumir diferentes grados de sustitución en el consumo entre bienes, dependiendo de la forma específica que se asuma para la función de utilidad.

MEDICIÓN DEL SESGO DE SUSTITUCIÓN EN EL IPC CHILENO

El principal propósito de este artículo es entregar medidas aproximadas del sesgo de sustitución en el IPC en Chile con respecto a un índice del verdadero costo de vida. Debido a la falta de información histórica acerca de los precios de las diferentes variedades en los distintos lugares de compra, la medición del sesgo de sustitución se limitará al segundo nivel de agregación. Es decir, se medirá el sesgo en el IPC originado por no considerar la eventual sustitución que los consumidores realizan entre artículos.

Para calcular el sesgo de sustitución entre artículos se requiere construir un índice del verdadero costo de vida a partir de la misma información de precios con que se confecciona el IPC. El procedimiento utilizado en este artículo consiste en calcular un índice superlativo de Tornqvist a partir de la información de los precios del IPC con base diciembre de 1978. Como se indicó anteriormente, para construir el índice de Tornqvist se requiere información de los ponderadores del gasto para cada período. Esta información no existe en el caso chileno. La única información disponible sobre patrones de gasto corresponde a la infor-

¹³ La derivación de estos índices se presenta en el recuadro 3.

Características de la Canasta Común 1978-1989

	Canasta Común	Canasta 1978	Canasta 1989
Total de Bienes	264	347	368
Grupos			
Alimentos			
Número de Bienes	102	131	137
Ponderación	-	41.89%	32.99%
Vivienda			
Número de Bienes	50	65	70
Ponderación	-	23.20%	25.43%
Vestuario			
Número de Bienes	48	63	64
Ponderación	-	8.03%	8.45%
Transporte y Telecomunicaciones			
Número de Bienes	17	27	19
Ponderación	-	11.75%	16.97%
Otros			
Número de Bienes	47	61	78
Ponderación	-	15.14%	16.27%

mación contenida en las Encuestas de Presupuestos Familiares. En los últimos 20 años se han realizado tres encuestas de este tipo en el Gran Santiago: 1977-1978, 1988-1989 y 1996-1997. A partir de la encuesta de 1977-1978 se obtuvieron los ponderadores del gasto que definieron la canasta base de diciembre-1978. Esta canasta incluyó 347 artículos pertenecientes a 5 grupos: alimentos, vivienda, vestuario, transporte y telecomunicaciones, y otros. De estos 347 bienes, 264 se repitieron en la canasta de abril-1989 confeccionada a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1988-1989, y que incluyó 368 artículos.

De este modo, existen 264 artículos para los que tenemos información de precios mensuales desde diciembre de 1978 hasta abril de 1989, e información de ponderadores del gasto para los dos períodos extremos. La tabla 1 presenta alguna información descriptiva acerca de la canasta común y la compara con la canasta original en el período base de diciembre de 1978 y con la canasta original en el período final en abril de 1989. En la tabla se puede apreciar que han habido cambios importantes en la composición del gasto entre ambos períodos. Por un lado, se han incorporado nuevos artículos a la canasta y han desaparecido otros que han sido sustituidos. Por otro lado, la importancia relativa de los diferentes grupos de bie-

nes ha cambiado en el tiempo. A grandes rasgos la tendencia ha sido a disminuir el gasto en alimentos y a aumentarlo en forma importante en transporte y telecomunicaciones, y parcialmente en vivienda.

Ahora bien, desde el punto de vista del cálculo de un índice del costo de vida, lo importante es que para estos 264 bienes tenemos ponderadores del gasto en dos períodos diferentes en el tiempo: diciembre de 1978 y abril de 1989.¹⁴⁻¹⁵ Por lo tanto, es posible construir un índice superlativo de Tornqvist para una canasta compuesta por estos 264 artículos comunes. Para ello es necesario recalcular los ponderadores del gasto de estos artículos para hacer esta canasta representativa de la canasta original. En términos generales, el procedimiento consiste en asignar, en la medida que sea posible, la ponderación de los bienes excluidos al artículo más cercanamente relacionado incluido en la canasta común. Cuando lo anterior no es posible, la ponderación se asigna a los artículos incluidos pertenecientes al mismo sub-grupo manteniendo la proporcionalidad en las ponderaciones originales. De este modo, la ponderación total para cada grupo en el período base (diciembre-1978) es la misma que en la canasta original. Este procedimiento se repite reponderando a partir de la canasta de abril de 1989, de tal modo que las ponderaciones a abril de 1989 de cada grupo son las mismas en la canasta común que en la canasta original construida por el INE¹⁶.

Usando esta nueva canasta de 264 artículos se calculan, entonces, un índice de Laspeyres y un índice superlativo de Tornqvist. La tabla 2 muestra algunos resultados de este ejercicio. El primer panel resume los resultados para los índices totales (todos los artículos en cada canasta). La tabla muestra que la va-

Usando esta nueva canasta de 264 artículos se calculan, entonces, un índice de Laspeyres y un índice superlativo de Tornqvist. La tabla 2 muestra algunos resultados de este ejercicio. El primer panel resume los resultados para los índices totales (todos los artículos en cada canasta). La tabla muestra que la va-

¹⁴ Obviamente, los ponderadores del gasto fueron obtenidos para el período de tiempo durante el cual se llevó a cabo la EPF, y fueron imputados a dichos meses específicos, que es cuando se comenzó a recolectar información de precios.

¹⁵ Es importante notar que en algunos casos las variedades que representan al mismo artículo cambian de una canasta a la otra.

¹⁶ Para más detalles acerca del procedimiento usado para realizar la reponderación, ver Lefort(1998).

riación en los índices de Lasperys acumulada para todo el período (125 meses) es igual usando la canasta base del IPC de diciembre 1978 (347 artículos) que si se utiliza la canasta común de sólo 264 bienes. En ambos casos la inflación anual promedio es de 21.75%.¹⁷ Esto es importante puesto que implica que la canasta común provee de una buena aproximación a la canasta original. A continuación se calcula el índice de Tornqvist, que para el mismo período computa una variación anual promedio del costo de vida de 20.93%, implicando un sesgo anual promedio para el período bajo estudio de 0.82%.

Existen algunas consideraciones importantes sobre este ejercicio. En primer lugar, el lapso de tiempo transcurrido entre diciembre de 1978 y abril de 1989 es lo suficientemente grande para que hayan ocurrido cambios importantes en otras variables más allá de los precios de los artículos. En particular, el ingreso promedio ha aumentado en forma importante, lo que podría haber alterado las participaciones en el gasto total de los diferentes bienes y servicios. Hay que tener en cuenta, sin embargo, que el cálculo del índice de Tornqvist es sólo representativo de un índice del verdadero costo de vida si las preferencias de las personas son homotéticas, y no cambian durante el período bajo estudio. En ese caso, cambios en el nivel de ingreso de las personas no alteran sus patrones de consumo cuando los pre-

cios relativos permanecen constantes.

Por otro lado, cambios importantes en la distribución del ingreso podrían alterar los patrones de consumo aun si todas las personas tuvieran preferencias homotéticas y constantes. Bastaría para ello que no todas las personas tuvieran las mismas preferencias. Sin embargo, la distribución del ingreso no ha variado sustancialmente en Chile en el último tiempo, por lo que este problema es potencialmente poco importante. Además, en caso de que se produjeran cambios importantes en las preferencias o el ingreso de las personas durante el período bajo estudio, las estimaciones del sesgo de sustitución podrían verse afectadas. Sin embargo, es sencillo ver la dirección potencial de este efecto. Si debido a un aumento en el ingreso de los consumidores, la demanda por tallarines disminuye, se podría eventualmente observar disminuciones simultáneas en su precio y cantidad consumida. Este efecto tenderá, por lo tanto, a disminuir el sesgo por

TABLA 2

Sesgo de Sustitución: 1978-1989

	Inflación	Coef. Variación	Sesgo	Media Mensual	Desviación Estándar
Total					
IPC	21.75%	0.71			
IPC com	21.75%	0.73	0.00%	1.67%	5.73%
TOR	20.93%	0.67	0.82%		
Alimentos					
IPC	21.32%	1.14			
IPC com	21.12%	1.17	0.20%	1.64%	7.78%
TOR	20.49%	1.12	0.63%		
Vivienda					
IPC	21.02%	0.79			
IPC com	20.84%	0.81	0.18%	1.61%	2.98%
TOR	19.80%	0.77	1.04%		
Vestuario					
IPC	20.22%	0.96			
IPC com	20.13%	0.98	0.09%	1.56%	3.02%
TOR	19.62%	0.97	0.51%		
Transporte y Telecomunicaciones					
IPC	24.23%	0.02			
IPC com	24.92%	0.03	-0.69%	1.91%	2.88%
TOR	23.54%	0.02	1.38%		
Otros					
IPC	22.62%	0.77			
IPC com	22.79%	0.77	-0.17%	1.75%	3.19%
TOR	22.12%	0.79	0.67%		

¹⁷ La inflación anual promedio se calcula como la inflación acumulada entre diciembre de 1978 y abril de 1989, elevada a 12 sobre el número total de meses considerados.

sustitución obtenido al comparar un índice Laspeyres con un índice superlativo. Finalmente, cambios en la composición demográfica podrían tener implicancias sobre el patrón de consumo a nivel agregado, en la medida que personas de diferentes edades tengan patrones de consumo distintos.

Una segunda consideración importante, es que el ejercicio propuesto en este estudio sólo provee de hecho, una estimación del cambio en el costo de vida entre diciembre de 1978 y abril de 1989. En otras palabras, la evolución de este índice al interior de la muestra no puede ser considerada en estricto rigor como la evolución del costo de vida mes a mes.

La tabla 2 también reporta los resultados obtenidos a partir de la canasta común para los diferentes grupos que componen la canasta base. Se puede apreciar que los mayores sesgos se producen en los grupos vivienda y transporte y telecomunicaciones, mientras que el más bajo se da en el grupo vestuario.

Es importante notar que los subíndices de Laspeyres por grupo de la canasta común no logran el mismo alto grado de equivalencia con los subíndices respectivos de la canasta original. En particular, el subíndice de Laspeyres del grupo transporte y telecomunicaciones presenta una variación anual promedio casi 0.7% mayor que el subíndice original. Esto se debe en parte a la menor cantidad de bienes que forman estos grupos. Como se muestra en la tabla 1, el grupo de transporte y telecomunicaciones, por ejemplo, incluía 27 bienes en la canasta original de 1978 pero sólo 17 bienes en la canasta común, constituyendo en ambos casos el 11.75% del gasto total.

Los resultados más importantes y novedosos que se presentan en la tabla 2 son, sin duda, los sesgos de sustitución estimados. En la siguiente subsección se discutirá en mayor detalle la magnitud de estos sesgos. Por ahora, esta información puede ser usada para estimar las elasticidades de sustitución

TABLA 3

Medición del Sesgo de Sustitución: Canasta diciembre 1978

	Elasticidad de Sust.	Media	Coefficiente Variación	Sesgo	Media Mensual	Desviación Estándar
Total						
IPC	0	21.75%	0.71		1.56%	5.71%
CD	1	20.72%	0.7	1.02%		
CES	0.80	20.92%	0.7	0.83%		
Alimentos						
IPC	0	21.32%	1.14		1.65%	7.70%
CD	1	20.47%	1.16	0.85%		
CES	0.71	20.69%	1.14	0.63%		
Vivienda						
IPC	0	21.02%	0.79		1.62%	2.97%
CD	1	19.83%	0.75	1.19%		
CES	0.87	19.98%	0.75	1.04%		
Vestuario						
IPC	0	20.22%	0.96		1.57%	3.09%
CD	1	19.55%	0.96	0.67%		
CES	0.79	19.70%	0.96	0.52%		
Transporte y Telecomunicaciones						
IPC	0	24.23%	1.15		1.86%	3.03%
CD	1	23.12%	1.04	1.11%		
CES	1	23.12%	1.04	1.11%		
Otros						
IPC	0	22.62%	0.77		1.74%	3.19%
CD	1	21.59%	0.76	1.02%		
CES	0.67	21.94%	0.76	0.67%		

entre artículos implícitas en dichos cálculos para una función de utilidad que presente elasticidad de sustitución constante (o CES). La tabla 3 presenta los resultados para este ejercicio aplicado a la canasta base del INE durante el período 1978-1989. La tabla muestra la tasa promedio anual de cambio en los precios medida usando un índice de Laspeyres que asume elasticidad de sustitución igual a cero (IPC tradicional), un índice derivado de una función de utilidad Cobb-Douglas que asume elasticidad de sustitución igual a 1, y un índice derivado a partir de la función de utilidad CES. En este último caso, se calibra la elasticidad de sustitución en cada caso, con el fin de obtener los mismos sesgos estimados a partir de la canasta común y que fueron presentados en la tabla 2. La elasticidad de sustitución entre artículos implícita en la evolución de la canasta base de 1978 es de 0.8. Esta elasticidad es bastante alta, si se considera que cero correspondería a su valor en el caso de la función de utilidad de

proporciones fijas asumida implícitamente en el índice Laspeyres. De hecho, es mucho más cercana a la elasticidad de sustitución implícita en la función de utilidad Cobb-Douglas. Respecto a los cálculos por grupo, es interesante notar que la elasticidad de sustitución es relativamente más baja en el rubro alimentos (0.7), y más alta en el grupo transporte y telecomunicaciones (aproximadamente 1).

Para estimar el sesgo de sustitución en el IPC chileno durante el período más reciente (1989-1997), se realiza el siguiente ejercicio. Se utilizan las elasticidades de sustitución obtenidas para la función CES mediante el procedimiento de calibración del sesgo para el período 1978-1989, para calcular nuevos índices de precios bajo la especificación CES para el período 1989-1997, bajo el supuesto de que las elasticidades de sustitución se han mantenido inalteradas. Es decir se computa el índice de precios ICV_t^{CES} (ver recuadro 3) para el período 1989-1997, usan-

TABLA 4

Medición del Sesgo de Sustitución: Canasta diciembre 1989

	Elasticidad de Sust.	Media	Coefficiente Variación	Sesgo	Media Mensual	Desviación Estándar
Total						
IPC	0	13.43%	0.77		1.14%	4.84%
CD	1	13.54%	0.71	0.76%		
CES	0.80	13.70%	0.72	0.61%		
Alimentos						
IPC	0	14.76%	1.52		1.18%	7.01%
CD	1	14.21%	1.19	0.54%		
CES	0.71	14.37%	1.26	0.38%		
Vivienda						
IPC	0	14.03%	0.68		1.12%	1.63%
CD	1	13.36%	0.70	0.67%		
CES	0.87	13.45%	0.69	0.58%		
Vestuario						
IPC	0	6.67%	3.84	0.57%	2.68%	
CD	1	6.24%	4.26	0.43%		
CES	0.79	6.33%	4.17	0.34%		
Transporte y Telecomunicaciones						
IPC	0	14.00%	1.26		1.12%	2.61%
CD	1	13.58%	1.25	0.42%		
CES	1	13.58%	1.25	0.42%		
Otros						
IPC	0	17.09%	1.00		1.35%	3.00%
CD	1	16.41%	1.03	0.68%		
CES	0.67	16.65%	1.02	0.45%		

do los valores de r estimados durante el período 1978-1989. Los resultados se resumen en la tabla 4. El principal de ellos es la estimación del sesgo de sustitución para el índice general de precios al consumidor de 0.61% por año durante el período 1989-1997.

El Tamaño del Sesgo de Sustitución en el Caso Chileno

El sesgo de sustitución entre artículos encontrado en este estudio es de alrededor de 0.8% para el período 1978-1989, y 0.6% por año durante el período 1989-1997. El reporte final de la Comisión Boskin señala que el sesgo de sustitución al segundo nivel de agregación para EE.UU. podría situarse entre 0.15 y 0.25% por año.¹⁸ Bryan y Cecchetti (1993) presentan estimaciones del sesgo de sustitución al segundo nivel comparando el IPC con un índice del costo de vida calculado mediante métodos estadísticos para detectar componentes comunes. Este estudio encuentra que el sesgo de sustitución en el índice de precios al consumidor ha sido en promedio para el período 1967-1992 de 0.6% por año. En el sub-período 1967-1981 éste alcanzó 0.88%.

En cualquier caso, existen algunas razones por las que el sesgo de sustitución para el caso chileno podría ser mayor que para EE.UU. En primer lugar, la tasa de inflación media anual para los períodos bajo análisis en este estudio ha sido de 21.7 y 14.3% respectivamente, mientras que en EE.UU. la inflación media anual ha sido de sólo 5.4%. Aunque no existe evidencia de que el sesgo de sustitución aumente con la tasa de inflación, existe la presunción de que así es. En segundo lugar, recordemos que este sesgo depende de la elasticidad de sustitución y de la variabilidad de precios relativos. Estimaciones realizadas en este estudio muestran que la desviación estándar de la distribución de las variaciones mensuales de precios relativos es 5.71 y 4.48% para los períodos 1978-1989 y 1989-1997 respectivamente. Estas estimaciones son sustancialmente mayores que el 0.64% obtenido para EE.UU.¹⁹⁻²⁰ Es decir, no sólo ha sido mayor la inflación media en el caso chileno, sino que también han sido más fluctuantes los precios relativos. Por otro lado, la canasta base para el IPC chileno ha comprendido un mayor número de artículos que su contraparte para EE.UU. La con-

secuente definición más estrecha de cada artículo que se tiene en el caso chileno hace más probable que los consumidores chilenos estén dispuestos a sustituir consumo entre artículos que sus homólogos norteamericanos.

RESUMEN Y CONCLUSIONES

Este estudio ha estimado el sesgo de sustitución al segundo nivel de agregación en el IPC chileno comparando la evolución de este índice con la de índices exactos y superlativos bajo diferentes supuestos. El principal resultado de este estudio es que este sesgo ha sido en promedio de 0.8% por año durante el período 1978-1989 y de 0.6% en promedio durante el período 1989-1997. La magnitud de estos sesgos es compatible con elasticidades de sustitución bastante altas, del orden de 0.7.

Aunque el INE va a seguir computando el IPC como un índice de Laspeyres, al menos dos de las innovaciones metodológicas que serán introducidas en el cálculo del IPC a partir de enero de 1999 pueden reducir parcialmente este sesgo. Tradicionalmente, el INE generaba los precios de los diferentes artículos calculando el promedio aritmético de las diferentes variedades. Esto implicaba introducir un sesgo de sustitución al primer nivel de agregación similar al que se analiza en este estudio al segundo nivel de agregación. A partir de 1999, el INE aplicará una nueva metodología basada en promedios geométricos que debería corregir este problema. Este procedimiento implica asumir una elasticidad de sustitución de 1 entre variedades y puestos de compra. En la medida que este nuevo procedimiento de agregación al primer nivel disminuya la variabilidad de los precios resultantes de los artículos, esta innovación podría contribuir a reducir el sesgo en el segundo nivel de agregación. Además, el INE planea, para la nueva canasta de 1998, expandir el concepto de artículos, de forma tal de reducir su número, aumentando de paso el número de

¹⁸ Ver el reporte final de la comisión Boskin (1996). Las estimaciones a las que este reporte hace referencia corresponden a las obtenidas en los trabajos de Manser y McDonald (1988), y Aizcorbe y Jackman (1993).

¹⁹ Ver Bryan y Cecchetti (1996).

²⁰ De hecho, el tercer momento o skewness de la distribución de las variaciones de precios relativos, que mide el grado de asimetría de la distribución, es también mayor en el caso chileno según muestra Lefort (1996).

variedades que representan a cada artículo. Esto también ayudaría eventualmente a reducir el sesgo de sustitución al segundo nivel de agregación.

Adicionalmente, en la medida que la tasa de inflación promedio vaya disminuyendo en el futuro respecto a los promedios históricos, debería tender a disminuir el sesgo por sustitución en el consumo.

REFERENCIAS

- Aguilera, M. (1997). "Informe de Avance Sobre la Actualización y Perfeccionamiento Metodológico del IPC". Mimeo, Ministerio de Economía.
- Aizcorbe, A.N. y P.C. Jackman (1993). "The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-1991". *Monthly Labor Review*, 116(12): 25-33.
- Boskin, M.J. et al. (1996). «Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living». Final report to the Senate Finance Committee.
- Braithwaith, S.D. (1980). "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index". *American Economic Review* 70(1): 64-77.
- Bryan, M.F. y S.G. Cecchetti (1993). "The Consumer Price Index as a Measure of Inflation". NBER Working Paper N° 4505, octubre.
- Bryan, M.F. y S.G. Cecchetti (1996). "Inflation and the Distribution of Price Changes". NBER Working Paper N° 5793, enero.
- Diewert, W. E. (1976). "Exact and Superlative Index Numbers". *Journal of Econometrics* 4(1): 115-45.
- Diewert, W.E. (1996). "Comment on CPI Biases", Department of Economics, University of British Columbia Discussion Paper N° 96-07, julio.
- Gordon, R.J. (1992). "Measuring the Aggregate Price Level: Implications for Economic Performance and Policy". NBER Working Paper N° 3969, enero.
- INE (1997). "Índice de Precios y Estacionalidad de Frutas y Verduras". Departamento de Estudios, Subdirección Técnica.
- Landerretche, O.M. (1998). "Principales Innovaciones en el IPC Base 1998". Mimeo, Banco Central de Chile, marzo.
- Lefort, F. (1996). "Shocks de Precios Relativos e Inflación: La Mediana Ponderada como Medida de Inflación Subyacente en Chile". Documento de Trabajo del Banco Central de Chile N° 1, marzo.
- Lefort, F. (1998). "Sesgo de Sustitución en el Índice de Precios al Consumidor en Chile". Documento de Trabajo del Banco Central de Chile, por aparecer.
- Manser, M. E. y R. J. Mc. Donald (1988). "An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-1985". *Econometrica* 56(4): 909-30.
- McClelland, R.J. (1996). "Evaluating Formula Bias in Various Indexes Using Simulations". Mimeo, Bureau of Labor Statistics, junio.
- Moulton, B.R. (1996). "Bias in the Consumer Price Index: What Is the Evidence?". *Journal of Economic Perspectives* 10(4): 159-77.
- Reinsdorf, M. (1997). "Improving the Chilean CPI". Mimeo, INE, enero.
- Schkolnik, M. (1998). "Metodologías y Operativizaciones del Nuevo IPC". Mimeo, INE.
- Shapiro, M.D. y D.W. Wilcox (1996). "Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation". NBER Working Paper N° 5590, mayo.
- Wynne, M.A. y F.D. Sigalla (1996). "A Survey of Measurement Biases in Price Indexes". *Journal of Economic Surveys* 10(1): 55-89.