

SESGO DE MEDICIÓN DEL IPC: NUEVA EVIDENCIA PARA COLOMBIA¹

Andrés Langebaek Rueda²
Edgar Caicedo Garcia

Resumen

En este trabajo se estima el sesgo total del Índice de Precios al Consumidor en Colombia con base en la metodología propuesta por Hamilton (2001). El ejercicio se fundamenta en la estimación de una ecuación de demanda por alimentos para el período 1984/85 a 1994/95 con la información de la Encuesta de Ingresos y Gastos de esos años. Se llega a la conclusión de que el sesgo total de este índice osciló entre un 1.63 y un 1.69 puntos porcentuales promedio por año en este período.

Abstract

This paper presents an estimation of the Consumer Price Index bias for Colombia based on the methodology proposed by Hamilton (2001). The calculation, developed for the years 1984/85 to 1994/95, is based on the estimation of a demand curve for food. The Income and Expenditure surveys available for those years are used for this purpose. It is concluded CPI bias fluctuated from 1.63 and 1.69 percent points per year.

Palabras Claves: Inflación, Curva de Engel y Sesgo del IPC.

Clasificación JEL: C-43, E-31, D-12

Marzo de 2007

¹ “La serie *Borradores de Economía* es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva”.

² nlangeru@banrep.gov.co; ecaicega@banrep.gov.co. Se agradecen los comentarios de José Leibovich, la asistencia econométrica y revisión del texto por parte de Munir Jalil, así como la ayuda en el manejo de la base de datos de Víctor Hernández.

I. Introducción:

Es bien conocido que el índice de precios al consumidor calculado mediante un índice de Laspayres, sesga la variación en los precios de la canasta de bienes al consumidor. Este sesgo se origina en la dificultad de incorporar oportunamente la introducción de nuevos bienes, la sustitución de bienes más costosos por otros más económicos (sesgo de sustitución), las variaciones en la calidad de los bienes (por ejemplo los bienes pueden ser más durables en el tiempo lo que disminuye su frecuencia de gasto) y el desarrollo de nuevos expendios y de redes de distribución más eficientes que pueden ofrecer los mismos productos a precios más bajos que los almacenes tradicionales. Otro sesgo a tener en cuenta es el de “productos excluidos” que resulta por cuanto los organismos de estadística no recopilan información sobre la variación de precios de toda la canasta de bienes del consumidor sino sólo de aquellos que contribuyen más a su gasto.

En la literatura el sesgo más estudiado es el sesgo de sustitución. En Colombia, el trabajo de Caicedo (2000) es pionero al calcular este sesgo para la década de los noventa basado en la metodología de índices superlativos. Esta metodología consiste en aproximar ponderaciones anuales con base en la interpolación lineal de las participaciones extremas (Diciembre de 1988 y de 1998). El autor llega a la conclusión de que el índice de precios del Dane sobrevaluó en 0.7% promedio por año la inflación “verdadera” en la década de los noventa.

En la literatura nacional no se conoce ningún trabajo en el que se calcule el sesgo total. De esta ausencia surgió la necesidad de una estimación comprensiva que permita contemplar los otros sesgos mencionados. Este cálculo es importante, entre otras razones, porque las variaciones en el ingreso real pueden estar significativamente afectadas por los sesgos en el IPC en la medida que el consumo real se calcula con base en este indicador.

En este documento se presentan los resultados de una estimación del sesgo total en el IPC con base en la propuesta de Hamilton (2001) y Costa (2001) que se describe en la próxima sección. Se llega a la conclusión de que el sesgo total de ese índice para el período 1984/5 - 1994/5 oscila entre un 1.63 y un 1.69 puntos porcentuales promedio por año.

II. Objetivo y metodología.

El trabajo tiene por objeto cuantificar la evolución “verdadera” en el índice de costo de vida en Colombia, corrigiendo por los sesgos de medición en el IPC mencionados en la introducción. La estimación del sesgo total se obtiene a partir de la estructura de gasto y la estructura demográfica de los hogares. En particular, la metodología supone que si en momentos distintos del tiempo dos hogares con las mismas características demográficas

y el mismo nivel de ingreso real, medido por el IPC, tienen una proporción del gasto en alimentos distinta, esta diferencia es explicada por el sesgo del IPC.

Lo expresado en el párrafo anterior se explica fácilmente con el siguiente ejemplo: considérense dos hogares, h e i , con las mismas características demográficas (tamaño, sexo y edad del jefe del hogar, número y edad de los hijos etc.), que viven en la misma región y por lo tanto están afectados por las mismas variaciones en el nivel de precios entre el período 0 y el período t . Las siguientes serían las funciones que relacionan la proporción de la demanda por alimentos sobre el gasto total que proviene de un sistema quasi ideal de demanda³ como el propuesto por Deaton y Muellbauer (1980):

$$w_{h,o} \equiv \phi + \lambda \ln(P_{F,0} / P_{N,0}) + \beta \ln(Y_{h,o} / P_{G,o})$$

$$w_{i,t} \equiv \phi + \lambda \ln(P_{F,t} / P_{N,t}) + \beta \ln(Y_{i,t} / P_{G,t})$$

En donde la participación de los alimentos en el gasto total w es función del logaritmo del “verdadero” precio relativo de los alimentos frente al precio de los no alimentos (P_F / P_N) y del logaritmo del ingreso real (ingreso nominal Y , deflactado por el “verdadero” indicador del precio de todos los bienes P_G). Los subíndices se refieren al hogar i en el período t .

Definiendo Π_t y $E_{G,t}$ como la variación observada en los precios y el sesgo no observado entre el período 0 al período t y suponiendo que no hay cambios en los precios relativos entre alimentos y no alimentos entre el período 0 y t , la diferencia en la proporción de alimentos al gasto total en los dos períodos es:

$$w_{h,o} - w_{i,t} \equiv \beta \ln[(Y_{h,o} / P_{G,0}) - (Y_{i,t} / (P_{G,0}(1 + \Pi_t)(1 + E_{G,t})))]$$

Si además el ingreso real medido por el IPC en los dos hogares es igual, la expresión para la diferencia en la proporción del gasto en alimentos queda:

$$w_{h,o} - w_{i,t} \equiv \beta \ln[1 / (1 + E_{G,t})]$$

En donde se aprecia que el sesgo del índice general de precios entre el período 0 y t se podría estimar de la diferencia en la proporción del gasto en alimentos entre los dos hogares.

En la práctica se observa que las variaciones en los precios de alimentos y no alimentos no son iguales, que hay diferencias en los niveles y variaciones de precios de los bienes entre regiones y que la proporción del gasto en alimentos también depende de las

³ Los fundamentos microeconómicos para un sistema de ecuaciones de demanda imponen las siguientes condiciones: i) la suma de los gastos parciales debe ser igual al total del gasto, ii) las funciones de demanda deben ser homogéneas de grado cero en los precios y el ingreso, iii) la matriz de sustituciones debe ser simétrica. Además debe cumplir con ciertos requisitos para su estimación e interpretación. En este caso los parámetros no corresponden directamente a elasticidades, por lo cual el sistema es quasi ideal.

características demográficas. La ecuación para la proporción del gasto en alimentos será entonces del siguiente tipo:

$$w_{i,j,t} \equiv \phi + \lambda \ln(P_{F,j,t} / P_{N,j,t}) + \beta \ln(Y_{i,j,t} / P_{G,j,t}) + \sum_x \theta_x X_{i,j,t} \quad (1)$$

En donde la participación de los alimentos⁴ en el gasto total w es función del logaritmo del “verdadero” precio relativo de los alimentos frente al precio de los no alimentos ($P_{F,j,t} / P_{N,j,t}$), del logaritmo del ingreso real (ingreso nominal Y , deflactado por el “verdadero” indicador del precio de todos los bienes $P_{G,j,t}$) y de X , un vector de variables que capturan las características demográficas de los hogares. Los subíndices se refieren al hogar i en la región j en el período t .

Definiendo Π_t como la variación observada en los precios del período 0 al período t , $P_{F,j,0}$ y $P_{N,j,0}$ los precios de los alimentos y los no alimentos en el período 0 y $E_{F,t}$, $E_{N,t}$ y $E_{G,t}$ el sesgo acumulado en la medición de alimentos, no alimentos y el total del índice de precios entre el período 0 y t se obtiene que:

$$\begin{aligned} P_{F,j,t} &= P_{F,j,0}(1 + \Pi_{F,j,t})(1 + E_{F,t}) \\ P_{N,j,t} &= P_{N,j,0}(1 + \Pi_{N,j,t})(1 + E_{N,t}) \\ P_{G,j,t} &= P_{G,j,0}(1 + \Pi_{G,j,t})(1 + E_{G,t}) \end{aligned} \quad (2)$$

Reemplazando estas definiciones en la ecuación (1) y reorganizando términos se obtiene:

$$\begin{aligned} w_{i,j,t} &\equiv \phi + \lambda \ln((1 + \Pi_{F,j,t}) / (1 + \Pi_{N,j,t})) + \\ &\beta \ln(Y_{i,j,t} / (1 + \Pi_{G,j,t})) + \\ &\sum_j \delta_j D_j + \sum_t \delta_t D_t + \sum_x \theta_x X_{i,j,t} \end{aligned} \quad (3)$$

Donde D_j y D_t son variables dicótomas referidas al tiempo y a la región. δ_j y δ_t son parámetros a estimar que corresponden a:

$$\begin{aligned} \delta_j &\equiv \lambda \ln(P_{F,j,0} / P_{N,j,0}) - \beta \ln P_{G,j,0} \\ \delta_t &\equiv \lambda \ln((1 + E_{F,t}) / (1 + E_{N,t})) - \beta \ln(1 + E_{G,t}) \end{aligned} \quad (4)$$

La ecuación para δ_t tiene tres incógnitas (el sesgo de alimentos, de no alimentos y el sesgo total), por lo cual es necesario hacer algún supuesto sobre la relación entre estos

⁴ En teoría la proporción del gasto en cualquier bien podría utilizarse como variable dependiente. Siguiendo a Costa (2001) se toma la proporción del gasto en alimentos en la medida que estos son un bien no durable, por lo cual el gasto en un período difícilmente provee un flujo de consumo en otro período, lo que hace que esta variable esté sujeta a errores de medición más pequeños.

sesgos. Carvalho y Chamon (2006) suponen que los alimentos y los no alimentos tienen el mismo sesgo en el IPC, con lo cual el sesgo total queda:

$$\ln(1 + E_{G,t}) = -\delta_t / \beta \quad (5)$$

El supuesto anterior puede ser restrictivo. Si se tiene información específica sobre el sesgo de alimentos en relación a los no alimentos y denominamos esta relación como $(1+Ec)$ el sesgo total será:

$$\ln(1 + E_{G,t}) = [-\delta_t + \lambda \ln(1 + Ec)] / \beta \quad (6)$$

El análisis también permite estimar la elasticidad ingreso de la demanda por alimentos, la cual está asociada al coeficiente β .

III. La información

Colombia cuenta con los resultados de 5 encuestas de ingresos y gastos. La primera se efectuó por parte de la Contraloría General de la Nación en 1953, la segunda por parte del CEDE de la Universidad de los Andes en 1967 y las tres últimas por parte del Departamento Administrativo Nacional de Estadística en 1970, 1984/85 y 1994/1995. En atención a la homogeneidad y disponibilidad de la información se trabajó con la información correspondiente a los años 1984/85 y 1994/95⁵ lo que nos permite calcular el sesgo total entre estos años. Un cálculo más reciente del sesgo total podrá obtenerse luego que el Dane publique los resultados de la nueva encuesta de ingresos y gastos, cuyos resultados harán parte de la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Como lo señalan Moncada y Siabatto (1989) para la construcción del índice de precios al consumidor que entró en vigencia a partir de enero de 1989 se tomaron los resultados de la encuesta de ingresos y gastos de 1984/1985 y se excluyeron los hogares unipersonales y los hogares con ingresos muy altos (el 5% de los hogares con mayores ingresos en cada ciudad) por presentar gran dispersión en los hábitos de consumo. Con el objeto de lograr la mejor comparación posible, en este trabajo también se excluyeron los hogares con esas características. Adicionalmente, en atención a que el IPC en el año mencionado pasó de 7 ciudades (Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto) a 13 ciudades, en este ejercicio se utiliza la información de las encuestas y el IPC para las ciudades originales.⁶

Adicionalmente, se trabajó exclusivamente con los hogares que reportaron algún nivel de gasto en alimentos y se excluyeron aquellos para los cuales el gasto reportado en alimentos es mayor al gasto total⁷. Se contó entonces con 15.903 observaciones para el

⁵ Los períodos de recolección de información fueron: marzo 84 a febrero 85 y marzo 94 a marzo 95.

⁶ Las nuevas ciudades incluidas en el IPC son Cartagena, Montería, Cúcuta, Neiva, Pereira y Villavicencio. Como se verá posteriormente, las cifras de consumo de alimentos por ciudades varía significativamente entre ciudades.

⁷ 7 observaciones para 1984/85 y 2 para 1994/95.

primer año y 12.992 observaciones para el segundo. Estas observaciones fueron ponderadas por sus respectivos factores de expansión.

De otra parte, debe tenerse en cuenta que en la encuesta de ingresos y gastos de 1994/95 se introdujo 93 productos no contemplados anteriormente que representaron 5.7% del gasto total de los hogares. Entre estos se destacan (con su participación en el gasto total entre paréntesis): el pasaje en bus urbano (1.64%) las bebidas alcohólicas consumidas fuera del hogar (0.79%) y platos diversos preparados fuera del hogar (0.35%). En el anexo 1 se presentan esos productos así como su participación en el gasto total. Si bien la metodología propuesta calcula el sesgo por la aparición de nuevos productos, los nuevos alimentos son descontados del gasto en alimentos y del gasto total en las observaciones correspondientes al año 1994/95, puesto que de no hacerlo se estaría elevando artificialmente el gasto en alimentos llegando a rechazar incluso la ley de Engel.

Por último, como no contamos con información precisa del sesgo total de alimentos frente a los no alimentos, se optó por tomar los cálculos de Caicedo (2006) para el sesgo de sustitución para los dos grupos de bienes. Estos datos, correspondientes al período de análisis, son utilizados en este trabajo como proxy del sesgo total para estos grupos.

IV. Método de estimación.

El método de estimación supone correr la siguiente regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de la participación de los alimentos en el gasto de los hogares:

$$w_{i,j,t} \equiv \phi + \lambda \ln((1 + \prod_{F,j,t}) / (1 + \prod_{N,j,t})) + \beta \ln(Y_{i,j,t} / (1 + \prod_{G,j,t})) + \sum_{j-1} \delta_{j-1} D_{j-1} + \delta_{1994} D_{1994} + \sum_x \theta_x X_{i,j,t} + \mu_{j,i,t} \quad (6)$$

En la expresión anterior $\mu_{j,i,t}$ recoge el efecto de otras variables no incluidas o errores de medición de las variables que se supone que tiene los comportamientos adecuados (media cero y varianza constante). El vector de variables X incluye las siguientes: sexo (1 para mujer y 0 para hombre), edad y educación del jefe del hogar. El número de integrantes de la unidad de gasto y el número de personas que trabajó al menos durante cuatro meses en el año anterior.

Tal como lo hacen Carvalho y Chamon (2006) se incluye una variable dicótoma para determinar aquellos hogares que poseen vivienda⁸. Finalmente se incluye el número de personas del hogar en 5 rangos de edades (menos de 4 años, entre 5 y 9 años, entre 10 y 15 entre 16 y 18 y más de 18 años). Las variables referentes a la estructura de edades son importantes puesto que la literatura reconoce la diferente propensión a consumir alimentos por parte de estos grupos.

⁸ Esta variable mide un efecto riqueza.

Las variables dicótomas D_j representan las $j-1$ ciudades diferentes a Bogotá.⁹ Por último D_{1994} corresponde a una variable dicótoma para los hogares encuestados en el año 1994/95. Los subíndices se refieren al hogar i en la región j en el período t .

Costa (2001) utiliza el gasto real, en lugar del ingreso real, por considerar que aquella variable es un mejor indicador del ingreso permanente. En la próxima sección se presentan los resultados de correr el modelo con esta metodología.

Finalmente, podría pensarse que la estimación de (6) tiene problemas de endogeneidad en la media que los precios pueden estar correlacionados con el término de error (un *shock* en el término de error se trasladaría en un cambio en la demanda que puede alterar a su vez el nivel de precios). Aunque Baum (2006) sostiene que este tipo de problemas no tiene porqué existir en la medida que las ecuaciones a estimar representan la función de demanda del hogar i y no la demanda del mercado, (El hogar i es tomador de precios y por lo tanto sus decisiones de demanda no tienen porqué afectar el precio de mercado), se realizaron las necesarias pruebas de endogeneidad para verificar esta hipótesis.

V. Resultados

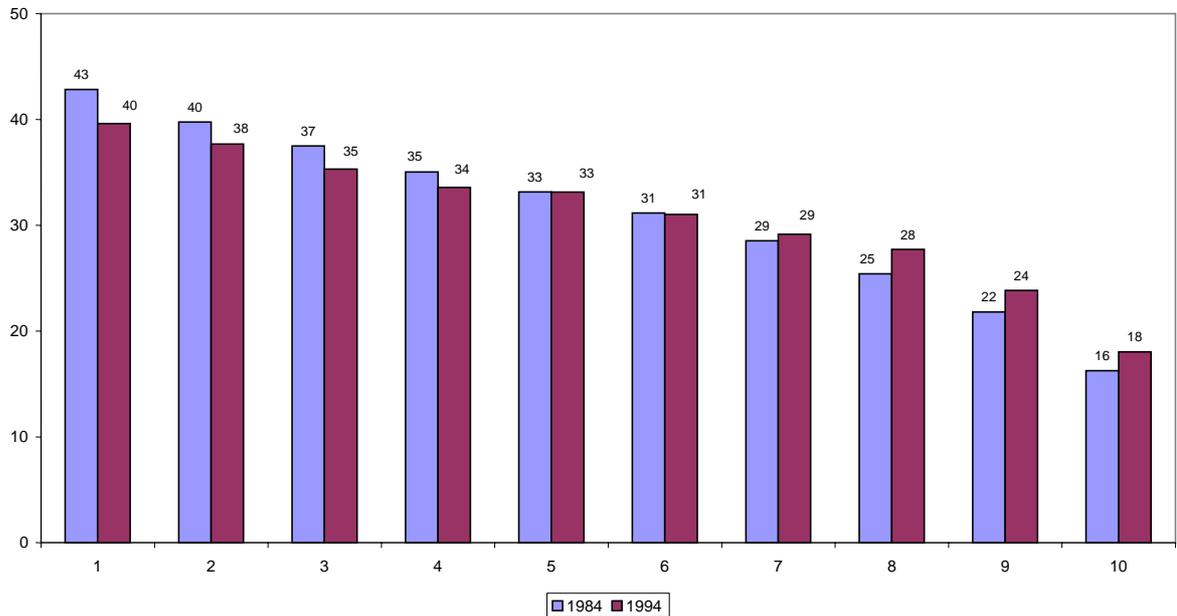
Esta sección tiene por objeto presentar los cálculos sobre el tamaño del sesgo del IPC en el período 1984/85 – 1994/95. Sin embargo, antes de acometer esta tarea, se repasan algunas de las características de las variables consideradas.

Como anticipa la ley de Engel, se observa que la proporción del gasto en alimentos se reduce con un mayor nivel de ingreso en las 7 ciudades consideradas. (Ver gráfico 1). Sin embargo para los deciles más altos de ingreso esta proporción aumenta ligeramente en el período considerado.¹⁰

⁹ Costa (2001) incluye la edad del marido, edad de la señora, número de hijos, número de miembros del hogar diferentes a hijos y mayores de 18, número de hijos e hijas por rango de edades. El trabajo de Carvalho y Chamon (2006) incluye el tamaño del hogar, su composición por rango de edades, el sexo del jefe del hogar, la presencia de esposa/o y la propiedad de la vivienda que habita el hogar. Lasso (2003) incluye el tamaño del hogar, la población por rangos de edad, el porcentaje de personas ocupadas y variables dicótomas para las ciudades diferentes a Bogotá.

¹⁰ Este hecho, está relacionado con la importancia que tiene Bogotá en el total nacional. Tal como lo reporta el Dane (1998) la proporción del gasto en alimentos en esta ciudad aumentó del 27.8 al 28.9% entre 1984/85 y 1994/95. El incremento del gasto en alimentos para los deciles más altos de la población puede estar asociado con la apertura económica de principios de la década pasada, la cual permitió abastecer al mercado interno de nuevos bienes alimenticios importados que con anterioridad no eran de uso común en el país.

Gráfico 1: Proporción del gasto en alimentos
(por deciles de ingreso 1984/1994)



En el Cuadro 1 se presenta el comportamiento de algunas variables de mayor interés en el último año analizado:

Cuadro 1

Principales variables 1994/95				
Decil de ingreso	Proporción del gasto en alimentos	Número de trabajadores con remuneración	Proporción de hogares que posee vivienda	Proporción hogares con mujeres como j.h.
1	39.6	1.09	44.9	32.5
2	37.7	1.18	47.8	25.1
3	35.3	1.22	48.4	23.7
4	33.6	1.41	53.7	24.3
5	33.1	1.52	59.4	23.3
6	31.0	1.60	56.9	23.5
7	29.2	1.78	64.3	22.0
8	27.7	1.87	66.1	21.4
9	23.9	2.01	72.0	21.5
10	18.0	2.01	75.2	21.8
Total	30.7	1.58	59.3	23.7

Las variables registran una variación considerable cuando se las estudia por decil de ingreso. El número de personas del hogar que trabaja y recibe remuneración crece con el nivel de ingreso; mientras que en el decil más rico percibieron remuneración en promedio 2.01 personas por hogar, en el decil más pobre este promedio se reduce a 1.09. De otra parte, mientras que en un 21.8% de los hogares más ricos la mujer es cabeza del hogar en los hogares más pobres esta proporción asciende a un 32.5%. Finalmente, en lo que a posesión de vivienda se refiere; en 1994/95 esta proporción alcanzó un 75.2% en el decil más rico mientras que en el más pobre se reduce a un 44.9%.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de estimar a través de MCO el modelo utilizando el nivel de gasto total como variable explicativa de la proporción del gasto en alimentos. Los resultados incluyen los coeficientes estimados y los errores estándar robustos utilizando el método propuesto por Newey y West (1987) debido a los problemas de heteroscedasticidad comunes en este tipo de modelos. (Anexo 2).

Cuadro 2
Variable Dependiente: proporción del gasto en alimentos*

Variable independiente:	Gasto real			Gasto real instrumentado por ingreso real ¹¹		
	Coeficiente	Error Estándar robusto	t	Coeficiente	Error Estándar robusto	t
D1996	-0.013	0.003	-4.5	-0.020	0.003	-6.7
Ln gasto real	-0.094	0.002	-54.0	-0.120	0.002	-56.1
Ln precio relativo alimentos	-0.065	0.039	-1.7	-0.086	0.039	-2.2
Ln personas	0.059	0.003	19.8	0.064	0.003	21.4
Sexo Jefe del hogar	-0.015	0.002	-5.9	-0.018	0.002	-7.4
Edad Jefe del hogar	0.000	0.000	3.2	0.000	0.000	5.0
Años escolaridad jefe del hogar	-0.016	0.001	-11.0	-0.009	0.001	-6.9
Edad 1 a 4	0.004	0.002	2.8	0.002	0.002	1.1
Trabajadores con remuneración	0.005	0.001	4.3	0.008	0.001	7.4
Vivienda	-0.018	0.002	-7.9	-0.012	0.002	-5.4
Constante	1158.00	0.016	71.0	1367.0	0.019	70.3
	Num. Obs.=	28882.00		Num. Obs.=	28882.00	
	F(16, 8865)=	395.90		F(16, 8865)=	392.42	
	Prob > F	0.00		Prob > F	0.00	
	R-2=	0.26		R-2=	0.25	
	Raíz MSE=	0.12		Raíz MSE=	0.13	

Fuente: Cálculos de los autores con fuente en DANE.

* Los resultados de las variables dicótomas por ciudad arrojan resultados significativos al 99% de confianza. Están disponibles para consulta con los autores.

¹¹ El análisis de la estimación en dos etapas se llevó a cabo utilizando los factores de expansión correspondientes.

En el mismo cuadro se observa la regresión de Mínimos Cuadrados en dos Etapas (MC2E) siguiendo la propuesta de Carvalho y Chamon (2006) de utilizar como variable instrumental el nivel de ingreso real. Las pruebas de sobreidentificación de Sargan y endogeneidad de Wu-Hausman¹², permiten concluir que es adecuado el uso de esta variable como instrumento del gasto real.

Estos resultados arrojan un coeficiente β (asociado a la elasticidad ingreso) muy similar a la reportada por Lasso (2003) y al obtenido por Carvalho y Chamon (2006) para Brasil. Al contrario de lo obtenido por el primer autor, el signo obtenido para el número de integrantes de la unidad de gasto es positivo, lo cual significa que no hay economías de escala en el gasto en alimentos. Este resultado también coincide con el obtenido para Brasil y se justifica en la medida que el consumo de alimentos es excluyente (el consumo por parte de un miembro del hogar imposibilita su uso por parte de otro miembro). Esto no ocurre en el caso de otros gastos como los arriendos, puesto que el espacio compartido por tres miembros del hogar lo es por cuatro o más miembros. Al igual que Carvalho y Chamon (2006) se obtiene que los hogares en los cuales el jefe del hogar es hombre consumen más alimentos en relación con su gasto total.

Los resultados obtenidos para los dos modelos son similares en cuanto al signo y nivel de significancia de los parámetros estimados con excepción del coeficiente para el número de hijos entre 1 y 4 años, que no resulta significativo en la regresión por MC2E.

Tal como se comentó en la sección II en el modelo teórico el paso de la ecuación (4) a la (5) supone la igualdad del sesgo de medición de alimentos y de no alimentos. Este supuesto se puede relajar considerando que el error de medición para cada uno de estos grupos es proporcional al sesgo de sustitución relativo entre alimentos y no alimentos.

Tomando los coeficientes estimados para λ , β , δ_t del cuadro 2 y bajo dos hipótesis alternativas sobre el sesgo relativo de los alimentos frente al resto de bienes y reemplazando en las ecuaciones (5) y (6) se construyó el siguiente cuadro que resume el sesgo anual en el IPC en el período 1984 – 1994 según las dos metodologías de estimación:

Cuadro 3: Sobreestimación promedio anual del IPC 1984/85 -1994/95

Supuesto\Modelo	MCO	MC2E
Mismo sesgo entre alimentos y no alimentos.	1.38	1.63
Sesgo relativo de alimentos es proporcional al sesgo de sustitución.	1.44	1.69

¹² Realizadas sobre la estimación sin utilizar los factores de expansión.

Teniendo en cuenta que de la prueba de Wu-Hausman se establece la bondad de utilizar el ingreso real como instrumento del gasto, acogemos la estimación basada en los MC2E.

VI. Conclusiones

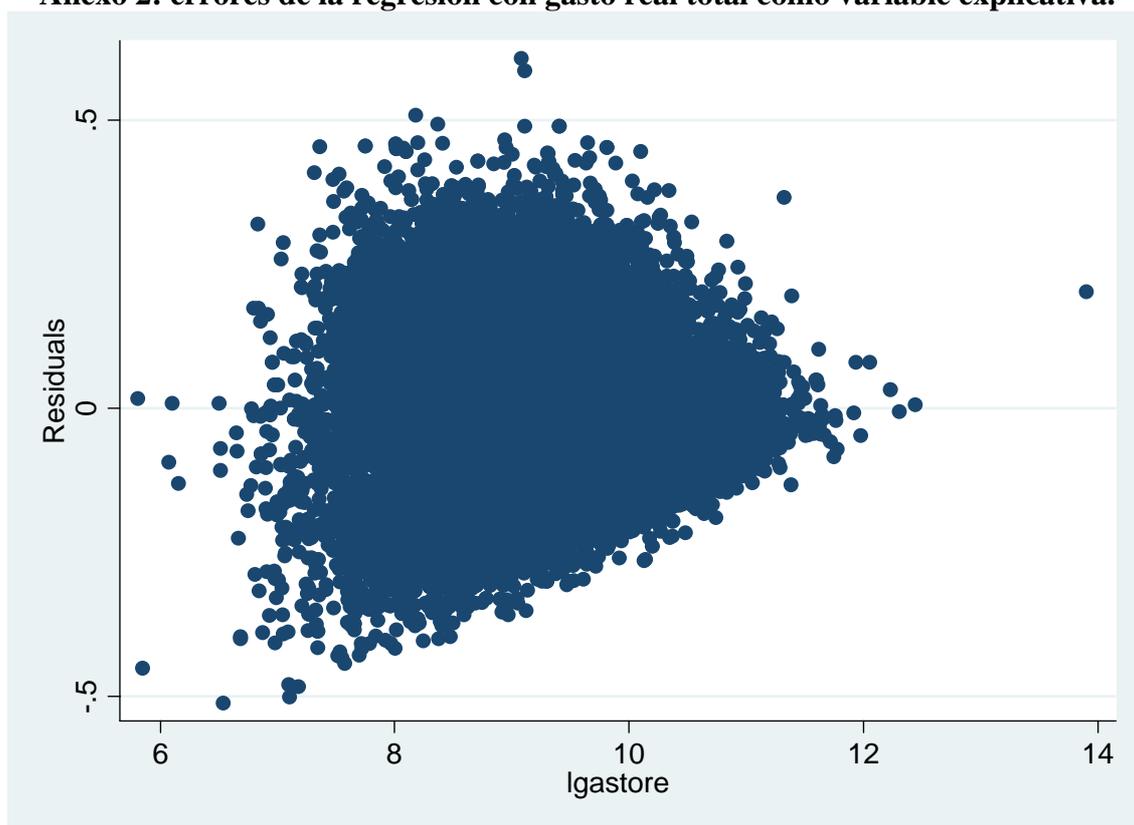
Con base en la metodología utilizada por Costa (2001) este trabajo cuantifica el sesgo total en el IPC para el período 1984/85-1994/95. Si bien el sesgo estimado varía de acuerdo con el supuesto que se haga sobre la relación del sesgo de los alimentos frente a los no alimentos, los resultados bajo dos hipótesis plausibles arrojan resultados similares: con el modelo de mínimos cuadrados en dos etapas el IPC sobreestima el costo de vida entre un 1.63 y un 1.69 puntos porcentuales por año. Este sesgo, en términos absolutos, es mayor al registrado por Costa (2001) para los Estados Unidos (el cual ascendió a 0.6% entre 1982 y 1994) pero inferior al encontrado por Carvalho y Chamon para Brasil (entre 6.9 a 4.8 puntos porcentuales por año entre 1978/88 y 1995/96). El sesgo obtenido para Colombia confirma los hallazgos de la literatura internacional en el sentido que el tamaño del sesgo está en relación directa con el nivel de inflación. Al comparar el sesgo en términos relativos, es decir como proporción de la inflación medida por el IPC, se obtiene que en Colombia el sesgo total es bajo: alcanzó apenas un 6% de la inflación promedio frente a un 16% en los Estados Unidos. (La inflación promedio para los Estados Unidos y Colombia entre 1984 y 1994 alcanzó un 3.6% y un 24.4% respectivamente).

Teniendo en cuenta que el sesgo por sustitución estimado por Caicedo (2000) para la década de los noventa ascendió a 0.7% los sesgos por la introducción de nuevos bienes, las variaciones en la calidad de los bienes y el desarrollo de redes de distribución más eficientes son en promedio un 57% del sesgo total. Esta proporción es semejante a la reportada para los Estados Unidos por Boskin (1995).

Concientes que un índice de precios al consumidor, cuyas ponderaciones no se actualicen con mayor periodicidad implica un sesgo importante en el cálculo del IPC total, países como España, Japón e Inglaterra vienen desarrollando encuestas continuas de ingresos y gastos. En el caso español, estas encuestas le han permitido una actualización más frecuente de estas ponderaciones. En línea con esta tendencia, actualmente el DANE viene desarrollando la Gran Encuesta Integrada de Hogares con el propósito, a median plazo, de contar con una encuesta de ingresos y gastos trimestral. En la medida que esto se logre el sesgo en el cálculo del IPC en Colombia tenderá a un nivel mínimo.

ANEXO 1 Principales nuevos productos en los gastos 94/95	
ARTÍCULO	PARTICIPACIÓN EN EL GASTO TOTAL
Pasaje en bus urbano	1.64
Bebidas alcohólicas consumidas fuera del hogar (cerveza, etc.)	0.78
Platos diversos preparados fuera del hogar (pollo asado, etc.)	0.34
Arepas, pan, almojabanas, buñuelos, pandeyucas, etc.	0.27
Vivienda proveniente de salario en especie	0.27
Frutas sueltas, jugos, ensaladas de frutas, fresas	0.25
Azúcar cruda o natural	0.24
Gastos en apuestas y juegos de azar (chance, lotería, etc.)	0.19
Pintura, resane y pañete	0.17
Otros gastos en mejoras a la vivienda	0.14
Imágenes diagnosticas (rayos x, ecografías, electros, etc.)	0.11
Pagos seguro obligatorio (vehículo)	0.11

Anexo 2: errores de la regresión con gasto real total como variable explicativa.



Referencias

- Baum, C.F (2006) An introduction to Econometrics using Stata. Stata Press.
- Boskin, Michael (1995) Prepared Statement, Consumer Price Index: Hearings Before The Committee on Finance, United States Senate.
- Caicedo, E. (2000). Problemas en la Medición del IPC: el caso colombiano. ESPE, No. 38, Diciembre.
- Carvalho F. y Chamon M. (2006) The Myth of Post-Reform Income Stagnation in Brazil. IMF Working Paper WP/06/275.
- Costa, Dora, (2001), Estimating Real Income in the United States from 1888 to 1994: Correcting CPI Bias Using Engel Curves” Journal of Political Economy, Vol. 109, No.6 pp 1288-1310.
- Dane, (1998) El consumo de los hogares en 23 capitales de departamentos colombianos. Boletín Mensual de Estadística No. 540 marzo.
- Deaton A. y Muellbauer J. (1980) An Almost Ideal Demand System. The American Economic Review, Vol 70, No. 3
- Hamilton, B. (2001) Using Engel’s Law to Estimate CPI Bias, American Economic Review, Vol. 91, No. 3 pp 619-30.
- Hausman J, (2003) Sources of Bias and Solutions to Bias in the Consumer Price Index, Journal of Economic Perspectives, Vol. 17 No. 1
- Hausman J, (1995) Newey W, Powell J. L, Nonlinear Errors in Variables: Estimation of some Engel Curves, J. Econometrics, No. 65.
- Lasso F, J, (2003) Economías de Escala en los Hogares y Pobreza. Revista Economía del Rosario No. 6 Vol. 1.
- Moncada J. y Siabatto Cristina (1989) Metodología del Nuevo Índice de Precios al Consumidor. Boletín Mensual de Estadística No. 433. Dane
- Newey W.K y West K.D. (1987) A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica No. 55.