

Sesgos de medición del índice nacional de precios al consumidor, 2002-2007

CARLOS GUERRERO DE LIZARDI*

Mathew Shapiro and David Wilcox called the job of estimating the price change associated with a corresponding quality change for a new or evolving good or service as the “house-to-house combat of price measurement” [...]. P.R. Liegey y N. Shepler (1999).

Without the notion of price there would be no economic science. The concept is of absolutely central significance. It is not as easy and trivial a concept as it appears to be at first sight. A satisfactory measurement of price is, as a consequence, a difficult undertaking.
O. Morgenstern (1950).

Statistical agencies have been reluctant to provide their own estimates of cpi bias. In some cases, they have accepted the existence of substitution bias, recognizing that the use of a Laspeyres formula implies that the cpi usually will overstate price change relative to a cost of living index. Statistical agencies have, however, been reluctant to draw even qualitative conclusions from fragmentary and speculative evidence on quality change, new products and new outlet bias.
ILO, IMF, OECD, EUROSTAT, UNECE, y World Bank (2004).

INTRODUCCIÓN

El reporte elaborado por Boskin *et al.* (1996) calculó un sesgo medio anual de 1.1% en la medición de la inflación en Estados Unidos en, por lo menos, las últimas dos décadas. Siguiendo a la comisión Stigler, el informe Boskin definió el sesgo de medición como la desviación del índice de precios al consumidor (ipc) respecto a un índice del costo de vida. Específicamente refirió los sesgos *por sustitución de productos* específicos y genéricos en la terminología

Manuscrito recibido en febrero de 2008; aceptado en agosto de 2008.

* Instituto Tecnológico de Estudios Superiores de Monterrey (ITESM), Campus Ciudad de México, <carlos.guerrero.de.lizardi@itesm.mx>. Agradezco los comentarios y sugerencias de José Antonio Murillo y de dos dictaminadores de la revista. Cualquier error u omisión recae en el autor.

del Banco de México (en adelante Banxico), *por sustitución de nuevos puntos de compra, y por la introducción de nuevos productos y cambios de calidad*. En la misma dirección, estudios recientes reportaron las siguientes magnitudes para Alemania, Canadá, España, Estados Unidos, Japón, Nueva Zelanda y el Reino Unido: 0.75, 0.58, 0.60, 0.87, 0.90, entre 0.65 y 1.0, y entre 0.35 y 0.80 por ciento, respectivamente (Hoffman, 1998; Rossiter, 2005; Ruiz-Castillo *et al.*, 1999; Lebow y Rudd, 2003; Shiratsuka, 2006; Diewert y Lawrence, 1999; Cunningham, 1996). Nuestro propósito es, precisamente, estimar algunos sesgos de medición del IPC de México, generados por la sustitución de productos genéricos y de puntos de compra, y por las mejoras de calidad de genéricos, durante el período segunda quincena de junio de 2002 a 2007. Ante la falta de información clave, no fue posible estimar otros sesgos, a saber, por sustitución de productos específicos, y la introducción de nuevas variedades de productos y nuevos productos. En este sentido nuestro principal resultado, una sobreestimación de la inflación de 0.5% media anual, representa, digamos, una “cota inferior”.

El orden de exposición es el siguiente: en primer lugar presentamos el marco teórico, basado en el enfoque económico de la teoría de los índices de precios; en segundo, algunos sesgos de medición potenciales de cualquier índice de precios al consumidor. En tercer lugar abordamos el papel jugado por las comisiones Stigler y Boskin respecto al mejoramiento de las prácticas seguidas por las agencias estadísticas de nuestro vecino país del norte; en cuarto, un resumen de las propuestas de W. Erwin Diewert relativas a la medición de los sesgos. En quinto lugar revisamos la literatura empírica internacional; y en sexto, presentamos nuestra propia estimación de los sesgos del IPC de México entre 2002 y 2007. Explicitamos que, de fondo, nuestra motivación tiene que ver con la urgente necesidad de que el Banco de México, y el propio Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), introduzcan mejoras en los procedimientos de elaboración de las estadísticas nacionales, y que la comunidad académica, como en otros países, participe activamente, criticando y sugiriendo. Por tanto, al final del estudio presentamos algunas recomendaciones estadísticas puntuales, y las referencias bibliográficas.

EL ENFOQUE ECONÓMICO

Para Konüs (1924), el costo de vida representa la cantidad de dinero desembolsada por una familia para comprar bienes y servicios. Su efectivo consumo, en un lapso de tiempo, determina el nivel de bienestar de la misma. Puestas así las cosas, el disfrute de otros productos, fuera del circuito económico, no está contenido en el enfoque propuesto. Subrayemos que el estándar de vida puede alcanzarse combinando distintas cantidades de bienes y servicios de consumo, y si entre dos períodos el nivel de utilidad (u) permanece constante, entonces podemos construir un verdadero índice del costo de vida:

$$ICV = \frac{G(p_{t+1}, u)}{G(p_t, u)} \quad [1]$$

La anterior expresión muestra el cambio del costo monetario de los bienes y servicios de consumo de una familia requerido para mantener una cierta calidad de vida, o lo que es equivalente, compara el monto del gasto correspondiente a dos diferentes combinaciones de cantidades de productos que implica un mismo nivel de satisfacción. Como suponemos que la familia selecciona una canasta de bienes y servicios que maximiza la utilidad del gasto, o lo minimiza para obtener un nivel de utilidad, el enfoque empleado es, naturalmente, el económico.¹

La generalización del concepto de costo de vida, esto es, el salto del nivel familiar al nivel social, fue propuesta por Pollak (1981). Su definición es análoga al caso anteriormente comentado: el índice del costo de vida social es la ratio del gasto requerido por cada una de las familias presentes en los dos períodos, necesario para alcanzar sus particulares niveles de bienestar.

Destaquemos que la agregación de los índices de costo de vida individuales para obtener un (único) IPC representativo de los hogares exige, entre otros puntos, determinar la ponderación que se asignará a cada familia. En

¹ Otros enfoques son la *canasta fija*, *estocástico*, y *axiomático*. Por cierto, esta clasificación sólo tiene un propósito analítico, ya que algunos enfoques se yuxtaponen entre sí.

este sentido, el índice preferido ha sido un índice de Laspeyres (1871) que, implícitamente, asigna la ponderación familiar según el monto de gasto. Por tanto, se trata de un índice plutocrático:

$$IPC^t = 100 * \frac{\sum_i p_i^t x_i^b}{\sum_i p_i^r x_i^b} = 100 * \left(\frac{p_i^t}{p_i^r} \right) w_i^b \quad [2]$$

$$w_i^b = \frac{p_i^r x_i^b}{\sum_i p_i^r x_i^b} \quad [3]$$

donde:

p_i^t : precio del producto i-ésimo en t .

p_i^r : precio en el período de referencia.

x_i^b : cantidad del producto i-ésimo consumido en el período base.

w_i^b : participación en el gasto total en el período base.

Según la ecuación [2], el IPC mide el costo de compra de una canasta fija de productos en el tiempo. Hablamos entonces de un índice de precios condicional, ya que deja de lado los bienes que caen fuera de mercado, entre otros los provistos por el gobierno, y las propias condiciones ambientales, que tienen un impacto sobre el bienestar de los consumidores (Schultze y Mackie, 2002). Si el período base y el período de referencia coinciden entonces se trata de un índice de Laspeyres estándar, pero normalmente esto no ocurre, por lo que se habla de uno corregido (Deaton, 1998). Por ejemplo, la actual estructura del IPC de México, que utilizó la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2000 pero actualizó los precios relativos a la segunda quincena de junio de 2002, implica que se trata de uno corregido.

Debe entenderse sin dificultad el salto del índice del costo de vida social a la definición del IPC como un índice de Laspeyres, ya que el nivel de bienestar depende de la cantidad de bienes y servicios de consumo incluidos en la canasta, y porque la noción de nivel de utilidad constante empata, en algún

sentido, con la canasta fija del período base. Asimismo, resaltemos que el IPC representa el límite superior del índice del costo de vida, o dicho con otras palabras, el primero tiende a sobreestimar al segundo. El meollo es que el consumidor reacciona a las variaciones de los precios relativos, sustituyendo los productos encarecidos por otros, digamos “abaratados”, con el propósito de minimizar el monto del gasto necesario para obtener un mismo nivel de utilidad.

Una alternativa, extrema, es el índice de Paasche (1874):

$$IPP^t = 100 * \frac{\sum_i p_i^t x_i^t}{\sum_i p_i^r x_i^t} = 100 * \left(\frac{p_i^t}{p_i^r} \right) w_i^t \quad [4]$$

Sin embargo, el índice de Paasche tiende a subestimar la variación, típicamente positiva, del costo de vida. Diewert (1983) mostró que el inobservable índice del costo de vida es algún promedio de los observables índices de Laspeyres y Paasche. De hecho, el índice de precios ideal (en el sentido de “el mejor”) de Fisher (1922), la media geométrica de los dos anteriores o la raíz cuadrada de sus productos, representa la mejor aproximación al índice del costo de vida, y es calificado por sus propiedades como superlativo (Diewert, 1976).

ALGUNOS SESGOS POTENCIALES DE MEDICIÓN

El IPC representa una aproximación al verdadero índice del costo de vida, es decir, existen diferencias sistemáticas entre ambos. A continuación proponemos una lista, no exhaustiva, de los sesgos de medición de cualquier IPC. Básicamente se esperan positivos, lo que implica que las oficinas estadísticas encargadas de compilarlos sobreestiman, y no subestiman, a la inflación.

1. El IPC es un estadístico, por lo que está sujeto a errores de muestreo. En este sentido, el precio de cada producto, en un espacio y tiempo específicos, tiene, teóricamente hablando, una distribución. La magnitud de los errores de muestreo depende, entre otros puntos, de la calidad del propio diseño muestral, si existe, y de las fórmulas de agregación. A propósito, también sufre de errores no muestrales, en el caso que nos

- ocupa de mecánica, a lo largo del intenso proceso de levantamiento y procesamiento de información relativa a los precios de los productos incorporados en la canasta.
2. Como señalamos anteriormente, el IPC adolece, por construcción, del llamado sesgo por sustitución de productos, también llamado, por razones obvias, sesgo por sustitución puro por la Comisión Boskin. Su tamaño depende de la intensidad con la que el consumidor sustituye unos productos por otros como respuesta a los cambios en los precios relativos, y de la propia magnitud de las modificaciones de los precios relativos. Los estudios empíricos sugieren que durante períodos de alta inflación el sesgo por sustitución se incrementa (Wynne y Sigalla, 1994). La falta de actualización de la base de un índice ocasiona, entonces, que la estructura de ponderaciones refleje distorsionadamente los patrones de consumo de las familias.
 3. El índice de Laspeyres supone la calidad constante de los bienes y servicios de consumo contenidos en la canasta. Si esto no ocurre se habla del sesgo por calidad, y el IPC deja de ser un verdadero índice de Laspeyres (Fixler, 1993). Por cierto, desde el plano teórico el presente sesgo puede apuntar en cualquier dirección, y desde el terreno empírico destaca, por lo menos, dos aristas. La primera: que a diferencia del sesgo por sustitución de productos corregible si se utiliza por ejemplo el índice de Fisher, el sesgo por calidad tiene que ser abordado producto por producto. La segunda: frecuentemente la aplicación de las metodologías tradicionales para elaborar índices de precios implica un ajuste parcial de las mejoras por calidad.
 4. Otros sesgos potenciales del IPC tienen que ver con la aparición de nuevos productos (y la desaparición de otros). Los efectos sobre el bienestar de la introducción (desaparición) de bienes y servicios de consumo deberían reflejarse en el propio IPC, recordemos, como estadístico que intenta estimar el nivel de bienestar. En el mejor de los casos la incorporación, típicamente tardía, de un nuevo producto impide capturar un comportamiento estilizado, a saber, su precio alto inicial y la posterior caída, esto es, el llamado ciclo del producto. Como descubriremos más adelante, los sesgos por la introducción de nuevas variedades de productos, por la introducción de nuevos productos, y por calidad, están emparentados.
 5. Un último sesgo, digamos contable por brevedad, se encuentra ligado a la inconsistencia entre los ponderadores de dos mediciones del consumo, a saber, el consumo privado del Sistema de Cuentas Nacionales y el propio IPC, que se refleja en sus distintas dinámicas temporales (Rudd, 2006).

LAS COMISIONES STIGLER Y BOSKIN

En nuestro vecino país del norte dos comisiones, la Stigler de 1961 y la Boskin de 1996, han tenido como encomienda problematizar el IPC. Del reporte elaborado por la primera queremos destacar tres de sus recomendaciones,

las que, dicho sea de paso, fueron relativamente atendidas por su sistema estadístico. La primera, utilizando como eje analítico la distinción entre el IPC y un índice del costo de vida verdadero, sugerir que la Oficina de Estadísticas Laborales (en adelante BLS por sus siglas en inglés) tomara acciones para acercar el primero al segundo (Schultze y Mackie, 2002). La segunda, que el muestreo probabilístico tendría que ser utilizado para, entre otras cuestiones, determinar la precisión de los índices de precios. La tercera, que la metodología hedónica tendría que aplicarse en el caso de algunos productos, con el objetivo de reducir el sesgo por mejoras de calidad.

Boskin *et al.* (1996) estimaron una diferencia sistemática de 1.1% media anual, con un intervalo plausible de entre 0.8 y 1.6 por ciento, en por lo menos las últimas dos décadas. Al respecto destaquemos, en primer lugar, que la magnitud del sesgo de medición es considerable, en términos absolutos e históricos, lo que dicho sea de paso, implicaría una efectiva estabilidad de precios en la economía americana (Wynne y Sigalla, 1994); y en segundo, que el intervalo reportado es, por decir lo menos, abultado, lo que refleja la magnitud de la incertidumbre del ejercicio cuantitativo realizado.

Boskin *et al.* (1996, p. 90) cuantificaron cuatro sesgos, aproximadamente aditivos, a saber, por sustitución de productos genéricos (*upper level*) y específicos (*lower level*) en la jerga de Banxico, por la sustitución de puntos de compra, y por la introducción de nuevos productos y cambios de calidad. Sus principales resultados se mencionan a continuación.

Primero, un sesgo por sustitución de productos genéricos de 0.15%. Al respecto la comisión explica (p. 86):

El sesgo se calcula como la diferencia del Laspeyres modificado del BLS y un índice de Tornqvist, el cual está (aproximadamente) libre de sesgo por sustitución. La mayoría de las estimaciones tienen un rango de entre 0.2 y 0.25 por ciento, incluyendo las propias de la mencionada dependencia. Las más recientes, elaboradas por la propia Oficina y únicamente disponibles para la comisión, indican un sesgo de alrededor de 0.15% al año entre 1988 y 1995. Si bien no hemos tenido tiempo de analizarlas, las aceptamos como una medición conservadora.

Segundo, un sesgo por sustitución de productos específicos de 0.25%. El sesgo en cuestión tiene que ver, básicamente, con las fórmulas para agregar la información recolectada.

Tercero, un sesgo por sustitución de puntos de compra de 0.10%. Destaquemos que el BLS emplea un muestreo probabilístico con base en la Encuesta de Puntos de Compra (POPS por sus siglas en inglés) para determinar, en primer lugar, los establecimientos en los que levanta la información, y en segundo, para realizar una sustitución periódica de los mismos, a propósito, con el riesgo de introducir una volatilidad espuria en los precios registrados. Como en las diferencias sistemáticas anteriores, la comisión no realizó una estimación propia, sino echó mano de un valor proporcionado por la agencia mencionada, específicamente, de un par de estudios.

Antes de revisar la estimación de la última diferencia sistemática considerada por la comisión Boskin, subrayemos que si bien la cuantificación de los tres sesgos anteriores representa, básicamente, una tarea intensiva en términos computacionales, suponemos que las restricciones de información, tiempo y financieras, impidieron que los cinco miembros de la comisión realizaran “personalmente” su encomienda.

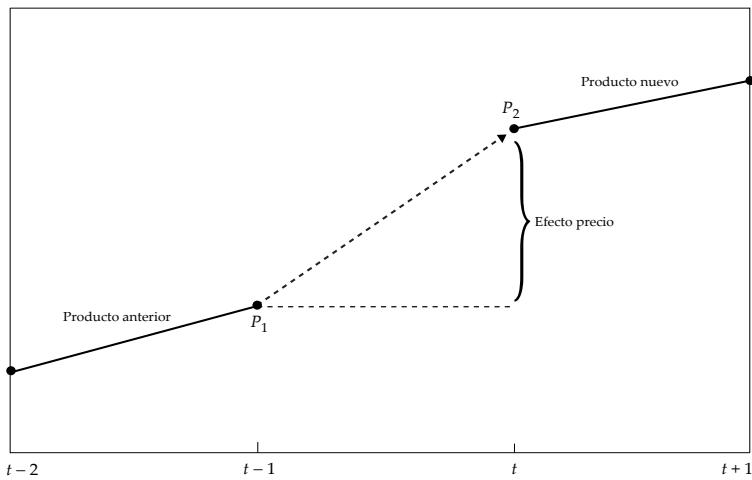
Cuarto, un sesgo por introducción de nuevos productos y cambios de calidad de 0.60%. Para el equipo encabezado por Boskin, el presente sesgo representa el más preocupante y el de más difícil manejo. Consecuentemente, sus integrantes decidieron dar la batalla, como se acostumbra, “casa por casa”. Precisemos.

En primer lugar, por razones metodológicas la comisión tomó un enfoque común a dos problemas aparentemente distintos, a saber, la introducción de nuevos productos por un lado, y las mejoras de calidad, por el otro. Ejemplifiquemos la cuestión así: dos productos, A y B, representan las versiones anterior y nueva del mismo; o en el extremo, un producto A desaparece del mercado y un nuevo producto B se escoge para reemplazarlo. ¿Cómo medir la variación del precio en el tiempo? La nueva versión, o en su caso un nuevo producto, presenta mejoras de calidad, por lo que típicamente B costaría más que A, pero la directa comparación de los precios resultaría en una sobreestimación de su incremento. El meollo es que la correcta comparación requiere que se cotejen los precios de dos productos con idéntica calidad. Por tanto, necesitamos un mecanismo para ajustar el precio del producto B en términos de sus mejoras de calidad. Al respecto

encontramos tres métodos normalmente utilizados por las dependencias estadísticas, también conocidos de forma genérica como “de correspondencia” [Statistical Office of the European Communities (EUROSTAT), 2001; Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), 2001; International Labour Organization (ILO), International Monetary Fund (IMF), OECD, EUROSTAT, United Nations Economic Commission for Europe (UNECE) y World Bank, 2004]: la comparación directa, el ajuste por calidad directo, y la imputación.

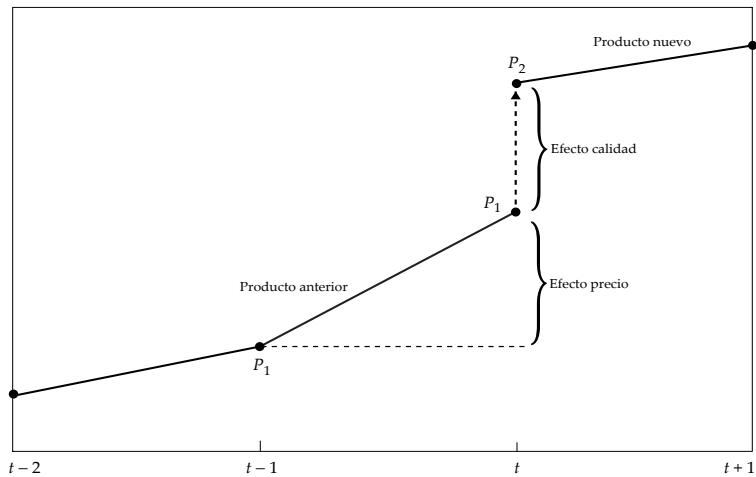
La comparación directa ocurre cuando se establece que dos variedades de un mismo producto son suficientemente similares en términos de su calidad, claro está, adecuadamente definida. Consecuentemente, toda la diferencia de los precios entre las versiones anterior y nueva se contabiliza como un efecto precio puro. Aquí el riesgo es que las mejoras de calidad no sean percibidas por el encuestador. En la gráfica 1 ilustramos la comparación directa de productos.

GRÁFICA 1
Comparación directa de productos



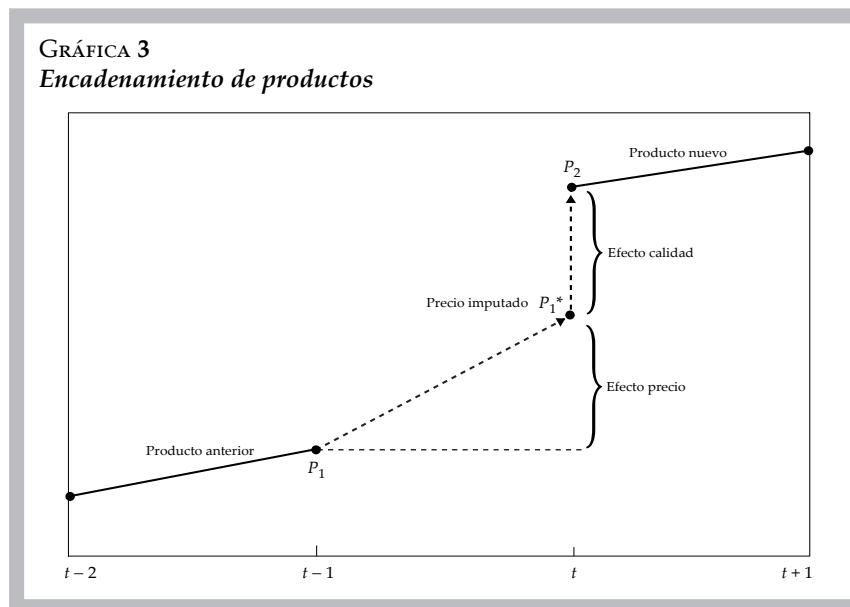
Si se juzga que las variedades de un bien son distintas, entonces es necesario realizar el ajuste correspondiente. En el método de empalme disponemos de las versiones anterior y nueva del producto en un mismo período de referencia. Aquí suponemos que la diferencia de los precios de ambas versiones representa el ajuste por calidad. Por ejemplo, si la versión B incluye una utilería nueva no disponible en la versión A, entonces el incremento del precio representa la estimación del valor de la mejora de calidad realizada por el consumidor. Este ejercicio representa la descomposición del incremento del precio. En la gráfica 2 ilustramos el ajuste por calidad directo.

GRÁFICA 2
Empalme de productos



El método de encadenamiento es utilizado cuando el investigador de precios no dispone de las versiones anterior y nueva del producto en un mismo período de referencia, situación que ocurre inesperada y frecuentemente. Como primer paso la técnica mide la inflación en el genérico dejando de lado al producto en cuestión, y la propia inflación del mismo. En el segundo paso imputa la diferencia de las inflaciones como efecto calidad. En este

sentido, las mejoras de calidad representan un residuo. A propósito, tanto en el empalme como en el encadenamiento de productos existe la alternativa de preguntar directamente a la empresa sobre los costos de producción de las dos versiones y, así, descomponer la variación del precio. En la gráfica 3 ilustramos la técnica de imputación.



La aplicación de los tres procedimientos anteriormente descritos representa una fuente de sesgo por la introducción de nuevas variedades de productos, nuevos productos y variaciones de calidad. Así las cosas, en segundo lugar, la comisión Boskin utilizó discrecionalmente alrededor de 12 estudios relativos a 27 productos para calcular el sesgo por mejoras de calidad, muchos de los cuales aplicaron el llamado *enfoque hedónico*.²

² Guerrero (2006) revisa detalladamente las bondades y limitaciones del enfoque hedónico en general, y presenta una aplicación para el caso de las computadoras personales de escritorio y portátiles para México entre 1990 y 2004.

LA PROPUESTA DE W. ERWIN DIEWERT

Con el propósito de “ofrecer alguna perspectiva respecto a la magnitud de los sesgos” estimados por la comisión Boskin, Diewert (1998, p. 47) propuso, brillantemente, instrumentos analíticos para calcularlos, esto es, algoritmos rápidos y fáciles de procesar en los que se explicitan las variables de las que dependen los distintos sesgos.

El sesgo por sustitución de productos (ssp), genéricos o específicos, se define así:

$$SSP \equiv IPL - IPF \approx \left(\frac{1}{2} \right) (1 + i)^* Var \quad [5]$$

$$Var = \sum_{n=1}^N w_n \left[\left(\frac{p_n^1}{p_n^0} \frac{1+i}{1+i} - 1 \right)^2 \right] \quad [6]$$

donde:

IPL: índice de precios de Laspeyres.

IPF: índice de precios de Fisher.

i: inflación.

Var: varianza.

w_n: ponderación del producto enésimo.

Ante la falta de un índice de Fisher para estimar el sesgo por sustitución de productos, Diewert (1998), utilizando una serie de Taylor de segundo orden, demostró que $(1 + i)^* Var$ aproxima la diferencia de un índice de Laspeyres y uno de Paasche. Según la ecuación [5], la magnitud del sesgo por sustitución de productos es directamente proporcional a la dispersión de los precios relativos. Así por ejemplo, si la inflación y varianza de los productos específicos fuesen 0.02 y 0.005 respectivamente, entonces la magnitud del

sesgo ascendería a 0.00255. Si realizamos el mismo ejercicio para el caso de los genéricos obtendríamos una cifra idéntica que, sumadas, aproximarían “bastante bien” el sesgo de 0.40% de la comisión Boskin. A propósito, Diewert (1998, p. 50) afirmó que el monto correspondiente a las varianzas es plausible.

El sesgo por sustitución de puntos de venta significa que los consumidores dejan de comprar en los establecimientos “caros” para hacerlo en los “baratos”, relativamente hablando. Un índice de precios verdadero (IPV) sería aproximado por el precio medio pagado por los consumidores a lo largo de los puntos de compra:

$$IPV \equiv (1 - s)(1 + i) + s(1 + i)(1 + d) \quad [7]$$

donde:

s : participación de mercado ganada por los establecimientos “baratos”.
 d : porcentaje de descuento de los precios.

El sesgo en cuestión (SSPC), esto es la diferencia entre un índice de Laspeyres y uno verdadero se define así:

$$SSPC \equiv IPL - IPV = (1 + i)sd \quad [8]$$

Si el incremento en la participación de los puntos de venta “baratos” fuese 2%, a propósito estimación bastante conservadora, y el porcentaje de descuento 20%, consistente con alguna evidencia para Canadá, el sesgo ascendería a 0.41% (Diewert, 1998, p. 51). En este sentido, la propuesta de la comisión Boskin resulta “conservadora”. Más si recordamos que Reinsdorf (1993), investigador de la propia agencia responsable del IPC de Estados Unidos, calculó un sesgo por sustitución de puntos de compra de 0.25 por ciento.

Para calcular el sesgo por la introducción de nuevos productos y cambios de calidad Diewert (1998) distinguió entre las nuevas versiones de productos y los nuevos productos. Iniciamos con un índice de precios verdadero correspondiente a las nuevas versiones y cambios de calidad:

$$IPV \equiv \frac{(1-s)(1+i) + s(1+i)}{(1+e)} \quad [9]$$

donde:

s: participación de los productos que han sido desplazados por nuevas versiones.

e: porcentaje de incremento de mejora de calidad que no fue contabilizado.

El sesgo en cuestión (SINVPyCC), esto es la diferencia entre un índice de Laspeyres y uno verdadero es:

$$SINVPyCC \equiv IPL - IPV = \frac{(1+i)se}{1+e} \quad [10]$$

Si la participación de los productos que han sido desplazados por nuevas versiones fuese 0.1, “monto excesivo para algunos productos”, y la mejora de calidad no captada por la metodología tradicional 0.05, con un índice de Laspeyres similar a los sesgos anteriores, el presente sesgo ascendería a 0.49% (Diewert, 1998, p. 52).

Finalmente, el índice de precios verdadero para el caso de la introducción de nuevos productos se define como:

$$IPV \equiv \left(1 - \left(\frac{1}{2}\right)s\right)(1+i) + \left(\frac{1}{2}\right)s(1+i)(1-d) \quad [11]$$

donde:

s: participación de mercado de los nuevos productos que no han sido introducidos en la canasta.

d: porcentaje de decremento de los precios de los nuevos productos respecto a sus precios imputados.

El sesgo por introducción de nuevos productos se escribe así:

$$SIN \equiv IPL - IPV = \left(\frac{1}{2} \right) (1 + i) sd \quad [12]$$

Considerando una participación de los nuevos productos no considerada en la canasta de 0.05, y una reducción del precio no contabilizada, recordemos por el llamado ciclo del producto y el retraso con que se incorpora a la canasta, de 20%, obtendríamos un sesgo de 0.51 por ciento.

REVISIÓN DE LA LITERATURA EMPÍRICA

Una primera respuesta, básicamente negativa, al informe Boskin, fue la serie de documentos contenidos en Ducharme (1997). Al respecto, recordemos que Rob Edwards (1997, p. 10), de la Oficina de Estadística Australiana, concluyó que “no existen investigaciones respecto al sesgo de medición del IPC. Sin embargo, creemos que las similitudes con las metodologías instrumentadas por Canadá y el Reino Unido indicarían que cualquier sesgo del IPC de Australia probablemente es pequeño. Por otro lado, existen áreas de oportunidad para reducir el riesgo de la presencia de algunos sesgos, destacadamente por sustitución de productos y mejoras de calidad de algunos servicios.” El propio Ducharme (p. 13), de Estadísticas de Canadá, puso las cosas así: “aunque el IPC puede presentar los mismos sesgos potenciales que el estadounidense, el efecto total se espera bastante menor ya que Estadísticas de Canadá inició la aplicación de metodologías adecuadas hace tiempo.” Similarmente, François Lequiller (1997), del Instituto de Estadística Francés, concluyó que el sesgo del IPC para su país sería de entre 0.10 y 0.25 por ciento, y David Fenwick, de la Oficina de Estadísticas Nacionales del Reino Unido, negó rotundamente la existencia de cualquier sesgo de su índice de precios.

Posterior a las respuestas contenidas en Ducharme (1997), apareció una segunda ola de documentos en los que no sólo se reconoció la existencia de los sesgos de medición, sino que se cuantificaron. Una síntesis de los principales resultados se presenta a continuación.

CUADRO 1
Sesgos de medición de algunos índices de precios al consumidor

País	Autor(es)	Sesgo medio anual (porcentajes)
Alemania	Hoffman (1998)	0.75
	Crawford (1993)	No más de 0.50
Canadá	Crawford (1998)	0.47, máximo 0.70
	Rossiter (2005)	Entre 0.58 y 0.75
España	Ruiz-Castillo <i>et al.</i> (1999)	0.60
	Gordon (2000)	0.65
Estados Unidos	U.S. General Accountability Office (2000)	Entre 0.73 y 0.90
	Lebow y Rudd (2003)	0.87
Japón	Shiratsuka (1999, 2006)	0.90, máximo 2.00
Nueva Zelanda	Diewert y Lawrence (1999)	Entre 0.65 y 1.00
Reino Unido	Cunningham (1996)	Entre 0.35 y 0.80

A excepción del estudio neozelandés, el resto fue elaborado por investigadores adscritos a oficinas de estadística o bancos centrales. Si bien las metodologías utilizadas para realizar los ejercicios cuantitativos no son exactamente comparables, es visible la magnitud positiva de los sesgos de medición para los siete países listados. Sin lugar a dudas, Estadísticas de Canadá es líder en el análisis del problema que nos ocupa. En este sentido, para calcular los sesgos del IPC de México aplicaremos básicamente el enfoque de Rossiter (2005), a propósito, explícitamente fundamentado en Diewert (1998).

SESGOS DE MEDICIÓN DEL ÍNDICE NACIONAL DE PRECIOS AL CONSUMIDOR

A continuación presentamos nuestras estimaciones de los principales sesgos del IPC de México. Nuestra información proviene del portal de Banxico, y empieza en la segunda quincena de junio de 2002 y termina en la quincena similar de 2007, esto es, el ejercicio se refiere, necesariamente, a la estructura

vigente del IPC de México. Desafortunadamente no contamos con información suficiente para seguir a pie juntillas el conjunto de ecuaciones propuesto por Diewert (1998), específicamente las relativas a los sesgos por sustitución de productos específicos, y por la introducción de nuevas versiones y nuevos productos.

Utilizando la ecuación [5] estimamos el sesgo por sustitución de productos. Ante la falta de información de productos específicos el ejercicio se realizó únicamente para el conjunto de genéricos. Durante los cinco años analizados, la inflación media y la varianza fueron 4.361 y 0.00379 por ciento respectivamente, por lo que el sesgo que nos ocupa asciende a 0.198% media anual. Para dimensionarlo, en el siguiente cuadro reportamos otros hallazgos.

CUADRO 2
Sesgo por sustitución de productos genéricos

País	Autor(es)	Sesgo medio anual (porcentajes)
Alemania	Hoffman (1998)	0.10
Canadá	Rossiter (2005)	0.15
Estados Unidos	Lebow y Rudd (2003)	0.35
Francia	Lequiller (1997)	Entre 0.05 y 0.10
Japón	Shiratsuka (1999)	0.10, máximo 0.25
Nueva Zelanda	Diewert y Lawrence (1999)	Entre 0.05 y 0.15
Reino Unido	Cunningham (1996)	Entre 0.05 y 0.10

Resta la medición del sesgo por sustitución de productos específicos. Destacadamente Banxico, en primer lugar, aplica medias geométricas para los alimentos, y en segundo, utiliza un catálogo por genérico, instrumento que permite la sustitución de unos específicos por otros. Queda abierta la opción de aplicarla al conjunto de específicos, como lo hace, por ejemplo, Estadísticas de Canadá, o por lo menos a los genéricos con específicos que funcionan, sin discusión, como sustitutos.

Sobre el sesgo por sustitución de puntos de compra iniciemos señalando que Banxico (2002, p. 5) sólo explica que “para garantizar la representatividad de los precios que intervienen en el cálculo del IPC se realiza una selección de fuentes de información en cada una de las 46 ciudades de cotización. Estas fuentes son normalmente tiendas, comercios y prestadores de servicios ampliamente preferidos por los consumidores. Una vez elegidos los establecimientos se lleva a cabo una investigación de marcas y presentaciones para seleccionar los productos específicos de cuyo precio se hace un seguimiento recurrente.” Parece entonces que no se utiliza una encuesta de puntos de compra para determinar los establecimientos en los que se levanta la información, y no se explicita si existe algún procedimiento de sustitución de unos, “los caros”, por otros, “los baratos”, relativamente hablando. En verdad no contamos con información de primera mano para fijar la magnitud que toman los dos parámetros clave de la ecuación [8]. Adicionalmente, el hecho de que la selección de fuentes no sea probabilística, dificulta la estimación de las varianzas ligadas al IPC. Al respecto un recurso para cuantificar su precisión es la técnica de *bootstrap*.

Disponemos de alguna información para dimensionar la competencia entre los establecimientos económicos. El *Censo Económico 2004* reporta 22 058 unidades económicas dedicadas al comercio al por menor, de las cuales 2 398 son supermercados, 18 387 son los llamados minisuper, y 1 273 tiendas departamentales. Desafortunadamente la agregación utilizada en el *Censo Económico 1999* no permite una comparación inmediata. En su *Informe Anual 2006*, la Asociación de Tiendas de Autoservicio y Departamentales A.C. (ANTAD, 2006) expresa que cuenta con más de 11 mil tiendas y cerca de 100 centros de distribución, y que entre 2005 y 2006 el crecimiento de las ventas fue el siguiente: tiendas especializadas más de 22%, tiendas departamentales casi 17%, y autoservicios 8.6%. En la página uno la ANTAD explica: “los crecimientos en ventas se deben en gran parte a las inversiones de nuestros Asociados, esto es, a la apertura de nuevas tiendas. Así lo demuestran las tasas de crecimiento de esas tres categorías de establecimientos, cuando son calculadas en términos del mismo número de tiendas existentes el año pasado. En este caso, los incrementos resultan más moderados: 0.9%

en los autoservicios; ligeramente superiores a 6% en las departamentales; y superiores a 7% en las especializadas.” A propósito, la inversión en 2006 fue de aproximadamente 1 500 millones de dólares. Por otra parte, en su informe a la Bolsa Mexicana de Valores (BMV 2006), Wal-Mart de México S.A.B. de C.V. reportó un incremento de las ventas totales de 15.9% en sus 1 013 establecimientos, y de 5.9% si se considera igual número de unidades económicas entre 2005 y 2006. Su inversión ascendió a 841 millones de dólares, que representó 120 nuevos establecimientos el año pasado.

Si bien estamos enterados de que Banxico contabiliza los descuentos no condicionados, no disponemos de información concreta. Así las cosas, si suponemos la mitad de los valores propuestos por Diewert (1998), esto es, 1% respecto al incremento de la participación de los puntos de compra “baratos”, magnitud menor y aceptable según lo dicho en el párrafo anterior, y 10% de descuento de los precios, y considerando el dato de inflación media de 4.361%, el sesgo por sustitución de puntos de compra asciende a 0.10% media anual entre la segunda quincena de junio de 2002 y la correspondiente a 2007.³ Para dimensionarlo, a continuación presentamos otras magnitudes.

CUADRO 3
Sesgo por sustitución de puntos de compra

País	Autor(es)	Sesgo medio anual (porcentajes)
Alemania	Hoffman (1998)	0.10
Canadá	Rossiter (2005)	0.08
Estados Unidos	Lebow y Rudd (2003)	0.05
Francia	Lequiller (1997)	Entre 0.05 y 0.15
Nueva Zelanda	Diewert y Lawrence (1999)	0.25
Reino Unido	Cunningham (1996)	Entre 0.10 y 0.25

³ Para el caso de Canadá, Wal-Mart, Costco, y otros establecimientos han ganado una participación de entre 1.5 y 2.2 por ciento por año entre 2004 y 2006, con descuentos de alrededor de 27% (Rossiter, 2005).

La información contenida en el cuadro anterior muestra que nuestra estimación no resulta inconsistente con la experiencia internacional, y tampoco exagerada. Con otras palabras, establecer un sesgo por sustitución de puntos de compra nulo implicaría suponer un estado de equilibrio en el mercado (un parámetro β igual a cero), algo así como suponer que Wal-Mart no existe (Hausman y Leibtag, 2004).

En espera de estudios aplicados para el caso de nuestro país, calcularemos el sesgo por calidad para tres productos. En primer lugar elaboramos un índice de precios ajustado por calidad para las computadoras personales con base en una regresión hedónica. Podemos afirmar que nuestro ejercicio representa una extensión de Guerrero (2006). Aquí utilizamos información correspondiente a 1 344 computadoras de escritorio y portátiles. A continuación comparamos nuestros resultados con los reportados por Banxico y el BLS.

CUADRO 4
Variación del precio de las computadoras según distintas fuentes
junio de 2002-junio de 2007

Fuente	Tasa de crecimiento media anual (porcentajes)
Banxico	-2.1
BLS	-11.4
Propios	-7.90

En segundo lugar, para el caso de los precios de los automóviles y las televisiones utilizamos los resultados de Shiratsuka (1995), y van der Grient y de Haan (2003) respectivamente. Ahora bien, existen algunas alternativas al momento de trasladar los índices de precios de un país a otro, pero tres son las más comunes (Schreyer, 2001). En la primera simplemente se igualan las evoluciones de los índices de precios. Así por ejemplo, si $P_{TV}^{Holanda}$ representa el índice de precios de las televisiones en Holanda, entonces la tasa de crecimiento del índice de precios estimado para México sería:

$$\Delta \text{Log}(\hat{P}_{TV}^{\text{México}}) = \Delta \text{Log}(P_{TV}^{\text{Holanda}}) \quad [13]$$

Esta simple operación deja de lado las diferencias en la evolución de los niveles generales de precios de ambos países. La segunda opción corrige la dispersión de la inflación entre los dos países al suponer que el precio relativo de las televisiones respecto al nivel general de precios es parecido entre los dos países:

$$\left[\frac{(P_{TV}^{\text{Holanda}})}{(P_{General}^{\text{Holanda}})} = \frac{(\hat{P}_{TV}^{\text{México}})}{(P_{General}^{\text{México}})} \right] \quad [14]$$

Por tanto, calcularíamos la variación del precio así:

$$\Delta \text{Log}(\hat{P}_{TV}^{\text{México}}) = \Delta \text{Log}(P_{General}^{\text{México}}) + \Delta \text{Log}(P_{TV}^{\text{Holanda}}) - \Delta \text{Log}(P_{General}^{\text{Holanda}}) \quad [15]$$

En la tercera alternativa realizamos un ajuste al índice de precios incorporando la relación peso/euro (denotada por e):

$$\Delta \text{Log}(\hat{P}_{TV}^{\text{México}}) = \Delta \text{Log}(P_{TV}^{\text{Holanda}}) - \Delta \text{Log}(e_{\text{Holanda}}^{\text{México}}) \quad [16]$$

Siguiendo el ejemplo de algunas oficinas estadísticas que importan índices de precios compilados en Estados Unidos (Colecchia y Schreyer, 2001, Daveri, 2001, Moulton, 2001, y Schreyer, 2001), tomaremos la tercera opción. Al respecto señalemos que el INEGI hace lo propio, por lo menos para el caso de algunas cuentas trimestrales, y que la sobrepreciación (o subpreciación) del peso frente a otras monedas distorsiona a la ecuación [16]. Nuestros resultados se muestran en el cuadro 5.

Nuestro ejercicio es meramente ilustrativo, en el sentido de que los tres productos seleccionados representan apenas 3.83% de la canasta del IPC de México. Así las cosas, según nuestra estimación, la inflación media anual en el período estudiado no fue 4.361% como afirma Banxico sino 4.146%, esto es, descubrimos un sesgo por mejoras de calidad de 0.215% media anual. En

comparación, si utilizamos los parámetros propuestos por Diewert (1998), el presente sesgo ascendería a 0.50%. Parece entonces que nuestro resultado representa, digamos, una “cota inferior” del sesgo por calidad.

CUADRO 5
Variación de los precios de los productos seleccionados y del tipo de cambio
junio de 2002-junio de 2007

Producto	Tasa de crecimiento media anual (porcentajes)
Automóviles ajustado	-0.23
Automóviles Banxico	1.00
Televisores ajustado	-7.57
Televisores Banxico	-1.67
Pesos por yen	0.90
Pesos por euro	8.03

Resta el sesgo por la introducción de nuevos productos, esto es, tanto nuevos bienes como nuevos servicios. Señalemos que las sociedades de consumo son dinámicas, por lo que se espera un sesgo no nulo, y que sus implicaciones rebasan la correcta medición del IPC, ya que no sólo se trata de precios no medidos sino de actividades cuyos productos no se contabilizan. Considerando los coeficientes propuestos por Diewert (1998) el presente sesgo ascendería a 0.52% media anual. Cerramos el apartado añadiendo otros puntos de referencia (véase el cuadro 6).

En resumen, si sumamos exclusivamente los sesgos por sustitución de productos genéricos (0.198%), por sustitución de puntos de compra (0.100%), y por mejoras de calidad (0.215%), obtenemos un sesgo de medición del IPC de México de 0.513% media anual entre junio de 2002 y el mismo mes de 2007. Por la metodología seguida para estimarlos, y por el hecho de que dejamos de lado tres sesgos, considero que la magnitud reportada, si bien parcial, es plausible. Destaquemos que, por falta de información,

CUADRO 6
Sesgos por introducción de nuevos productos y mejoras de calidad

<i>País</i>	<i>Autor(es)</i>	<i>Por introducción de nuevos productos (porcentajes)</i>	<i>Por mejoras de calidad (porcentajes)</i>
Alemania	Hoffman (1998)	0.10	0.50
Canadá	Rossiter (2005)	0.20	0.15
Estados Unidos	Lebow y Rudd (2003)	Suma de ambos sesgos: 0.37	
Japón	Shiratsuka (1999)		0.70, máximo 0.90
Nueva Zelanda	Diewert y Lawrence (1999)	Suma de ambos sesgos, entre 0.35 y 0.60	
Reino Unido	Cunningham (1996)	Entre 0.00 y 0.15	0.20 y 0.30

específicamente la correspondiente a los productos específicos, a la participación de los productos que han sido desplazados por nuevas versiones, a la participación de mercado de los nuevos productos que no han sido introducidos en la canasta, y al porcentaje de decremento de los precios de los nuevos productos respecto a sus precios imputados, no cuantificamos otros sesgos reconocidos por la literatura, a saber, por sustitución de productos específicos, y por la introducción de nuevas versiones y nuevos productos. En este sentido, nuestro principal resultado representa, claramente, una “cota inferior”. No existe literatura nacional que nos permita contrastar nuestros hallazgos pero, afortunadamente, las referencias internacionales proveen un marco de referencia útil.

Finalmente, respecto a los errores muestrales apuntemos que no existe documentación pública para valorarlos, y sobre los errores de mecánica que la elaboración del IPC cuenta con la certificación ISO-9001.

COMENTARIOS FINALES

No resulta exagerado afirmar que el IPC representa una de las mediciones económicas más significativas para cualquier sociedad. Como variable proxy del índice del costo de vida permite calificar el desempeño económico desde

una doble perspectiva histórica-internacional. El ejercicio de la política monetaria, y sus efectos sobre las tasas de interés y la dinámica productiva, responde a la evolución de los precios. Un último ejemplo, y no menos importante, la medición de las variables micro y macroeconómicas, en términos reales, utiliza a un conjunto de deflactores asociados, en alguna medida, al propio IPC. Consecuentemente, medir la inflación correctamente constituye una prioridad para cualquier agencia estadística.

Boskin *et al.* (1996) calcularon el sesgo de medición del IPC norteamericano como la suma de cuatro, a saber, por sustitución de productos y puntos de compra, y por la introducción de nuevos productos y cambios de calidad. Si bien inicialmente las respuestas oficiales al informe Boskin fueron desafortunadas, en una segunda ola de estudios no sólo se reconoció la existencia de los sesgos de medición, sino se efectuaron serios esfuerzos por estimarlos. En este sentido, nuestro documento buscó recoger la experiencia internacional, e intentó hacer lo propio para el caso del IPC de México.

Nuestros resultados fueron los siguientes. Si sumamos los sesgos por sustitución de productos genéricos (0.198%), por sustitución de puntos de compra (0.100%), y por mejoras de calidad (0.215%), obtenemos un error de medición del IPC de México de 0.513% media anual entre junio de 2002 y el mismo mes de 2007. Por la metodología seguida para estimarlos, y por el hecho de que no contabilizamos otros sesgos reconocidos por la literatura, considero que la magnitud propuesta es conservadora. Para dimensionarla, recordemos que en Alemania, Canadá, Estados Unidos, Nueva Zelanda y el Reino Unido, países que han realizado más o menos esfuerzos explícitos por reducirlos, las magnitudes son 0.75, 0.58, 0.87, entre 0.65 y 1.0, y entre 0.35 y 0.80 por ciento, respectivamente (Hoffman, 1998; Rossiter, 2005; Lebow y Rudd, 2003; Diewert y Lawrence, 1999; Cunningham, 1996). Destaquemos que, por falta de información, específicamente la relativa a los productos específicos, a la participación de los productos que han sido desplazados por nuevas versiones, a la participación de mercado de los nuevos productos que no han sido introducidos en la canasta, y al porcentaje de decremento de los precios de los nuevos productos respecto a sus precios imputados, no cuantificamos los sesgos por sustitución de productos

específicos, y por la introducción de nuevas versiones y nuevos productos. Respecto a los errores muestrales apuntemos que no existe documentación pública para valorarlos, y sobre los errores de mecánica que la elaboración del IPC cuenta con la certificación ISO-9001.

Algunas recomendaciones son las siguientes. Para reducir el sesgo por sustitución puro es suficiente con utilizar intensivamente otra fórmula de agregación, a saber, medias geométricas, y para reducir los sesgos por introducción de nuevas variedades y nuevos productos basta con actualizar la canasta en cuestión. Para reducir el sesgo por sustitución de puntos de compra parece ampliamente recomendable que Banxico diseñe una muestra probabilística y opere un algoritmo de sustitución de establecimientos. Sería afortunado si, inicialmente y a nivel experimental, Banxico iniciara un proyecto en el que se aplicara la metodología hedónica, no sólo para producir nuevos índices de precios, sino para tener un punto de comparación con los rutinariamente compilados; que elaborara, como el BLS, un índice de precios encadenado con una estructura de ponderaciones actualizada cada dos años; y que utilizara los llamados *scanner data* para realizar variados ejercicios de medición, entre otros experimentos que saltan a la vista.

Por cierto, mucho de lo argumentado en el presente estudio se aplica al índice de precios al productor, y al conjunto de deflactores que elabora el INEGI, y dicho sea de paso, sería realmente ventajoso si ambas instituciones alinearan algunas de sus tareas. Un ejemplo: la ENIGH no está diseñada para tener como dominio las localidades con más de 20 mil habitantes. Destaquemos que este problema ya fue “resuelto” por el equipo de estadísticos de Banxico. Otros dos ejemplos no resueltos: 1) la elaboración de los deflactores macroeconómicos, en primer lugar el correspondiente al consumo privado, y el propio IPC, van de la mano; recordemos, por ejemplo, que Suecia construye su IPC utilizando información rezagada del consumo privado originada en su Sistema de Cuentas Nacionales; y 2) el hecho de que en la canasta el único servicio financiero incluido sea el seguro de automóvil refleja no sólo un problema ligado al sesgo por la introducción de nuevos productos sino de las propias características de la ENIGH. Así las cosas, creemos, restan muchas áreas de cooperación interinstitucional. A propósito, los sistemas

estadísticos en cualquier país enfrentan el mismo reto. En Estados Unidos se problematiza la compatibilidad de dos encuestas clave, la de gastos del consumidor producida por el BLS, y la de gastos de consumo privado del Bureau of Economic Analysis (BEA), responsable del sistema de cuentas nacionales de nuestro vecino país del norte (Garner, Janini, Passero y Vendemia, 2006). Internacionalmente, un seminario organizado por el IMF titulado *Statistical implications of inflation targeting: getting the right numbers and getting the numbers right* tuvo como tema central el desarrollo de nuevas formas de colaboración entre las oficinas estadísticas y los bancos centrales (Carson, Enoch y Dziobek, 2002). Desde luego, la sociedad tiene que estar dispuesta a financiar las propuestas vertidas anteriormente.

Actualmente la política monetaria instrumentada por Banxico tiene un objetivo explícito de inflación. Al respecto cerramos con dos comentarios. En primer lugar, su meta y el rango se parecen a lo visto en Canadá y Estados Unidos. Sin embargo, estrictamente hablando, las metodologías aplicadas para la elaboración de los IPC son distintas, por lo que la comparación de los estadísticos entre países resulta, en alguna medida, distorsionada. En segundo lugar, la existencia de medición *espirituosa* debe comprometer a Banxico y al INEGI en particular, y a la comunidad científica en general, a emprender una tarea constructiva de revisión de las metodologías aplicadas nacional e internacionalmente, con la finalidad de mejorar las mediciones nominales y reales en nuestro país. En verdad nos parece urgente que la literatura local se ocupe ya de los temas abordados aquí. Esperamos que el presente estudio signifique un paso en la dirección correcta.

REFERENCIAS

- Asociación de Tiendas de Autoservicio y Departamentales A.C. (ANTAD), *Informe Anual 2006*, México, ANTAD, 2006.
- Banco de México (Banxico), *El índice nacional de precios al consumidor: características y actualización de su base al año 2000*, México, Banxico, 2002.
- Boskin, M.J., E.R. Dulberger, R.J. Gordon, Z. Griliches y D.W. Jorgenson, “Toward a more accurate measure of the cost of living”, *Final Report to the Senate Finance Committee*, 1996.

- Carson, C.S., Ch. Enoch y C. Dziobek, *Statistical Implications of Inflation Targeting: Getting the Right Numbers and Getting the numbers Right*, International Monetary Fund (IMF), 2002.
- Coleccchia, A. y P. Schreyer, “ICT investment and economic growth in the 1990s: is the United States a unique case? A comparative study of nine OECD countries”, Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), Directorate for Science, Technology and Industry (STI) Working Paper no. (2001)7, 2001.
- Crawford, A., “Measurement biases in the Canadian CPI: a technical note”, *Bank of Canada Review*, 1993, pp. 21-36.
- _____, “Measurement biases in the Canadian CPI: an update”, *Bank of Canada Review*, 1998, pp. 38-56.
- Cunningham, A., “Measurement bias in price indices: an application to the UK's RPI”, Bank of England Working Paper no. 47, 1996.
- Daveri, F., “Information technology and growth in Europe”, Universidad de Parma e Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research (IGIER), Documento de Trabajo, 2001.
- Deaton, A., “Getting prices right: what should be done?”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, núm. 1, 1998, pp. 37-46.
- Diewert, W.E., “Exact and superlatives indexes”, *Journal of Econometrics*, vol. 4, núm. 2, 1976, pp. 115-45.
- _____, “The theory of the cost of living index and the measurement of welfare change”, en W.E. Diewert y C. Montmarquette (eds.), *Price Level Measurement*, Ottawa, Statistics Canada, 1983, pp. 163-233.
- _____, “Index number issues in the consumer price index”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, no. 1, 1998, pp. 47-58.
- Diewert, W.E. y D. Lawrence, “Measuring New Zealand's productivity”, Treasury Working Paper no. 99/5, 1999.
- Ducharme, L.M., *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Ottawa, Statistics Canada, 1997.
- Edwards, R., “Measuring inflation in Australia”, en L.M. Ducharme, *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Ottawa, Statistics Canada, 1997, pp. 5-12.
- Statistical Office of the European Communities (EUROSTAT), *Handbook on Price and Volume Measures in National Accounts*, Francia, EUROSTAT, 2001.
- Fenwick, D., “The Boskin report from a United Kingdom perspective”, en L.M. Ducharme, *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Statistics Canada, 1997, pp. 25-52.

- Fisher, I., *The Making of Index Numbers*, Estados Unidos, Houghton Mifflin, 1992.
- Fixler, D., "The consumer price index: underlying concepts and caveats", *Monthly Labor Review*, diciembre, 1993, pp. 3-12.
- Garnet, T.I., G. Janini, W. Passero, L. Paszkiewics y M. Vendemia, "The CE and the PCE: a comparison", *Monthly Labor Review*, September, 2006, pp. 20-46.
- Gordon, R.J., "The Boskin commission report and its aftermath", National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper no. 7729, 2000.
- Guerrero, C., "Una aproximación al sesgo de medición del precio de las computadoras personales en México", *Economía Mexicana (nueva época)*, vol. XV, núm. 1, 2006, pp. 97-124.
- Hausman, J.A. y E. Leibtag, "CPI bias from supercenters: does the BLS know that Wal-Mart exists?", NBER Working Paper no. 10712, 2004.
- Hoffman, J., "Probleme der inflationsmessung in Deutschland", Deutsche Bundesbank Discussion Paper no. 1/98, 1998.
- International Labour Organization (ILO), IMF, OECD, EUROSTAT, United Nations Economic Commission for Europe (UNECE) y World Bank, *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*, Estados Unidos, ILO, 2004.
- Konüs, A.A., "The problem of the true index of the cost of living", *Econometrica*, vol. 7, núm. 1, 1924[1939], pp. 10-29.
- Laspeyres, É., "Die berechnung einer mittleren waarenpreisseigerung", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, vol. 16, 1871, pp. 296-314.
- Lebow, D.E. y B.R. Jeremy, "Measurement error in the consumer price index: where do we stand?", *Journal of Economic Literature*, vol. XLI, núm. 1, 2003, pp. 159-201.
- Lequiller, F. "Does the French consumer price index overstate inflation?", en L.M. Ducharme, *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Ottawa, Statistics Canada, 1997, pp. 25-43.
- Moulton, B.R., "The expanding role of hedonic methods in the official statistics of the United States", Bureau of Economic Analysis Papers no. 0014, 2001.
- OECD, *Sources and Methods: Consumer Price Index*, Francia, OECD, 2001.
- Paasche, H., "Über die preisentwicklung der letzten jahre nach dem hamburger borsennotirungen", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, vol. 12, núm. 23, 1874, pp. 168-178.
- Pollak, R.A., "The social cost of living index", *Journal of Public Economics*, vol. 15, núm. 3, 1981, pp. 311-336.
- Rossiter, J., "Measurement bias in the Canadian consumer price index", Bank of Canada Working Paper no. 2005-39, 2005.

- Rudd, J., "Measurement error in the US CPI", *IFC Bulletin*, Irving Fisher Committee on Central Bank Statistics, núm. 24, 2006, pp. 152-155.
- Ruiz-Castillo, J., M. Izquierdo y E. Ley, *La medición de la inflación en España*, Barcelona, "la Caixa", Colección de Estudios e Informes 17, 1999.
- Schreyer, P., "Computer price indices and international growth comparisons", OECD STD/DOC Working Paper no. (2001)1, 2001.
- Schultze, C.L., y C. Mackie, *At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of-Living and Price Indexes*, Estados Unidos, National Academy Press, 2002.
- Shiratsuka, S., "Automobile prices and quality changes: a hedonic price analysis of the Japanese automobile market", *BOJ Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, vol. 13, núm. 2, 1995, pp. 1-44.
- _____, "Measurement errors in the Japanese consumer price index", *Monetary and Economic Studies*, vol. 17, núm. 3, 1999, pp. 69-102.
- Shiratsuka, S. "Measurement errors in the Japanese CPI", *IFC Bulletin*, Irving Fisher Committee on Central Bank Statistics, 2006, núm. 24, pp. 36-43.
- U.S. General Accountability Office (GAO), "Consumer price index: update of Boskin commission's estimate bias", GAO GGD-00-50, 2000.
- Van der Grient, H. y J. de Haan, "An almost ideal hedonic price index for televisions", International Working Group on Price Indices, Seventh Meeting, 2003.
- Wynne, M.A. y F.D. Sigalla, "The consumer price index", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, segundo cuatrimestre, 1994, pp. 1-22.