

ESTIMACIÓN DE ELASTICIDADES E IMPUESTOS ÓPTIMOS A LOS BIENES MÁS CONSUMIDOS EN MÉXICO*

Jorge N. Valero Gil

Universidad Autónoma de Nuevo León

Resumen: Con base en la metodología de Deaton en este estudio se encuentran las elasticidades directas y cruzadas para algunos de los alimentos que más gente consume en México, tales como: tortilla, carne de res y pollo, leche, huevo, tomate, cebolla y chile, frijoles, refrescos y agua. Se encuentra que dicha metodología de estimación de elasticidades ofrece mayores dificultades cuando se aplica a las zonas rurales y cuando se trata de elasticidades cruzadas. Además, las elasticidades estimadas se aplican al estudio de los impuestos óptimos siguiendo a Ahmad y Stern, para determinar si la reforma impositiva óptima va en el sentido de mayores impuestos o subsidios al consumidor para dichos bienes.

Abstract: We estimate cross and direct elasticities for food products in Mexico. We consider Mexico's most consumed goods, which are tortillas, meat, chicken, milk, eggs, onion, chili pepper, kidney beans, soft drinks, and water. We find that using the methodology of Deaton to estimate elasticities creates difficulties when applying it to rural zones and cross-elasticities. We further use the estimated elasticities to find the optimal taxes for these products, to evaluate whether an optimal tax reform would call for greater consumer taxes or subsidies.

Clasificación JEL: C31, D12, H15, O1, O54, Q13

Palabras clave: elasticidades alimentos, impuestos óptimos, economía del consumidor, análisis rural urbano, mercados agrícolas, food elasticities, optimal taxation, consumer economics, urban-rural analysis, agricultural markets.

Fecha de recepción: 20 VI 2005

Fecha de aceptación: 4 V 2006

* Agradezco los comentarios de dos árbitros anónimos que permitieron mejorar mi trabajo. jvalero@faeco.uanl.mx

1. Introducción

En este estudio se estiman las elasticidades precio directas y cruzadas para algunos de los alimentos que más gente consume en México, como son: tortilla, carne de res y de pollo, leche, el huevo, tomate, cebolla y chile, frijoles, refrescos y agua. Se obtienen también las elasticidades gasto y las elasticidades gasto de la calidad. Además se aplican dichas elasticidades en el estudio de los impuestos óptimos para dichos bienes. Para facilitar las comparaciones se sigue el código publicado por Deaton (1997),¹ así como su metodología para la estimación de las elasticidades. Además, para extender el modelo a la estimación de los impuestos óptimos se utilizó la metodología para el diseño de reformas impositivas de Ahmad y Stern (1984).

La metodología de Deaton (1988, 1990, 1997) al utilizar datos de sección cruzada nos permite abstraernos del problema de la oferta, la que se considerará como constante, pues utiliza información de un punto en el tiempo. Con esta información buscamos conocer el porcentaje en que disminuye el consumo de los bienes más comunes para la población en México cuando se incrementan los precios, sabiendo de antemano que los resultados de las estimaciones dependerán del número de sustitutos permitidos. Si tomamos una clase de bienes como los alimentos es de esperarse una elasticidad precio muy baja ya que constituiría un bien con pocas posibilidades de sustitución. Por ejemplo, el estudio de Aportela y Werner (2002) que agrega todos los rubros de alimentos generará elasticidades más pequeñas, y las estimadas por Nicita (2004) serán más elevadas al hacer una menor agregación de bienes. Sin embargo, si la pregunta que nos hacemos es como cambia el consumo de los bienes más comunes cuando varían sus precios, entonces debemos buscar la mayor especificidad posible, lo cual nos lo permite la *Encuesta nacional de ingresos y gastos de los hogares* (ENIGH) publicada por el INEGI, para los años 1992 y 2002. Este tipo de estimaciones es más revelante cuando para fines de política económica y de distribución se deciden políticas de impuestos, de subsidios y de distribución basándose en bienes específicos. El modelo utiliza un modelo similar al *Almost Ideal Demand System*, AIDS de Deaton y Muellbauer (1980) el cual expresa las proporciones del gasto como una función lineal de los precios y el ingreso. Contiene dos ecuaciones, una para las proporciones gastadas en cada

¹ El código es corregido para la estimación de las matrices de intracovarianzas, para retirar los impactos de la calidad y, hacia el final, para la inversión de una matriz.

bien y la otra para el valor unitario del bien. La linealidad del ingreso ha sido discutida por Banks, Blundell y Lewbel (1997) quienes derivan una clase de sistemas de demanda que incluye al modelo AIDS y que contiene términos de ingreso adicionales al término lineal. Al utilizar este modelo concluyen que en el caso de los alimentos en Inglaterra es preferible utilizar el modelo lineal ya que no encuentran no-linealidades sistemáticas en la curva de Engel. Sin embargo, debe señalarse que Campos (2002) al utilizar otra metodología encuentra para el caso de México que el término cuadrático del ingreso es significativamente diferente de cero.²

La metodología utilizada genera además dos categorías adicionales de bienes: la de otros alimentos, que proviene de la diferencia del gasto de las familias en alimentos y los bienes mencionados, y la de otros gastos, que se refiere a la diferencia entre el gasto total familiar y el gasto en alimentos. La mayoría de los bienes en esta última categoría está sujeta al impuesto al valor agregado (IVA) del 15%, mientras que en la categoría de los alimentos son pocos los bienes que están con dicho impuesto. Sin embargo, los productores de los bienes mencionados tienen distintos grados de protección impositiva en relación con los precios internacionales, lo cual nos permite aplicar nuestros resultados al estudio de los impuestos óptimos.

El modelo supone que en cada localidad existe un solo precio para cada bien. Las variaciones observadas en los precios pagados por un bien serán debidas a las diferentes calidades compradas. Por lo tanto, el valor unitario pagado por un bien tendrá un componente de precio, único para cada localidad, y un componente de calidad. Si llegaran a aparecer diferencias en precio dentro de una localidad, éstas generarán ganancias por arbitraje, lo que conducirá a su desaparición. El modelo parece más apropiado para utilizarlo en pueblos pequeños donde no haya mucha variación de precios, por lo que en este estudio se busca la menor unidad muestral posible y se presentan los resultados, tanto para toda la población como para la que vive en poblaciones de 2500 habitantes o menos, denominadas rurales. La limitante principal es que, como se discutirá en la sección 1, en este último caso el tamaño de muestra se reduce significativamente y las elasticidades obtenidas, aunque obtendrán los signos correctos, no serán significativamente diferentes de cero.

² En su criterio de decisión Banks, Blundell y Lewbel (1997) utilizan regresiones kernel mientras que Campos (2002) añade el término cuadrático a la ecuación de proporciones de gasto y encuentra que conforme aumenta el ingreso crece la elasticidad ingreso de los alimentos. El modelo que se discute aquí postula que al aumentar el ingreso se eleva la calidad (el valor unitario) del bien.

En este estudio se explota el hecho de que los precios son diferentes entre poblaciones debido a la distancia entre ellas. Las diferencias permiten que todos los mercados sean servidos y, por lo tanto, son eficientes como señalan Schmalensee (1981) y Layson (1994), y, de no darse, se generarían escaseses como la discutida por Park (1985) para el caso de la leche en Quito, debido a la regulación de su precio en Ecuador. Esta variabilidad en precios que ocurre entre las ciudades es estudiada por Engel y Rogers (2001) para el caso de Estados Unidos y encuentran dos factores importantes para explicarla, lo pegajoso de los precios dentro de cada ciudad y la distancia entre las ciudades. En nuestro caso dada la alta volatilidad que tienen los precios de los bienes alimenticios estudiados, sólo podemos atribuir las diferencias en precios a las distancias.

Dado que diferentes precios para un mismo bien son explicados por las distancias entre las localidades y que el modelo pide que la localidad sea del menor tamaño posible, ya que se supone existe un solo precio en cada localidad, a lo más que podríamos aspirar con los datos de las ENIGH es utilizar como localidades las unidades muestrales originales. Como esto no es posible, ya que no están disponibles en las bases de datos, se hace uso de las tres referencias a unidades geográficas disponibles: el estrato que se refiere al tamaño de la localidad, las ubicaciones geográficas (las entidades federativas en 1992) y los factores de expansión. Al combinarlas se logran formar 733 localidades en el año 1992 y 2 251 en el 2002.

El modelo supone que las variaciones en los valores unitarios de cada bien dentro de cada localidad se deben a diferencias en la calidad del bien comprado, pero bien pudiera deberse, también, a factores aleatorios o a que la distancia dentro de una misma localidad no es igual a cero. Para demostrar la importancia de la variación de los precios entre las localidades en comparación con la existente dentro de cada localidad, se construyen la matriz de intracovarianzas, en referencia a los movimientos de precios en cada localidad, y la de intercovarianzas, que compara los precios en diferentes localidades; y se puede observar que la variación entre localidades es más importante.

En la estimación de los impuestos óptimos se toman en cuenta dos factores: los problemas de distribución del ingreso y los de eficiencia. Para el primero, se recurre a la función de bienestar de Atkinson (1970) y, para el segundo, se recurre tanto a las elasticidades estimadas, directas y cruzadas, como a los precios sombra estimados para los alimentos estudiados. Si seguimos el procedimiento de Ahmad y Stern (1984), si llamamos W al bienestar social, τ_i al impuesto sobre el bien i y R a la recaudación gubernamental, el costo en bienestar

social W de incrementar en un peso los ingresos gubernamentales R estará dado por:

$$\lambda = -(\partial W / \partial \tau_i) / (\partial R / \partial \tau_i)$$

A mayor λ mayor será el costo social de un incremento en precio debido a los impuestos para los consumidores, ya que se está midiendo el costo en bienestar del aumento en los ingresos gubernamentales. El numerador que nos da el costo en bienestar va a depender de qué tipo de familia es la que consume el bien que llevaría el impuesto τ , y el denominador nos medirá la reducción en el consumo que ocurriría si se incrementa en un peso la recaudación gubernamental, con lo que mide el efecto de eficiencia. En este estudio no se hace referencia a los efectos sobre los diferentes niveles de ingreso como lo hacen King (1983) o, para el caso de México, Urzúa (2001) y Campos (2002).

Se buscó tener el máximo posible de observaciones sobre los bienes seleccionados y, por tal motivo, se seleccionaron los siguientes: tortilla, carne de res, carne de pollo, leche, huevo, tomate, cebolla y chile, frijol, refrescos y agua, con o sin sabor. Como una primera aproximación, y por deberse estimar las elasticidades cruzadas, hubo que limitar el número de bienes considerados, quedando fuera algunos tan importantes como la papa y el azúcar. El estudio se realiza para los años 1992 y 2002 a fin de poder establecer comparaciones y ver la fortaleza de nuestras estimaciones. También se obtienen las elasticidades, tanto para toda la población como para las poblaciones menores a los 2500 habitantes. En el caso de estas últimas, al reducirse significativamente el tamaño de la muestra, los coeficientes estimados resultaron no significativos. Sin embargo, se integran en el estudio con fines comparativos.

La organización del trabajo es como sigue: en la primera sección se discute la muestra, la selección de los bienes y de las localidades. En la segunda, se estiman las elasticidades de la calidad y del gasto, se hace la comparación entre localidades y se calculan las elasticidades precio directas y cruzadas y en la tercera, se estudia el problema de los impuestos óptimos. Al final se presentan las conclusiones del estudio.

2. Selección de los bienes y de las localidades

La ENIGH se realiza durante la segunda mitad del año (en el 2002, del 21 de agosto al 15 de noviembre). De acuerdo con el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, INEGI (2003) la muestra está diseñada para presentar información a nivel nacional y

para dos estratos más, el de localidades menores a 2500 habitantes y el de mayores a dicha cantidad. En el caso de los alimentos, se provee información sobre la cantidad comprada por bien, el precio pagado y el gasto efectuado por cada miembro de la familia.

Los bienes fueron seleccionados con dos criterios: tomar el mayor número de familias consumidoras posibles y hacer la menor agregación posible de bienes. El primer factor evita que haya muchos casos de consumo cero en las diferentes localidades, con la finalidad de que el estudio tenga la mayor validez posible. Se busca, además, una alta cantidad de dinero gastada para poder estimar las elasticidades precio e ingreso. Se seleccionaron nueve bienes: tortilla, carne de res, carne de pollo, leche pasteurizada y bronca, huevo, cebolla, tomate y chile, frijol, refrescos y aguas de sabores y agua con o sin sabor. Este último bien fue seleccionado para tener un término de sustitución con los refrescos. Los bienes que no contienen agregaciones con otros bienes fueron la tortilla, el huevo, el frijol y el agua.

En el cuadro 1 se presentan el número de familias consumidoras en la muestra, el número respectivo correspondiente a la población, así como el gasto total trimestral, tanto para los bienes seleccionados como para los que son consumidos por un gran número de familias, pero que no fueron incluidos en el estudio. La muestra de la ENIGH de 2002 que se utilizó³ constó de 16,921 familias, que representan a más de 24 millones de familias. De éstas, 79.2 por ciento presentaron gasto en tortillas, 55.3 en carne de res y ternera y 76.6 en tomate, jitomate, chile y cebolla. El gasto de las familias en dichos bienes se presenta en la penúltima columna y en la última el porcentaje del gasto en cada bien con respecto al gasto en alimentos. Los bienes seleccionados representan el 39.6% del gasto en alimentos. La papa, el azúcar, el arroz y el aceite vegetal son bienes que pudieron haberse incluido, pero no se hizo para no aumentar el tamaño de las matrices en los cálculos de las elasticidades, su información también aparece en la parte de abajo del cuadro 1.

2.1. Selección de la muestra

A pesar de que una gran proporción de la población consume pan, como se muestra en la parte baja del cuadro 1, no se incluyó en el estudio debido a que la encuesta pide información sobre el consumo

³ La muestra original era de 17167 hogares, pero algunos se retiraron por no presentar gasto en alimentos.

medido en kilos, al ser artículos comprados por piezas es más difícil obtener una respuesta correcta, y la consecuencia será una mayor variación en los precios declarados y errores más fáciles de cometer entre el gasto efectuado en el bien contra su precio y la cantidad consumida.⁴ En el caso del pan y de los chiles jalapeño y serrano se optó por no incluirlos en el análisis y pasarlos a otros alimentos. En el caso de la tortilla y de la carne de res y ternera, que sí se incluyen en el estudio, también se examinaron los precios extremos y se observó que cuando las cantidades consumidas eran o muy bajas, o muy altas, los precios tomaban valores extremos. Para retirar un mínimo de observaciones extremas en precios sin que los mismos fueran el criterio de exclusión, se tomaron criterios basados en cantidades como sigue: en el caso de la carne de res se eliminaron los casos en que la compra fue de 5 gramos o menos y cuando fue de 15 kilogramos y más. En el caso de la tortilla se eliminaron las compras por cantidades mayores a los 18 kilogramos o menores a los 8 gramos, resultando en la eliminación de ocho observaciones.

En el cuadro 2 se presenta un resumen de las características de precios y gasto de los bienes discutidos en el párrafo anterior. La columna (1) de observaciones no coincide con las familias consumidoras en la muestra, reportadas en el cuadro 1, debido a que las familias pudieron haber comprado el bien varias veces durante la semana de la encuesta. Las columnas (2) a (6) indican las características de los precios observados, la última columna resume la situación de la variación de precios, ya que presenta la relación entre los precios máximo y mínimo observados. Por ejemplo, en el caso del “pan dulce” es de 1200 veces, en el caso de la carne de res y de la tortilla, antes de retirar las observaciones extremas mencionadas en el párrafo anterior, es de 340 y 933 veces, respectivamente, cantidades que se reducen al retirar sólo ocho observaciones a 175 y 69 veces, respectivamente. Las columnas (7) y (8) representan el error de medición en el gasto (gasto

⁴ La muestra provee información sobre precios, cantidades compradas y gasto efectuado. Sin embargo, al verificar la información multiplicando la cantidad por el precio se encuentra, en algunos casos, que el resultado no corresponde a la variable “gasto”. Estos errores surgen cuando la información es muy difícil de medir en kilogramos. Por ejemplo, en bienes como polvo para hacer agua de sabor, pan, café soluble, papas fritas, etc. es muy difícil, tanto para el entrevistado como para el entrevistador, dar la cantidad correcta en kilogramos, aunque puede saber cuánto gastó en el bien y cuántas unidades compró. Dicho tipo de errores nos impide incluir en el estudio el pan, las carnes frías, por contener bienes como el chorizo que no se vende por kilos, el chile serrano y jalapeño, etc., por lo que tenemos que concentrarnos donde no surjan tales problemas de medición.

menos precio por cantidad) que debiera ser cero. En la columna (7) se muestra el máximo tamaño de error, de - \$20 en el caso del pan blanco y en la columna (8) el error en el 1 por ciento inferior de las observaciones ordenadas de menor a mayor, y se observa que es de 21 centavos en el pan dulce y de 12 centavos en el chile serrano, a pesar de encontrarnos ya en la observación 160, en el primer caso, (aproximadamente el uno por ciento de las 16,053 observaciones) y en la 48 para el segundo.

Los alimentos que se consumen fuera del hogar y los otros alimentos preparados, como atoles, sopas, guisados, tacos, que suman ellos solos un 21.2 por ciento del gasto, no se incluyen en el análisis por bien, al no contarse con información sobre el precio unitario.

Los casos que se excluyen en el análisis por bien, con excepción de los valores extremos mencionados para la tortilla y la carne de res que se retiran del análisis, se van a incluir en un bien que se denominará "otros alimentos". Para su composición, como se discutirá más adelante, se requerirá sólo la información del gasto en cada bien, por lo que podremos evadir el problema de los valores extremos. Sin embargo, al buscar precisión en la medida de las elasticidades de los bienes seleccionados es de esperarse que el costo a pagar sea una menor precisión en el renglón de otros alimentos.

Los bienes incluidos en el estudio se especificaron de la siguiente manera. La carne de res y ternera excluye partes como cola, cabeza ubre y vísceras, porque así los agrupa el INEGI y por que, de incluirlos, se incrementaría la variación de los precios. La leche se refiere a la leche líquida, pasteurizada y no pasteurizada, excluyéndose por considerarse bienes diferentes la leche condensada, evaporada, modificada, maternizada, en polvo y otras leches. En el bien huevo sólo se incluye el huevo de gallina. En el chile se excluye el chile jalapeño y el serrano por los motivos mencionados anteriormente. En el renglón de refrescos y bebidas y jugos naturales se incluye el agua preparada de sabores de frutas, los refrescos embotellados y los envasados. En el renglón de agua se incluye el agua mineral, quina, natural, desmineralizada, con o sin sabor.

Por último, dado que tenemos información sobre precio, cantidad y gasto, para determinar el valor unitario pagado por cada familia por un bien, se suman las cantidades compradas y gastos efectuados por cada miembro de la familia para cada bien, y de la división se obtiene el valor unitario. Además, se eliminó la información de los padres ausentes y de los huéspedes y personal de servicio, para evitar duplicaciones en la información.

Cuadro 1

*Familias consumidoras y gasto en los bienes seleccionados
2002*

	<i>Familias consumidoras en la muestra</i>	<i>Familias consumidoras en la población</i>		<i>Gasto total trimestral en cada bien</i>	<i>Porcentaje del gasto en alimentos</i>
		<i>Núm.</i>	<i>%</i>		
<i>Bienes seleccionados</i>					
Tortillas	12,933	19,314,821	79.2	7,910,165,504	6.1
Carne de res y ternera	8,825	13,484,348	55.3	9,652,115,456	7.4
Carne de aves	9,080	13,751,101	56.4	7,021,597,696	5.4
Leche pasteurizada y bronca	10,241	15,400,438	63.1	8,133,426,176	6.2
Huevo de gallina	10,432	14,747,568	60.5	2,926,277,632	2.2
Tomate, jitomate, chile y cebolla	12,927	18,681,361	76.6	4,836,027,392	3.7
Frijol	7,959	11,253,867	46.1	2,677,809,152	2.1
Refrescos, bebidas y jugos naturales	10,172	14,490,383	59.4	6,597,716,992	5.1
Agua con o sin sabor	3,847	5,744,410	23.5	1,743,280,256	1.3

Cuadro 1
(continuación)

	<i>Familias consumidoras en la muestra</i>	<i>Familias consumidoras en la población</i>		<i>Gasto total trimestral en cada bien</i>	<i>Porcentaje del gasto en alimentos</i>
		<i>Núm.</i>	<i>%</i>		
<i>Bienes no incluidos</i>					
Pan de dulce	7299	11,073,638	45.4	2,974,650,471	2.3
Papa	7229	10,627,550	43.6	1,518,392,077	1.2
Pasta para sopa	6504	8,927,576	36.6	838,782,458	0.6
Azúcar	6123	8,671,307	35.5	1,364,429,289	1.0
Arroz	5737	8,232,985	33.8	804,681,910	0.6
Aceite vegetal	5544	7,996,181	32.8	1,354,660,210	1.0
Pan blanco	4796	7,128,097	29.2	1,204,549,312	0.9
Total	16,921	24,392,532			

Cuadro 2

*Características de los precios y errores de medición en bienes seleccionados
Muestra completa de 2002*

	<i>Observaciones</i>	<i>Características del precio pagado por kg.</i>					<i>Error de medición</i>	
		<i>Media</i>	<i>Desv. est.</i>	<i>Mín</i>	<i>Máx</i>	<i>Max/Min</i>	<i>Mayor error</i>	<i>1% inf</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Pasta para sopa	9,144	17.6	14.7	0.5	312.5	590	-55	-0.16
Pan blanco	10,787	13.9	10.9	0.0	714	35,714	-20	-0.08
Pan dulce	16,053	23.0	19.3	1.0	1200	1,200	-3323	-0.21
Chile jalapeño	2,316	11.9	8.0	0.9	120	141	-1	-0.09
Chile serrano	4,868	15.5	10.5	2.0	320	160	-16	-0.12
Tortilla	59,115	5.7	2.0	0.4	143	340	-630	-0.01
Carne de res y ternera	14,226	42.9	12.2	0.8	700	933	-4	-0.19
<i>Después de la corrección</i>								
Tortilla	59,107	5.7	1.8	0.8	140	175	-378	-0.01
Carne de res y ternera	14,221	42.9	10.8	3.5	240	69	0	-0.19

2.2. El número de localidades

El modelo requiere tener tantas localidades como sea posible, pues la segunda parte del análisis se basa en la comparación entre ellas. Para ampliar el número de localidades se tomaron tres criterios: la ubicación geográfica, el estrato que nos provee el tamaño de la población donde se toma la muestra (menos de 2500 habitantes, de 2,500 a 15,000 habitantes, de 15,000 a 100,000 y más de 100,000 habitantes) y el factor de expansión. En la ENIGH 2002 se cuenta con 327 ubicaciones geográficas, 4 estratos y 1,552 factores de expansión. Al hacer el cruce se obtuvieron 2,251 localidades. Cuando se consideran únicamente las poblaciones de 2,500 habitantes o menos el número de localidades se reduce a 265. En el año 1992 se dispone de información sobre 32 entidades federativas, 5 estratos y 695 factores de expansión. Con esta información se generan 733 localidades. Cuando se contemplan sólo las poblaciones de 2,500 habitantes las localidades se reducen a 213.

3. Estimación de las elasticidades

El modelo de Deaton (1988, 1990, 1997) para la estimación de las elasticidades es un modelo de elección del consumidor, donde las familias eligen tanto la calidad como la cantidad de los bienes, las que dependen del precio de estos. Para modelar el problema de la separación de la calidad, y obtener la relación de demanda entre precios y cantidades, se hace el supuesto de que los precios no varían *dentro* de cada localidad pero pueden hacerlo *entre* localidades. Los “precios” observados son los valores unitarios pagados por cada bien. El modelo considera que el valor unitario pagado por el bien i en la localidad o *cluster* c por la familia h , ν_{ich} , es una función lineal del ingreso x_{hc} de la familia h en la localidad c , de los precios base de los bienes en cada localidad π_{ic} y de las características familiares z_h . Se modela que el valor unitario ν_{ich} es igual al precio del bien (π_{ic}) por la calidad del mismo ξ_{ich} , lo cual significa que en ausencia de cambios en la calidad, las variaciones en los precios son proporcionales a los cambios en los valores unitarios.

Para ejemplificar, tomaremos el caso de un solo bien y luego consideraremos el caso general de M bienes. Se utiliza un modelo similar al *Almost Ideal Demand System*, AIDS, (Deaton y Muellbauer 1980) el cual expresa las proporciones del gasto como una función lineal de los precios (π) y el ingreso (x). Contiene dos ecuaciones,

una para las proporciones gastadas en cada bien w_{hc} y otra para el valor unitario del bien ν_{hc} .

$$w_{hc} = \alpha^0 + \beta^0 \ln x_{hc} + \gamma^0 z_{hc} + \theta \ln \pi_c + f_c + u_{hc}^0 \quad (1)$$

$$\ln \nu_{hc} = \alpha^1 + \beta^1 \ln x_{hc} + \gamma^1 z_{hc} + \psi \ln \pi_c + u_{hc}^1 \quad (2)$$

En las dos ecuaciones, h es el hogar y c es la localidad. Se utiliza información sobre la proporción del gasto⁵ consumida w_{hc} , del precio observado ν_{hc} , del gasto x_{hc} y de las características familiares z_{hc} . El precio es π_c y corresponde un precio por cada localidad, esto es, todos los hogares de la misma zona enfrentan el mismo precio, pero las familias compran diferentes calidades y pagan, por lo tanto, un valor unitario ν_{hc} diferente. La ecuación de proporciones (1) tiene dos efectos aleatorios. El término de error f_c se incluye ya que la gente, en las diferentes localidades, puede verse influenciada en sus decisiones de consumo, o puede estar sujeta a cambios aleatorios similares, lo que permitiría que localidades con idénticos ingresos y características familiares tengan diferentes patrones de consumo. Los errores u_{hc}^0 y u_{hc}^1 se manejarán como si incluyeran problemas de errores de medición, por lo que se tendrá en cuenta al hacer las estimaciones econométricas. Los resultados de las estimaciones se reportan tanto para la población total, como para la que vive en poblaciones menores de 2,500 habitantes, correspondiendo los cuadros 5 y 6 a la ecuación (2) y los cuadros 7 y 8 a la ecuación (1).

En la primera etapa del procedimiento se estiman las ecuaciones (1) y (2) introduciendo variables ficticias para cada localidad (dado el supuesto de que hay un solo precio para cada localidad) y se obtienen las estimaciones de los parámetros de $\beta^0, \beta^1, \gamma^0$ y γ^1 . Al ser el precio constante en cada localidad para cada bien i , la ecuación (1) es estimable. De los residuales de estas ecuaciones, e^0 y e^1 respectivamente, obtenemos los estimadores de la varianza de u_{hc}^1 y de la covarianza entre u_{hc}^1 y u_{hc}^0 , que serían σ_{11} y σ_{01} , respectivamente.

En la segunda etapa se utilizan las estimaciones de los parámetros obtenidos de $\beta^0, \beta^1, \gamma^0, \gamma^1, \sigma_{11}$ y σ_{01} , para obtener una estimación de los coeficientes de los precios θ y ψ . Para hacerlo se agrega la información por localidad, ya que existe un solo precio en cada localidad, y se establecen las relaciones entre localidades.

⁵ La ecuación (1) está en términos de proporciones y no de logaritmos, a fin de no perder las observaciones que no muestran consumo en algún bien. En esta ecuación Campos (2002) añade el término cuadrático.

Con los estimadores de la primera etapa $\beta^0, \beta^1, \gamma^0, \gamma^1$, construimos dos nuevas variables:

$$\hat{y}_{hc}^0 = w_{hc} - \hat{\beta}^0 \ln x_{hc} - \hat{\gamma}^0 z_{hc} \quad (3)$$

$$\hat{y}_{hc}^1 = \ln v_{hc} - \hat{\beta}^1 \ln x_{hc} - \hat{\gamma}^1 z_{hc} \quad (4)$$

Estas variables no son los residuales de las ecuaciones (1) y (2), ya que no contienen las variables ficticias sino la información sobre los precios de cada localidad, más los términos aleatorios y de error. Con dicha información se estima la correspondiente para los promedios por localidad.

$$\hat{y}_c^0 = n_c^{-1} \sum_{i \in c} \left(w_{hc} - \hat{\beta}^0 \ln x_{hc} - \hat{\gamma}^0 z_{hc} \right) \quad (5)$$

$$\hat{y}_c^1 = n_c^{-1} \sum_{i \in c+} \left(\ln v_{hc} - \hat{\beta}^1 \ln x_{hc} - \hat{\gamma}^1 z_{hc} \right) \quad (6)$$

donde n_c es el número de hogares en la localidad c , y en el caso de la ecuación (6) la sumatoria sólo incluye a los que consumen el bien en la localidad y que, por tanto, proporcionan información sobre el precio en la localidad.

Las variables estimadas en (4) y (6) contienen la información sobre el logaritmo natural de los precios más los errores aleatorios y de estimación, y constituyen la mejor fuente que poseemos sobre los precios. Dado que suponemos un precio único por localidad, para comparar la variación de los precios dentro de cada localidad contra la variación promedio entre las diferentes localidades, se construyen las matrices de intracovarianzas e intercovarianzas. Estas se presentan en el cuadro 16 del apéndice para el caso de todas las localidades en 2002.⁶ Las matrices de intracovarianzas parten de los valores de cada hogar dados en la ecuación (4) contra la media de la localidad calculada en la ecuación (6). La matriz de intercovarianzas, que es la que se utiliza después para la estimación de las elasticidades, se construye con los valores de y_c estimados en la ecuación (10), pero

⁶ Como los cuadros para 1992 y la zona rural en 2002 son similares, por razones de espacio no se publican aquí, pero están a disposición de quien los solicite. Las intercovarianzas de 1992 resultan mayores que las de 2002

se le retiran los componentes de región y de temporalidad.⁷ Los resultados para las varianzas del año 2002, dadas por las diagonales principales de las covarianzas mencionadas, se presentan en el cuadro 3. Las columnas de “todos” se refieren a las observaciones de todos los hogares sin importar el tamaño de la población.

Se puede observar que la mayor variabilidad de precios se da cuando se mide entre diferentes localidades, que cuando se hace en la misma localidad. Lo que se debe a que, a pesar de tener grandes ciudades en la muestra, se ha tenido éxito al fraccionarlas utilizando los factores de expansión. Tampoco se debe olvidar que las mediciones se están haciendo en logaritmos, como lo indica la ecuación (2). Sólo la diagonal de las matrices de intercovarianzas jugará un papel en la estimación de las elasticidades, ya que los demás elementos se considerarán con un valor de cero dadas las dificultades de información.

De la ecuación (1), después de derivar w_{hc} respecto a $\ln x_{hc}$, se obtiene la elasticidad del gasto total respecto al precio ε_x , que queda expresada como:

$$\varepsilon_x + \beta^1 = (\beta^0/w) + 1 \quad (7)$$

Aquí β^1 es la elasticidad gasto de la calidad. El reporte de las elasticidades del gasto total respecto al precio ε_x y de las proporciones del gasto aparece en los cuadros 7 y 8 para las poblaciones total y rural, respectivamente.

De una manera similar, después de derivar w_{hc} respecto a $\ln \pi_c$, encontramos una ecuación para la elasticidad precio ε_p y para dicha elasticidad corregida por calidad $\varepsilon_p + \psi$:

$$\varepsilon_p + \psi = (\theta/w) \quad (8)$$

El reporte de las elasticidades precio ε_p aparece en el cuadro 7. Dado que la metodología que se está discutiendo en este apartado proviene de Deaton (1997), el desarrollo de las principales ecuaciones y la extensión a M bienes se presenta en el apéndice, debiéndose tener en cuenta que los resultados que se presentan en los cuadros (5) al (8) provienen de las ecuaciones (A4) y (A5), que equivalen a las

⁷ Se crea una variable ficticia para cada uno de los cuatro meses que duran las entrevistas de la ENIGH. Además, se utilizan cuatro zonas geográficas, la primera compuesta por las entidades de Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas, la segunda por Nayarit, Aguascalientes, Jalisco, Guanajuato, Baja California Sur, Sinaloa, Durango, Zacatecas y San Luis Potosí. La tercera por Querétaro, Hidalgo, Michoacán, Morelos, Distrito Federal y el Estado de México y la cuarta por el resto de las entidades federativas.

ecuaciones (1) y (2) para el caso de M bienes y que las elasticidades que aparecen en el cuadro 9 provienen de la matriz E que aparece también en el apéndice.

Cuadro 3
Varianzas de la información sobre los precios teóricos
2002

	<i>Todos</i>		<i>Poblaciones menores a 2500 hab.</i>	
	<i>Intravarianzas</i>	<i>Intervarianzas</i>	<i>Intravarianzas</i>	<i>Intervarianzas</i>
Tortillas	.0010	.0160	.0007	.0174
Carne de res	.0033	.0265	.0028	.0309
Carne de pollo	.0058	.0818	.0033	.0454
Leche pasteur. y bronca	.0051	.0473	.0036	.0896
Huevo de gallina	.0020	.0365	.0018	.0308
Tomate, jitomate, chile y cebolla	.0084	.0844	.0061	.0540
Frijol	.0022	0.0380	.0018	.0308
Refrescos y bebid. y jugos natural.	0.0034	.0319	.0025	.0391
Agua con o sin sabor	.0193	.5687	.0187	.9115
Otros alim.	.0148	.0626	.0119	.0296

3.1. *Discusión de los resultados*

Para controlar por la heterogeneidad a nivel de hogar, expresadas en las ecuaciones (1) y (2) a través del vector z_{hc} , se construyeron las siguientes diez variables por edad y sexo en el hogar: una para la población de 0 a 6 años y otra para la de 66 años y más, cuatro más por sexo para cada uno de los siguientes grupos de edad: 7 a 15 años, 16 a 24, 25 a 54 y 55 a 65 años, dividiéndose el número de miembros en cada grupo entre el tamaño de familia, para obtener las proporciones

respectivas de población en cada grupo; estas proporciones fueron utilizadas como variables de control en las regresiones (1) y (2) y las medias de dichas variables se presentan en el cuadro 4. Entre 1992 y 2002 la composición de la familia cambió, disminuyendo de manera notoria la proporción de 0 a 6 años de edad y aumentando la proporción de la población de 55 años y más. La variable que toma el logaritmo del tamaño de familia nos indica que, en dicho lapso, este tamaño disminuyó. En el cuadro también se reflejan el mayor tamaño de familia y un menor gasto familiar del sector rural. El cambio en el logaritmo del gasto familiar se debe a que, entre 1992 y 2002, al peso se le retiraron tres ceros, mil pesos de 1992 son equivalentes nominalmente a un peso de 2002.

Cuadro 4
Medias de las variables explicativas por tipo de localidad y año 1992 y 2002

Variable	<i>Todos</i>		<i>Rural</i>	
	1992	2002	1992	2002
0-6 años	0.16	0.12	0.18	0.14
7-15 hombres	0.10	0.09	0.11	0.10
7-15 mujeres	0.09	0.09	0.10	0.10
16-24 hombres	0.09	0.08	0.08	0.07
16-24 mujeres	0.09	0.08	0.09	0.07
25-54 hombres	0.17	0.18	0.16	0.16
25-54 mujeres	0.17	0.20	0.14	0.16
55-65 hombres	0.03	0.04	0.04	0.05
55-65 mujeres	0.04	0.05	0.04	0.05
65 y más	0.06	0.08	0.06	0.10
ln gasto familiar	14.78	9.27	14.29	8.67
ln tamaño familia	1.44	1.31	1.51	1.36

En la primera etapa se corren las regresiones (1) y (2) sin incluir las variables de precios (en realidad se corren las regresiones A4 y A5 que se discuten en el apéndice) pero incluyendo variables ficticias por localidad, como ya se discutió anteriormente. Los resultados aparecen en los cuadros 5 y 6 para los valores unitarios y en los cuadros 7 y 8 para las proporciones, aplicándose a los años 1992 y 2002 para poder

comparar y examinar la consistencia de las estimaciones. Además, se presentan los resultados para toda la población muestral (cuadros 5 y 7) y para las poblaciones menores a 2,500 habitantes (cuadros 6 y 8), debido a que se hizo el supuesto de un solo precio en cada localidad, porque parece más apropiado para las pequeñas localidades rurales.

En los cuadros 5 y 6 los coeficientes para el gasto ($\ln x$) son las elasticidades gasto de la calidad. Las elasticidades más pequeñas, por ejemplo en el caso del huevo de gallina, parecen indicar poca variación en los precios. Casi todos los coeficientes son positivos y significativos, aunque hay bienes que aparecen con signo negativo no significativo. En 2002 el coeficiente más grande para todas las poblaciones es 0.069, corresponde a las diferentes calidades de la carne de pollo e indica que un incremento del 1% en el gasto total familiar aumenta el precio pagado por la calidad en un 0.069 por ciento. En 1992 el coeficiente más alto fue el referente a la calidad de la leche. Los coeficientes para el tamaño de la familia ($\ln n$) tienen el signo esperado negativo y significa que a mayor número de miembros en la familia, menor es la calidad comprada. El hecho de que altas elasticidades para el tamaño de la familia se asocien a elevadas elasticidades en el gasto de la calidad, parece indicar que el incremento en el tamaño de la familia se asocia como si fuera una disminución del ingreso; si fueran idénticos y de signo contrario mostrarían que la variable relevante es el gasto por habitante.

Cuadro 5
*Resultados de las regresiones dentro de cada localidad
para los valores unitarios. Todos
1992 y 2002*

	1992		2002	
	$\ln x$	$\ln n$	$\ln x$	$\ln n$
Tortillas	0.023 (6.99)	-0.020 (-3.72)	0.010 (5.29)	-0.022 (-6.97)
Carne de res	0.050 (7.55)	-0.036 (-3.53)	0.032 (6.54)	-0.037 (-4.76)
Carne de pollo	0.057 (7.37)	-0.057 (-4.61)	0.069 (10.59)	-0.053 (-5.15)
Leche pasteurizada y bronca	0.081 (8.8)	-0.098 (-6.82)	-0.001 (-0.11)	-0.013 (-1.53)

Cuadro 5
(continuación)

	1992		2002	
	$\ln x$	$\ln n$	$\ln x$	$\ln n$
Huevo de gallina	-0.001 (-0.22)	-0.001 (-0.22)	-0.001 (-0.31)	-0.010 (-1.92)
Tomate, jitomate chile y cebolla	0.070 (7.25)	-0.039 (-2.49)	0.025 (4.11)	-0.026 (-2.74)
Frijol	0.012 (2.25)	-0.005 (-0.63)	0.014 (3.1)	-0.014 (-1.91)
Refrescos y bebidas y jugos naturales	0.012 (2.47)	-0.024 (-3.33)	0.004 (0.94)	-0.076 (-11.33)
Agua con o sin sabor	0.044 (1.09)	-0.047 (-0.67)	0.036 (1.72)	-0.191 (-5.95)
Otros alimentos	-0.615 (-33.0)	0.016 (0.53)	0.036 (1.72)	-0.191 (-5.95)

x es el gasto familiar y n el número de miembros de la familia. Valores t entre paréntesis. En las regresiones se incluyen razones demográficas por edad y sexo para considerar la composición de la familia en la estimación.

Cuadro 6
Resultados de las regresiones dentro de cada localidad para los valores unitarios. Poblaciones menores a 2,500 habitantes 1992 y 2002

	Coeficientes 1992		Coeficientes 2002	
	$\ln x$	$\ln n$	$\ln x$	$\ln n$
Tortillas	0.011 (1.71)	-0.001 (-0.11)	0.011 (2.46)	-0.026 (-3.50)
Carne de res	0.063 (3.79)	-0.023 (-0.97)	0.022 (1.60)	-0.037 (-1.70)
Carne de pollo	0.031 (2.35)	-0.049 (-2.38)	0.018 (1.33)	-0.026 (-1.34)
Leche pasteurizada y bronca	0.043 (2.85)	-0.036 (-1.55)	0.025 (1.82)	-0.030 (-1.46)

Cuadro 6
(continuación)

	Coeficientes 1992		Coeficientes 2002	
	$\ln x$	$\ln n$	$\ln x$	$\ln n$
Huevo de gallina	-0.003 (-0.47)	-0.010 (-0.96)	-0.006 (-0.86)	-0.002 (-0.14)
Tomate, jitomate chile y cebolla	0.025 (1.76)	-0.002 (-0.11)	0.033 (3.02)	-0.015 (-0.85)
Frijol	0.024 (2.85)	-0.014 (-1.08)	0.022 (2.89)	-0.015 (-1.34)
Refrescos y bebidas y jugos naturales	0.005 (0.68)	-0.011 (-1)	-0.004 (-0.45)	-0.057 (-4.14)
Agua con o sin sabor	0.133 (0.9)	0.088 (0.33)	-0.131 (-1.75)	-0.247 (-2.27)
Otros alimentos	-0.753 (23.13)	0.029 (0.51)	-0.175 (-15.11)	-0.037 (-1.92)

x es el gasto familiar y n el número de miembros de la familia. Valores t entre paréntesis. En las regresiones se incluyen razones demográficas por edad y sexo para considerar la composición de la familia en la estimación.

Los coeficientes del cuadro 6 que se refieren a las poblaciones menores a los 2,500 habitantes reflejan, en su mayor parte, la misma información que se provee en el cuadro 5, lo cual se puede ver comparando las elasticidades para los dos primeros bienes. Sin embargo, para las poblaciones rurales los coeficientes se tornan a veces no significativos debido posiblemente a la disminución del número de casos. Dado que se supone que los precios son los mismos en cada población, y que esto es más relevante para las poblaciones pequeñas, de existir un mayor número de poblaciones es de esperarse obtener mejores resultados. El coeficiente de “otros alimentos” resulta negativo debido, probablemente, a los problemas de agregación, ya que para hacerlo se utilizan ponderaciones del gasto en cada bien para toda la muestra y se aplican a cada familia, como en Deaton (1997, p. 284). Por ello no se pueden interpretar los coeficientes como relacionados con el cambio en calidad.

En los cuadros 7 y 8 aparecen los resultados para la ecuación de proporción del gasto. Los coeficientes de $\ln x$ negativos indican que las elasticidades gasto son menores a la unidad ya que, al aumentar el ingreso, disminuye la proporción gastada en el bien. Los coeficientes de $\ln n$ son positivos mostrando que al aumentar el tamaño

de la familia se eleva la proporción del gasto en estos bienes. En casi todos los casos los coeficientes del gasto y del tamaño de familia tienen signo contrario, indicando la importancia del gasto familiar per cápita. Cuando los coeficientes de $\ln x$ son iguales y de sentido contrario a los de $\ln n$ muestran que lo importante para la determinación del consumo es el gasto per cápita y no el tamaño de familia. Cuando los coeficientes de $\ln x$ son mayores en valor absoluto a los de $\ln n$ indican que existen economías a escala en el tamaño de familia. Así por ejemplo, en el cuadro 7, para el caso de la tortilla, en 1992 aparentemente no se dan economías a escala, pero en 2002 sí. Tales economías no aparecen en el consumo de carne, pero sí en el consumo del resto de los bienes del cuadro 7, mostrando que, para la mayor parte de la población, aparecen economías de escala en el consumo. Resultados similares se reportan en el Comité Técnico para la Medición de la Pobreza (2002, nota 28), quien sin embargo, aduciendo que es difícil encontrar economías de escala en el gasto de alimentos (Comité Técnico 2002, p. 60), opta por asumir el ingreso per cápita para definir la línea de pobreza alimentaria en México. En cuanto a las poblaciones menores de 2,500 habitantes, en el cuadro 8 se sigue reportando una mayoría de signos negativos para el logaritmo del gasto, pero resultan positivos para la carne de res y de pollo, lo que significa que al aumentar el ingreso aumenta la proporción gastada en dichos bienes.⁸ Asimismo, al observar los resultados para el logaritmo del tamaño de hogar (n) se encuentran signos negativos para los refrescos y para las aguas, señalando, posiblemente, que al aumentar el tamaño de hogar disminuye el consumo en términos absolutos de dichos bienes para toda la familia. Los resultados, sin embargo, se obtienen con coeficientes que no son significativamente diferentes de cero, posiblemente debido al reducido tamaño de muestra.

En los cuadros 7 y 8 también se reportan las elasticidades gasto (e_x) y las proporciones de gasto w . Las elasticidades gasto (o ingreso) más altas corresponden a “otros alimentos”, carne de res y carne de pollo, en el caso de “todos” y, con resultados semejantes, para el caso de las poblaciones menores a 2,500 habitantes.

⁸ Como ya se mencionó, Banks, Blundell y Lewbel (1997) utilizan regresiones kernel para estudiar las no linealidades de $\ln x$. Un estudio preliminar utilizando la regresión no paramétrica de Nadayara-Watson muestra que en el caso de todos, la carne de res, la leche y el agua pudieran tener no linealidades, y para las poblaciones rurales, la tortilla y la carne de pollo. Sin embargo, este tipo de estudio tendría que ser objeto de otra investigación, como la realizada por Blundell y Duncan (1998).

Cuadro 7

*Resultados de las regresiones dentro de cada localidad para las proporciones del gasto
Todos, 1992 y 2002*

	1992				2002			
	Coeficientes		e_x	w	Coeficientes		e_x	w
	$\ln x$	$\ln n$			$\ln x$	$\ln n$		
Tortillas	-0.014 (-25.87)	0.014 (14.63)	.418	.026	-0.023 (-47.76)	0.017 (22.36)	.282	.032
Carne de res	-0.001 (-1.19)	0.007 (5.33)	.923	.036	-0.004 (-8.09)	0.009 (11.49)	.819	.026
Carne de pollo	-0.005 (-6.99)	0.008 (7.62)	.779	.028	-0.006 (-13.84)	0.007 (9.91)	.665	.024
Leche pasteurizada y bronca	-0.005 (-10.03)	0.003 (3.08)	.690	.023	-0.009 (-22.22)	0.004 (5.53)	.618	.024
Huevo de gallina	-0.009 (-21.4)	0.006 (9.01)	.527	.019	-0.009 (-31.57)	0.005 (11.26)	.394	.014
Tomate, jitomate, chile y cebolla	-0.008 (-16.09)	0.007 (9.15)	.634	.025	-0.008 (-27.10)	0.006 (12.00)	.566	.020
Frijol	-0.013 (-21.5)	0.011 (11.56)	.439	.023	-0.011 (-27.15)	0.008 (12.28)	.349	.017
Refrescos y bebidas y jugos naturales	-0.005 (-9.39)	0.002 (2.2)	.742	.018	-0.008 (-17.28)	0.003 (3.57)	.654	.023

Cuadro 7
(continuación)

	1992				2002			
	Coeficientes		e_x	w	Coeficientes		e_x	w
	$\ln x$	$\ln n$			$\ln x$	$\ln n$		
Agua con o sin sabor	-0.001 (-4.03)	0.001 (2.89)	.604	.002	-0.001 (-7.88)	0.001 (2.49)	.707	.005
Otros alimentos	-0.034 (-19.68)	0.005 (1.85)	1.433	.184	-0.031 (-25.29)	0.005 (2.49)	.983	.164

Cuadro 8

*Resultados de las regresiones dentro de cada localidad para las proporciones del gasto
Poblaciones menores de 2,500 habitantes, 1992 y 2002*

	1992				2002			
	Coeficientes		e_x	w	Coeficientes		e_x	w
	$\ln x$	$\ln n$			$\ln x$	$\ln n$		
Tortillas	-0.007 (-7.16)	0.005 (2.95)	0.673	0.022	-0.014 (-13.42)	0.006 (3.33)	.519	0.029
Carne de res	0.008 (7.16)	-0.003 (-1.39)	1.278	0.025	0.002 (1.59)	0.001 (0.73)	1.056	0.021
Carne de pollo	0.002 (2.02)	0.002 (0.88)	1.058	0.027	0.000 (0.1)	0.002 (1.41)	0.986	0.025

Cuadro 8
(continuación)

	1992				2002			
	Coeficientes		e_x	w	Coeficientes		e_x	w
	$\ln x$	$\ln n$			$\ln x$	$\ln n$		
Leche pasteurizada y bronca	0.000 (0.61)	-0.003 (-2.24)	0.990	0.014	-0.004 (-4.7)	0.001 (0.62)	0.749	0.016
Huevo de gallina	-0.008 (-9.56)	0.006 (4.05)	0.649	0.022	-0.009 (-12.05)	0.004 (3.34)	0.594	0.021
Tomate, jitomate, chile y cebolla	-0.007 (-7.9)	0.005 (3.35)	0.746	0.032	-0.009 (-10.65)	0.005 (3.44)	0.700	0.032
Frijol	-0.016 (-12.56)	0.012 (5.53)	0.548	0.037	-0.014 (-13.22)	0.011 (5.92)	0.543	0.033
Refrescos y bebidas y jugos naturales	-0.003 (-3.22)	-0.002	0.856	0.021 (-1.1)	-0.006 (-5.73)	-0.001 (-0.72)	0.774	0.027
Agua con o sin sabor	0.000 (-1.51)	0.000 (-0.22)	0.558	0.001	0.000 (0.2)	0.000 (-1.04)	1.150	0.003
Otros alimentos	-0.036 (-11.39)	0.003 (0.51)	1.590	0.222	-0.036 (-12.69)	0.009 (1.98)	0.995	0.201

x es el gasto familiar y n el número de miembros de la familia. Valores t entre paréntesis. e_x es la elasticidad gasto y w la proporción del gasto total en el bien. En las regresiones se incluyen razones demográficas por edad y sexo para considerar la composición de la familia en la estimación.

En el cuadro 9 se muestran las elasticidades directas obtenidas para los años 1992 y 2002, mientras que los resultados para las elasticidades cruzadas se presentan en los cuadros 17 y 18, tanto para cuando se impone la condición de simetría, como para cuando no se impone. Las elasticidades obtenidas tienen el signo negativo esperado. La mayoría de las elasticidades no son significativamente diferentes de 1 con excepción del huevo y del agua. En general, aun en el caso de la tortilla y el frijol, la gente sustituye estos productos cuando cambian de precio, de tal manera que podemos considerar que se mantienen constantes las proporciones del gasto en cada bien. Se encuentran elasticidades precio directas más altas en el consumo de carnes, refrescos, aguas y otros alimentos, y elasticidades más bajas para otros bienes, tanto para todos como para las poblaciones rurales, en ambos años. Asimismo, las elasticidades para el “resto del gasto” resultan menores que uno, lo que indica, al parecer, una separación entre el gasto en alimentos y el resto del gasto. Los resultados pudieran deberse al nivel de desagregación con el que se está estimando. Si uno tomara los alimentos en su conjunto su elasticidad sería mucho más pequeña, pues habría poca sustitución. En otros estudios los resultados encuentran elasticidades más pequeñas, por ejemplo, Aportela y Werner (2002, cuadros 6 y 4A) para las elasticidades relativas de demanda y de oferta. Lo mismo podemos decir para el “resto del gasto”, donde son de esperarse elasticidades pequeñas debido a que no se incluyen sustitutos.

Cuadro 9
Elasticidades directas, 1992 y 2002

	<i>Todos</i>		<i>Pobl. menores a 2,500 hab.</i>	
	<i>2002</i>	<i>1992</i>	<i>2002</i>	<i>1992</i>
Tortillas	-0.71 (0.20)	-1.20 (0.22)	-0.76 (59.92)	-1.56 (12.81)
Carne de res	-1.45 (0.57)	-0.45 (0.39)	-12.14 (738.48)	-1.07 (27.65)
Carne de pollo	-1.33 (0.31)	-1.31 (0.15)	-1.93 (158.44)	-1.97 (11.64)
Leche pasteurizada y bronca	-1.10 (0.18)	-1.27 (0.27)	-0.89 (30.73)	-1.48 (13.41)
Huevo de gallina	-0.55	-0.73	-1.11	-0.80

Cuadro 9
(continuación)

	<i>Todos</i>		<i>Pobl. menores a 2,500 hab.</i>	
	<i>2002</i>	<i>1992</i>	<i>2002</i>	<i>1992</i>
	(0.19)	(0.40)	(29.02)	(8.12)
Tomate, jitomate chile y cebolla	-1.03 (0.10)	-0.60 (0.11)	-0.82 (12.36)	-1.67 (5.98)
Frijol	-1.14 (0.20)	-0.35 (0.35)	-0.98 (39.51)	0.45 (18.52)
Refrescos y bebidas y jugos naturales	-1.39 (0.30)	-1.63 (0.27)	-5.17 (130.33)	-2.72 (24.44)
Agua con o sin sabor	-1.45 (0.09)	-2.55 (0.27)	-2.06 (23.79)	-6.01 (82.40)
Otros alimentos	-1.81 (0.53)	-1.15 (0.07)	-4.68 (83.14)	-1.13 (1.05)
Resto del gasto	-0.55 (0.05)	-0.66 (0.05)	-0.59 (3.75)	-0.66 (2.87)

Desviaciones estándar en valor absoluto entre paréntesis, estimadas mediante el método de *bootstrap* con 1000 iteraciones. Los valores de las elasticidades directas y cruzadas para 2002 aparecen en el apéndice.

3.2. Efectos de introducción de la calidad

Para analizar los efectos de atribuir la variación de precios dentro de cada localidad a las diferencias en la calidad de los bienes, en este apartado se examinan los resultados de retirar el efecto de calidad. Como los resultados más significativos se han obtenido para el año 2002, posiblemente por ser mayor el tamaño de muestra, la discusión se limitará a dicho período. En primer lugar, al retirar los efectos de calidad el valor unitario será igual al precio, por lo que en la ecuación (2) el coeficiente del logaritmo natural del precio ψ será igual a uno y la constante α y los coeficientes β^1 de $\ln x_{hc}$ y γ de z serán iguales a cero.⁹

⁹ Las matrices de intravarianzas y de intervarianzas del logaritmo natural del valor unitario son similares a las que se presentan en los cuadros 16 y 17 y están disponibles para los interesados.

En cuanto a las elasticidades gasto, si llamamos Q_G a la cantidad consumida de los bienes, por ejemplo, carne de res y ternera, π_G a su precio y ξ_G a la calidad comprada, el modelo considera que el efecto de la calidad es multiplicativo y que, por lo tanto, el gasto expresado en logaritmos es como sigue:

$$\ln x_G = \ln Q_G + \ln \pi_G + \ln \xi_G \quad (9)$$

Si retiramos el efecto de la calidad, entonces estaremos sobreestimando el gasto hecho por un bien de la misma calidad y, de acuerdo con la ecuación (9), la nueva elasticidad calculada será igual a la elasticidad gasto anterior, más la elasticidad de la calidad obtenidas en los cuadros 5 al 8.

En lo que respecta a las elasticidades precios, al subir el precio de un bien disminuye la calidad comprada del bien y, por lo tanto, el valor unitario pagado, por lo que, al no considerar la calidad, se estará sobreestimando el cambio ocurrido en el precio y se estaría subestimando la elasticidad. Es decir, si no consideramos el problema del cambio en calidad, generaremos elasticidades precio más bajas. Esto también se puede deducir de la ecuación (8), ya que al hacer el término de calidad ψ igual a cero, siendo que era positivo, la nueva elasticidad medida va a ser mayor pero, como es de signo negativo, será menor en valor absoluto.

En el cuadro 10 se presentan los principales resultados para estos tres tipos de estimaciones retirando el efecto de la calidad, para las intra e intervarianzas y para las elasticidades gasto y precio. Se puede observar que las elasticidades estimadas para el gasto corresponden, por construcción, a la suma de las columna del $\ln x$ de los cuadros 5 y 6, con la correspondiente a la columna de e_x de los cuadros 7 y 8. Además, al comparar las elasticidades precio reportadas en los cuadros 9 y 10 encontramos que, al no estimar el efecto de la calidad, estaríamos encontrando elasticidades más bajas. También cabe señalar, que se siguen obteniendo los signos correctos de las elasticidades. Las matrices de elasticidades sin corregir por calidad se presentan para el año 2002 en el apéndice, cuadro 19.

3.3. La restricción de simetría de la ecuación de Slutsky

Como se discute en el apéndice, en la extensión a M bienes, la ecuación (1) para las proporciones se transforma en:

$$w_{ihc} = \alpha_i^0 + \beta_i^0 \ln(x_{hc}/\pi_c) + \sum_{H=1}^M \theta_{iH}^* \ln \pi_{Hc} + \gamma_i^0 \cdot z_{hc} + u_{ih}^0$$

donde π es el índice de Stone, $\ln \pi = \sum_H \bar{w}_H \ln \pi_H$ y $\bar{w}_H = \sum_{i=1}^N w_{iH}$. En esta ecuación la condición de simetría de la ecuación de Slutsky implica que θ_{ih}^* es igual a θ_{hi}^* . Dicha condición de simetría se aplica a la demanda de cada consumidor y se utiliza como una restricción para obtener estimadores más precisos en la determinación de las elasticidades precio directas y cruzadas, que se utilizan en el siguiente apartado en la aplicación a los impuestos óptimos. La condición requiere, entre otros factores, que la gente consuma de todos los bienes incluídos aquí. Como esto no siempre es cierto, entonces su aplicación en el estudio no es rigurosa. Esta restricción es más importante cuando se tienen antecedentes de controles de precios, pues entonces deseamos saber que pasa cuando se liberan los precios. La restricción de simetría pudiera ser importante en la estimación de elasticidades de bienes como la tortilla, la leche, el huevo y el frijol, que han estado sujetos a control. En los cuadros 17 y 18 del apéndice se presentan las matrices de elasticidades precio para el año 2002, tanto para el caso donde no se impone la condición de simetría, como para cuando se impone. Se puede observar que, en el caso de “todos”, se logran mejores ajustes cuando se utiliza la restricción de simetría, excepto en el caso del bien tomate, jitomate, chile y cebolla y en el del resto del gasto.

En el cuadro 11 se presentan las elasticidades precio directas estimadas, utilizando la restricción de simetría y cuando no es así, y aunque se observa cierta variación en los estimados, no hay nada que nos lleve a concluir que la condición de simetría se debiera retirar, ya que las elasticidades estimadas con ambos métodos son semejantes.

4. Tercera etapa: estimación de los impuestos óptimos

Para estimar los impuestos óptimos consideramos una función de bienestar W , que depende de las funciones de utilidad indirectas V^j de las familias, que dependen, a su vez, de los precios y del ingreso x de las mismas. Si se supone, además, que los impuestos son pagados por los consumidores y que no hay impuestos anteriores, la introducción de impuestos τ_i sobre cada bien i significará un cambio igual en el precio pagado por el consumidor. Si consideramos N familias, M

Cuadro 10

*Resultados de retirar el efecto de calidad sobre las intra e intervarianzas
y sobre las elasticidades gasto y precio, 2002*

	<i>Todos</i>		<i>Sector rural</i>		<i>Todos</i>		<i>Sector rural</i>	
	<i>Intrava- rianza</i>	<i>Interva- rianza</i>	<i>Intrava- rianza</i>	<i>Interva- rianza</i>	<i>Elasticidades</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	<i>Gasto</i>	<i>Precio</i>	<i>Gasto</i>	<i>Precio</i>
Tortillas	.001	.016	.001	.017	.29	-.52	.53	-.17
Carne de res	.003	.028	.003	.031	.85	-.85	1.08	-1.00
Carne de pollo	.006	.086	.003	.046	.73	-1.31	1.00	-1.03
Leche pasteurizada y bronca	.005	.047	.004	.089	.62	-.90	.77	-.77
Huevo de gallina	.002	.037	.002	.031	.39	-.42	.59	-1.17
Tomate, jitomate, chile y cebolla	.008	.085	.006	.053	.59	-.74	.73	-.69
Frijol	.002	.038	.002	.031	.36	-.91	.57	-.69
Refrescos y bebid. y jugos naturales	.003	.033	.003	.039	.66	-1.56	.77	-3.44
Agua con o sin sabor	.020	.575	.021	.921	.74	-1.51	1.02	-2.20
Otros alimentos	.016	.068	.013	.038	.81	-2.06	.85	-1.72
Resto de los bienes					.92	-.46	.90	-.62

bienes y que los precios iniciales están fijos, para estudiar un cambio en precios tendremos en la función de bienestar:

$$W = W[V^1(\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_M, x_1), V^2(\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_M, x_2), \dots, V^N(\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_M, x_N)] \quad (10)$$

Cuadro 11

Elasticidades precio directas con y sin la restricción de simetría de la ecuación de Slutsky, 2002

	<i>Todos</i>		<i>Rural</i>	
	<i>No simétrica</i>	<i>Simétrica</i>	<i>No simétrica</i>	<i>Simétrica</i>
Tortillas	-0.71	-0.71	-0.76	-0.55
Carne de res	-1.70	-1.45	-2.81	-4.87
Carne de pollo	-1.22	-1.33	-0.71	-1.36
Leche pasteur. y bronca	-0.93	-1.1	-0.62	-0.81
Huevo de gallina	-0.64	-0.55	-0.87	-0.54
Tomate, jitomate, chile y cebolla	-0.82	-1.03	-0.22	-0.74
Frijol	-0.90	-1.14	-1.16	-0.79
Refrescos y bebid. y jugos natural.	-1.51	-1.39	-2.74	-3.69
Agua con o sin sabor	-1.43	-1.45	-2.57	-2.35
Otros alim.	-1.84	-1.81	-3.03	-2.61
Otros bienes	-0.51	-0.55	-0.57	-0.63

Rural: poblaciones de 2500 habitantes o menos.

Al seguir a Ahmad y Stern (1984) se modela la necesidad de conocer el cambio en la función de bienestar social W cuando cambian los ingresos gubernamentales R a través de una variación en los impuestos. Los beneficios del cambio estarían dados por $\partial R/\partial \tau_i$ y

los costos por $\partial W/\partial \tau_i$. Los ingresos gubernamentales vendrían dados por:

$$R = \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^N \tau_i q_{ij} \quad (11)$$

Donde q indica cantidades consumidas. Los cambios en R y en W estarían dados por:

$$\partial R/\partial \tau_i = \sum_{j=1}^N q_{ij} + \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^M \tau_i \partial q_{ij}/\partial p_i \quad (12)$$

$$\partial W/\partial \tau_i = - \sum_{j=1}^N \beta^j q_{ij} \quad (13)$$

Estas ecuaciones son las equivalentes a las ecuaciones 11 y 13 de Ahmad y Stern (1984). Las β^j indican el cambio en bienestar de darle un peso más a la familia j , es decir, $\partial W/\partial x_j$. El costo social de incrementar en un peso los ingresos gubernamentales vendría dado por:

$$\lambda = -(\partial W/\partial \tau_i)/(\partial R/\partial \tau_i) \quad (14)$$

A mayor λ mayor será el costo social de un incremento en precio para los consumidores. El numerador mide la pérdida de bienestar de quitarle un peso a la familia j , la que dependerá de la valuación social β^j de dicha familia y de su consumo del bien. El denominador medirá la reducción en el consumo que ocurriría si se incrementara en un peso la recaudación gubernamental; por lo que mide la "eficiencia" del impuesto.

Para la evaluación se utiliza la función de bienestar social de Atkinson (1970), la cual permite variar el grado de aversión al riesgo a la pobreza cambiando el parámetro ε :

$$W = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{n^j}{1-\varepsilon} \left(\frac{x_j}{n^j}\right)^{1-\varepsilon} \quad \text{si } \varepsilon \neq 1 \quad (15a)$$

$$\ln W = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \ln \left(\frac{x_j}{n^j}\right) \quad \text{si } \varepsilon = 1 \quad (15b)$$

Si el parámetro $\varepsilon = 0$, la función de bienestar es la suma de los ingresos y el ingreso de cada familia tiene la misma ponderación. A medida que aumenta ε los ingresos de los pobres van a ir teniendo una mayor valuación social. Al utilizar esta función de bienestar Deaton (1997, p. 327) deriva la siguiente fórmula para λ :

$$\lambda_i = \frac{w_i^\varepsilon / \tilde{w}_i}{\left[1 + \frac{t_i}{1+t_i} \left(\frac{\theta_{ii}}{\tilde{w}_i} - 1 \right) + \sum_{k \neq i}^M \frac{t_k}{1+t_k} \frac{\theta_{ki}}{\tilde{w}_i} \right]} \quad (16)$$

En el numerador \tilde{w}_i es la proporción gastada por la población en el bien i y w_i^ε es dicho gasto ponderado¹⁰ por el valor social β de los consumidores del bien i . Entre más grande sea el numerador más importante será el bien para las familias de menores ingresos. El denominador mide los problemas de eficiencia del impuesto. Si no hubiera impuestos el denominador sería igual a uno y λ sólo dependería de los criterios distributivos. La ineficiencia proviene de que los impuestos, tarifas y restricciones comerciales alteran el precio que el consumidor estaría pagando. Cuando se impone un impuesto el efecto sobre el bienestar social dependerá del tamaño de la reducción en las cantidades consumidas, como se muestra en la ecuación (13) y, por lo tanto, los bienes con elasticidades precios menores que uno, los llamados “necesarios”, serán los más atractivos para tener impuestos relativamente más altos. Estos términos, los del denominador, se discuten acompañados de las cifras respectivas en los cuadros 12 y 13. Los resultados para los valores de λ se presentan en los cuadros 14 y 15. Debe señalarse que la ecuación 16 ha sido ampliada por Urzúa (2005) utilizando una aproximación de segundo orden y probada en el caso de México. De utilizarla aquí nuestras estimaciones de λ podrían modificarse conforme nos apartamos del valor de ε igual a la unidad.

En la columna (1) del cuadro 11 (y del 12) se señalan los “impuestos” que se estima están pagando realmente los consumidores.

¹⁰ La proporción ponderada del ingreso para el bien i está dada por

$$w_i^\varepsilon = \frac{\sum_{j=1}^N (\beta^j)^{-\varepsilon} p_i q_{ij}}{X}$$

donde X es la sumatoria de los ingresos de las familias. Las familias de menores ingresos tendrán valores β más grandes y los bienes que consuman tendrán más peso en la ponderación, dependiendo del valor del parámetro ε .

Para estimarlos se utiliza el coeficiente de protección nominal al consumidor (NPC) publicado por la OECD (2004), el cual mide la razón entre el precio doméstico y el precio en la frontera. Un índice NPC de 2 indica que el consumidor está pagando el doble que si se importara el bien, o sea, un impuesto del 100% sobre el valor del bien. Estos coeficientes están disponibles en el año 2002 para el maíz, carne de res, carne de pollo, leche, huevo, tomate, frijol y para la agricultura (1.22, 1.07, 1.47, 1.65, 1.0, 0.75, 1.15, 0.81, respectivamente). Por ejemplo, en el 2002 el coeficiente del maíz fue de 1.31, lo que indica que el precio del maíz para el consumidor estaba por arriba del precio mundial en 31%, representando, por tanto, un impuesto al consumidor de 0.31. Por lo tanto, la relación $(\tau_i/(1 + \tau_i))$, que mide la distorsión de precio que enfrenta el consumidor, será de 0.24 y el precio sombra del maíz de 0.76, mostrando que, si no hubiera impuestos ni barreras, el consumidor por cada peso gastado en maíz debería estar pagando 76 centavos en lugar de un peso. No aparecen publicados los casos de la tortilla, el tomate, jitomate, cebolla y chile, los refrescos, el agua y los otros bienes, por lo que hay que hacer las estimaciones. Para calcular el impuesto en el caso de la tortilla, se supuso que si el costo del maíz es un 70% del costo de la tortilla, el coeficiente sería de 1.22 (ya que 0.22 es el producto de 0.31 por 0.7). En el caso del tomate, jitomate, cebolla y chile, como el índice de los dos primeros es de 0.75 para 2002 –suponiendo que representen un 63% del total en el gasto del consumidor en ese rubro, y la cebolla y el chile el restante 37%¹¹ y dándoles a los dos últimos el coeficiente para la agricultura de 0.81, el coeficiente promedio será de 0.75. En el caso de los refrescos, el agua y el resto de los bienes se supondrá un impuesto al valor agregado del 15%, como si se aplicara a todos los bienes de dichos rubros. Con las estimaciones anteriores se construye el índice para los precios sombra $(\tau_i/(1 + \tau_i))$ que aparece en la columna (2) de los cuadros 12 y 13.

En la columna (3) se presenta la elasticidad precio corregida por la calidad, que es similar a la presentada en el cuadro 9 con la corrección señalada en la ecuación (8). La columna (4) contiene el efecto directo total, que es el producto de las dos columnas anteriores y corresponde al término $\frac{t_i}{1+t_i} \left(\frac{\theta_{ii}}{w_i} - 1 \right)$ de la ecuación (16).

La distorsión de los impuestos se debe, no sólo a la reducción en el consumo del bien que lleva el impuesto, sino que también depende de si tiene bienes sustitutos, los cuales al aumentar su consumo disminuye la distorsión, o bienes complementarios, que al ponerse el

¹¹ La estimación de la composición del gasto se hace con datos de la ENIGH 2002.

impuesto reducen su consumo y, por tanto, incrementan la distorsión. Cuando la distorsión se refiere al efecto sobre el propio bien que lleva el impuesto, se trata del efecto directo presentado en la columna (4), y cuando se extiende a los otros bienes se trata del efecto indirecto que se presenta en la columna (5), que es el término

$$\sum_{k \neq i} \frac{\tau_k}{1 + \tau_k} \frac{\theta_{ki}}{\bar{w}_i}$$

de la ecuación (16).

La suma total del denominador de la ecuación (16) se presenta en la columna (6). Entre más pequeño sea este número, menor será la distorsión del impuesto. Un bien que tenga una alta elasticidad precio en el cuadro 9 tendrá un efecto directo negativo mayor, lo que provocará un efecto total más elevado y un mayor costo social de introducir un impuesto adicional en el bien.

Los efectos cruzados juegan un papel importante en la estimación, ya que en algunos casos no son pequeños. Así, en el cuadro 12 los efectos cruzados son de -0.95 en el caso del huevo y de -1.10 en el de los refrescos. Los signos negativos indican que predominan los efectos de los bienes complementarios, que son tortilla, carne de res y leche con respecto al bien huevo, y tortilla, carne de res y tomate, jitomate, cebolla y chile en relación con el bien refrescos, tal como se muestra en el apéndice. Al tener fuertes efectos complementarios, el incremento de un impuesto en estos bienes reducirá también el consumo de dichos bienes complementarios, cuyo consumo no es deseable que disminuya y, por lo tanto, el impuesto será más ineficiente.

A menor número obtenido en la columna (6) de los cuadros 12 y 13, menor debería ser el impuesto por razones de eficiencia que se aplicaría a los bienes mencionados (debido a la complementariedad de bienes). Por razones de eficiencia, los mayores impuestos (o menor protección) deberían corresponder a los números más altos, como es el caso de otros alimentos, carne de res y frijol, estos dos últimos resultados debidos a los efectos cruzados, ya que la protección existente aparece como alta, teniéndose que reducir además los impuestos (el IVA) en los refrescos y en el agua. Los resultados para las zonas rurales indican un predominio de los efectos cruzados, que originan varios signos negativos en la columna (6) que no deberían ocurrir.

A fin de comparar los resultados con los que se obtendrían sin medir los efectos indirectos y los de calidad, se estima de nuevo el efecto total sin considerar dichos factores, como se presenta en la columna (7) de los cuadros 12 y 13, con lo que el denominador de la

ecuación (16) tomaría la forma:

$$1 + \frac{\tau_i \varepsilon_{ip}}{1 + \tau_i} \quad (17)$$

En los cuadros 14 y 15 se integran tanto los aspectos de eficiencia ya discutidos como los de distribución. Se presentan los resultados para la distribución w/w^ε y las pérdidas sociales originadas por mayores impuestos medidas por λ . Entre más alto sea el número de la razón w/w^ε mayor será la pérdida de un impuesto, tomando en cuenta las razones distributivas. Se dan dos valores de λ , λ_1 es para el denominador completo, incluyendo los efectos cruzados y los de calidad, y λ_2 para el denominador reducido indicado por la ecuación (17), que se presenta únicamente con fines comparativos. El valor más neutral para λ es el de 1, pues un valor mayor que uno indicaría que el costo de un peso de recaudación adicional es mayor que el beneficio y, por lo tanto, apunta a la conveniencia de menores impuestos, y un valor menor que uno de λ apunta a un impuesto mayor. Los valores que no están siendo estimados es porque resultaron con signos negativos en el denominador de la ecuación (16). Dado que esto es frecuente en el caso de las poblaciones rurales, es importante mencionar que la metodología de Deaton parece requerir de un mayor número de poblaciones observadas al disponible en las ENIGH.

Para los bienes estudiados los valores de $W_i^\varepsilon/\tilde{W}_i$ son mayores que uno, indicando que, por razones distributivas, no son apropiados mayores impuestos para estos bienes –que fueron escogidos, precisamente, por ser consumidos por una fracción importante de la población– o que es apropiado una menor protección. Serían muy costosos, en términos distributivos, nuevos impuestos sobre la tortilla, la carne de pollo, la leche, el huevo, las aguas. Una política que tienda a reducir el precio de esos bienes sería la más adecuada en términos distributivos. A medida que aumenta el valor de ε aumenta la ponderación que damos a las familias en pobreza. Con un valor de $\varepsilon = 1$ podría haber mayores impuestos en la carne de res, en los otros alimentos y en el resto de los bienes. Para los demás bienes el movimiento óptimo es hacia menores precios y hacia menor protección.

Tanto las razones de eficiencia como las de distribución nos llevan a considerar menores precios y/o menor protección en los bienes estudiados y mayores precios o impuestos en los otros alimentos, es decir, en los alimentos no estudiados.

Cuadro 12

*Aspectos de eficiencia en una reforma de precios en México
Todos, 2002*

	τ_i	$\frac{\tau_i}{1+\tau_i}$	$\frac{\theta_i}{\bar{w}_i} - 1$	<i>Efecto directo</i>	<i>Efecto cruzado</i>	<i>Total</i>	$1 + \frac{\tau_i \varepsilon_{ip}}{1+\tau_i}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Tortillas	1.22	0.18	-0.59	-0.10	-0.26	0.64	0.87
Carne de res	1.07	0.07	-1.58	-0.11	0.45	1.34	0.90
Carne de pollo	1.47	0.32	-1.65	-0.53	-0.20	0.27	0.57
Leche pasteurizada y bronca	1.65	0.39	-1.11	-0.44	-0.11	0.45	0.57
Huevo de gallina	1.00	0.00	-0.21	0.00	-0.95	0.05	1.00
Tomate, jitomate, chile y cebolla	0.75	-0.33	-1.13	0.37	-0.53	0.84	1.34
Frijol	1.15	0.13	-1.42	-0.19	0.76	1.58	0.85
Refrescos y bebidas y jugos naturales	1.15	0.13	-1.54	-0.20	-1.10	-0.31	0.82
Agua con o sin sabor	1.15	0.13	-1.60	-0.21	-0.45	0.34	0.81
Otros alimentos	0.81	-0.23	-2.01	0.47	0.04	1.51	1.42
Resto del gasto	1.15	0.13	-0.74	-0.10	-0.01	0.89	0.93

Cuadro 13

*Aspectos de eficiencia en una reforma de precios en México
Poblaciones menores a 2500 habitantes, 2002*

	τ_i	$\frac{\tau_i}{1+\tau_i}$	$\frac{\theta_i}{\bar{w}_i} - 1$	<i>Efecto directo</i>	<i>Efecto cruzado</i>	<i>Total</i>	$1 + \frac{\tau_i \varepsilon_{ip}}{1+\tau_i}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Tortillas	1.22	0.18	-0.83	-0.15	-1.37	-0.51	0.86
Carne de res	1.07	0.07	-9.48	-0.64	-3.11	-2.75	0.18
Carne de pollo	1.47	0.32	-1.78	-0.57	0.94	1.37	0.38
Leche pasteurizada y bronca	1.65	0.39	-0.76	-0.30	-0.50	0.20	0.65
Huevo de gallina	1.00	0.00	-0.98	0.00	-2.54	-1.54	1.00
Tomate, jitomate, chile y cebolla	0.75	-0.33	-0.71	0.23	0.13	1.36	1.27
Frijol	1.15	0.13	-0.85	-0.11	0.73	1.61	0.87
Refrescos y bebidas y jugos naturales	1.15	0.13	-5.26	-0.69	-2.31	-1.99	0.33
Agua con o sin sabor	1.15	0.13	-1.88	-0.25	0.12	0.88	0.73
Otros alimentos	0.81	-0.23	-5.33	1.25	0.20	2.45	2.10
Resto del gasto	1.15	0.13	-0.78	-0.10	-0.02	0.88	0.92

Cuadro 14
Efectos de equidad en una reforma de precios en México
Todos, 2002

	$\varepsilon = 0$			$\varepsilon = 0.5$			$\varepsilon = 1.0$		
	$\frac{W_i^e}{W_i}$	λ_1	λ_2	$\frac{W_i^e}{W_i}$	λ_1	λ_2	$\frac{W_i^e}{W_i}$	λ_1	λ_2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tortillas	1	1.57	1.14	1.33	2.08	1.52	1.58	2.48	1.81
Carne de res	1	0.75	1.11	1.12	0.83	1.24	1.15	0.86	1.27
Carne de pollo	1	3.66	1.75	1.24	4.52	2.16	1.42	5.21	2.49
Leche pasteurizada y bronca	1	2.20	1.76	1.11	2.45	1.96	1.13	2.50	2.00
Huevo de gallina	1	21.58	1.00	1.41	30.46	1.41	1.88	40.61	1.88
Tomate, jitomate, chile, cebolla	1	1.19	0.75	1.34	1.60	1.00	1.73	2.05	1.29
Frijol	1	0.63	1.18	1.59	1.01	1.88	2.40	1.52	2.83
Refrescos y bebidas y jugos naturales	1	ne	1.22	1.19	ne	1.46	1.33	ne	1.63
Agua con o sin sabor	1	2.90	1.23	1.09	3.18	1.35	1.09	3.16	1.35
Otros alimentos	1	0.66	0.70	1.13	0.74	0.79	1.25	0.83	0.88
Resto de los bienes	1	1.12	1.08	0.93	1.05	1.01	0.88	0.98	0.94

ne: no estimable por razones de eficiencia y corresponde a los números con signo negativo de la columna (6) de los cuadros 8 y 9.

Cuadro 15

*Efectos de equidad en una reforma de precios en México
Poblaciones menores de 2500 habitantes, 2002*

	$\varepsilon = 0$			$\varepsilon = 0.5$			$\varepsilon = 1.0$		
	$\frac{W_i^e}{W_i}$	λ_1	λ_2	$\frac{W_i^e}{W_i}$	λ_1	λ_2	$\frac{W_i^e}{W_i}$	λ_1	λ_2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tortillas	1	ne	1.16	1.05	ne	1.21	0.99	ne	1.15
Carne de res	1	ne	5.51	1.01	ne	5.58	0.96	ne	5.30
Carne de pollo	1	0.73	2.63	1.11	0.81	2.93	1.17	0.85	3.08
Leche pasteurizada y bronca	1	5.04	1.54	0.96	4.86	1.49	0.87	4.40	1.35
Huevo de gallina	1	ne	1.00	1.25	ne	1.25	1.50	ne	1.50
Tomate, jitomate, chile, cebolla	1	0.73	0.79	1.21	0.89	0.95	1.41	1.04	1.11
Frijol	1	0.62	1.15	1.34	0.83	1.54	1.69	1.05	1.94
Refrescos y bebidas y jugos naturales	1	ne	3.07	1.06	ne	3.26	1.07	ne	3.29
Agua con o sin sabor	1	1.14	1.37	0.92	1.05	1.26	0.79	0.90	1.08
Otros alimentos	1	0.41	0.48	1.13	0.46	0.54	1.25	0.51	0.60
Resto del gasto	1	1.14	1.08	0.94	1.07	1.02	0.89	1.01	0.97

ne: no estimable por razones de eficiencia y corresponde a los números con signo negativo de la columna (6) de los cuadros 8 y 9.

5. Conclusiones

Se estiman las elasticidades precio de los bienes: tortilla, carne de res y de pollo, leche, huevo, tomate, cebolla y chile, frijoles, refrescos y agua aprovechando la información generada por la ENIGH sobre precios y gastos de dichos bienes. Aparte de tener información más confiable sobre precios, gastos y cantidad consumida, estos bienes son consumidos por una fracción importante de la población en México.

Se obtienen las elasticidades precio con el signo negativo esperado tanto para el año 1992 como para el 2002, así como para las zonas rurales (poblaciones de 2500 habitantes o menos) y para el total de las localidades. Sin embargo se observa que en el caso de las poblaciones rurales los signos de las elasticidades no son significativamente diferentes de cero. De la comparación entre 1992 y 2002 se obtuvieron diferencias en el tamaño de las elasticidades estimadas en algunos bienes y en otros no, lo que pudo deberse a fallas en la captura de información en 1992.

Se aplicaron los resultados de las estimaciones al estudio de los impuestos óptimos únicamente para el año 2002 por ser el que contenía un mayor número de localidades. En el estudio se encuentra que la estimación de las elasticidades cruzadas es particularmente débil en el caso de las zonas rurales.

Los resultados para los impuestos óptimos indican que, por razones de distribución, los bienes estudiados no deberían tener mayores impuestos, pero que, por cuestiones de eficiencia, es conveniente incrementarlos en algunos de ellos. Cuando se consideran tanto las razones de eficiencia como las de distribución, se encuentra que dichos bienes no tendrían que llevar mayores impuestos. Sólo serían convenientes mayores impuestos o menor protección en el caso de los "otros alimentos", esto es, en los bienes alimenticios no estudiados y en el caso del "resto de los bienes".

La principal limitante encontrada es que el modelo de estimación de la matriz de elasticidades requiere de procedimientos de inversión de matrices lo cual genera valores muy pequeños y falta de precisión al tratar de recuperar los valores. El número de bienes a estimar debe ser por tanto pequeño.

Bibliografía

- Ahmad, Ehtisham y N. Stern (1984). The Theory of Reform and Indian Indirect Taxes, *Journal of Public Economics*, 25, 259-298.

- Aportela, Fernando y A. Werner (2002). *La reforma al impuesto al valor agregado de 1995: efecto inflacionario, incidencia y elasticidades relativas*, Documento de Investigación, núm. 2002-01, Banco de México.
- Atkinson, A. B. (1970). On the measurement of inequality, *Journal of Economic Theory*, vol. 2.
- Banks, James, Richard Blundell y Arthur Lewbel (1997). Quadratic Engel Curves and Consumer Demand, *The Review of Economics and Statistics*, 79(4), pp. 527-539.
- Blundell, Richard y Alan Duncan (1998). Kernel Regression en Empirical Microeconomics, *The Journal of Human Resources*, 33(1), pp. 62-87.
- Campos, Raymundo M. (2002). *Impacto de una reforma fiscal en México. Una estimación con base en sistemas de demanda*, tesis de maestría, CEE, El Colegio de México.
- Comité Técnico para la Medición de la Pobreza (2002). *Medición de la pobreza. Variantes metodológicas y estimación preliminar*, DI, 1, SEDESOL, México.
- Deaton, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, The World Bank, The John Hopkins University Press.
- (1990). Price Elasticities from Survey Data. Extensions and Indonesian Results, *Journal of Econometrics*, 44, 281-309.
- (1988). Quality, Quantity, and Spatial Variation of Price, *The American Economic Review*, 78(3), 418-430.
- (1981). Optimal Taxes and the Structure of Preferences, *Econometrica*, 49(5), 1245-1260.
- y J. Muellbauer (1980). An Almost Ideal Demand System, *The American Economic Review*, 70(3), 312-326.
- Engel, Charles y John H. Rogers (2001). Violating the Law of One Price: Should We Make a Federal Case Out of It?, *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(1), 1-15.
- Feldstein, M. S. (1972). Distributional Equity and the Optimal Structure of Public Prices, *The American Economic Review*, 62(1), 32-36.
- INEGI (2003). *Encuesta nacional de ingresos y gastos de los hogares 2002*, México.
- King, Mervyn A. (1983). Welfare Analysis of Tax Reforms Using Household Data, *Journal of Public Economics*, 21(2), pp. 183-214.
- Layson, Stephen (1994). Market Opening under Third-Degree Price Discrimination, *The Journal of Industrial Economics*, 42(3), 335-340.
- Nicita, Alessandro (2004). *Efficiency and Equity of a Marginal Tax Reform: Income, Quality and Price Elasticities for Mexico*, World Bank Policy Research Working Paper, 3266.
- OECD (2004). *Producer and Consumer Support Estimates*. OECD Database, 1986-2003. Users guide.
- Park, William (1985). Pricing Milk in Ecuador: The Impact of Transport Costs, *Food Policy*, 10(4), 374-377.
- Schmalensee, Richard (1981). Output and Welfare Implications of Monopolistic Third-Degree Price Discrimination, *The American Economic Review*, 71(1), 242-247.

- Urzúa, Carlos (2005). The Ahmad-Stern Approach Revisited, *Economics Bulletin*, vol. 8, núm. 4, 1-8.
- (2001). Welfare Consequences of a Recent Reform in Mexico, *Estudios Económicos*, 16, 57-72.
- Valero Gil, J. N. (2002). La distribución de los bienes en México, *Problemas del Desarrollo*, 33(129).

Apéndice

Determinación de los parámetros del modelo

De las ecuaciones (3) y (4) obtenemos:

$$\psi = 1 - \frac{\beta^1 (w - \theta)}{\beta^0 + w} \quad (\text{A1})$$

Como el término $\ln \pi$ no es observable, si lo despejamos en la ecuación (2) y lo sustituimos en la (1), el coeficiente del valor unitario será $\phi = \psi^{-1}\theta$. Al utilizar este y la ecuación (9) obtenemos:

$$\theta = \frac{\phi}{1 + (w - \phi)\zeta} \quad (\text{A2})$$

donde

$$\zeta = \frac{\beta^1}{\beta^0 + w(1 - \beta^1)} \quad (\text{A3})$$

De esta manera quedan determinados los parámetros del modelo. Si la elasticidad gasto de la calidad β^1 es pequeña, entonces ζ también lo será y, por lo tanto, θ será igual a ϕ (ecuación A2) y la corrección por calidad será pequeña.

Extensión a M bienes

El modelo de Deaton completo toma en cuenta tanto los efectos de precios cruzados entre los bienes como las restricciones previstas en la teoría económica. Al incluir M bienes la ecuación (1) para las proporciones se transforma en:

$$w_{ihc} = \alpha_i^0 + \beta_i^0 \ln(x_{hc}/\pi_c) + \sum_{H=1}^M \theta_{iH}^* \ln \pi_{Hc} + \gamma_i^0 \cdot z_{hc} + u_{ih}^0$$

donde π es el índice de Stone:

$$\ln \pi = \sum_H \bar{w}_H \ln \pi_H \quad \text{y} \quad \bar{w}_H = \sum_{i=1}^N w_{iH}.$$

Después de sustituir este índice se obtiene la ecuación (A4) que sustituye a la ecuación (1):

$$w_{ihc} = \alpha_i^0 + \beta_i^0 \ln x_{hc} + \sum_{H=1}^M \theta_{iH} \ln \pi_{Hc} + \gamma_i^0 \cdot z_{hc} + u_{ihc}^0 \quad (\text{A4})$$

en donde

$$\theta_{iH} = \theta_{iH}^* - \beta_i^0 \bar{w}_H.$$

De esta forma las proporciones del gasto aparecen como función lineal de los ingresos de las familias y de los precios. Con los parámetros de los precios θ_{iH} se construye la matriz Θ . El equivalente a la ecuación (2) para M bienes será:

$$\ln v_{ihc} = \alpha_i^1 + \beta_i^1 \ln x_{hc} + \gamma_i^1 z_{hc} + \sum_{H=1}^M \psi_{iH} \ln \pi_{Hc} + u_{ihc}^1 \quad (\text{A5})$$

Los parámetros de los precios ψ constituirán la matriz Ψ , y aunque no se pueden obtener directamente, se puede tener la relación entre los parámetros de Θ y de Ψ si en la ecuación (A5) despejamos para los precios y sustituimos en la ecuación (A4), encontrándose, además, que el parámetro correspondiente a $\ln \nu$ es $B = (\Psi)^{-1} \Theta'$. Como lo muestra Deaton (1997), los valores de Θ y de Ψ pueden

obtenerse en una segunda etapa haciendo el supuesto de calidad de que $\nu = \pi\xi$, con lo que los valores unitarios dependen en forma multiplicativa del precio π y de la calidad ξ

Segunda etapa

En la segunda etapa se calculan los valores promedio por localidad utilizando los parámetros estimados en la primera etapa de las β y de las γ . Con ellos se obtienen los estimados de los parámetros de $B = (\Psi)^{-1}\Theta'$. Luego se hacen las correcciones por muestras finitas, se obtiene el vector de coeficientes de elasticidades del gasto, se corrige por calidad comprada y se obtiene la matriz de elasticidades precios E . Además, se incluyen las siguientes restricciones de acuerdo con la teoría económica: la de suma, la de homogeneidad¹² de las demandas, así como la restricción de simetría de la matriz de Slutsky. Con lo anterior se obtienen los resultados de la segunda etapa.

¹² La restricción de suma dice que la suma de las proporciones de gasto w_i debe ser igual a uno en cada hogar, cuando se consideran todos los bienes, y la restricción de homogeneidad señala que cuando cambian los precios y el ingreso en la misma proporción la demanda no varía (y, por lo tanto, no cambia la proporción del gasto w_i en cada bien).

Cuadro 16

*Matriz de intracovarianzas y de intercovarianzas de los precios estimados
Todos, 2002*

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>Matriz de intracovarianzas</i>										
1	.00102									
2	.00001	.00333								
3	.00001	.00008	.00585							
4	.00002	.00005	-.00011	.00513						
5	.00002	-.00001	.00003	.00002	.00198					
6	.00003	.00006	.00018	.00005	.00020	.00837				
7	.00001	.00002	.00010	.00003	.00011	.00016	.00215			
8	.00001	-.00001	.00004	.00009	.00002	.00001	.00002	.00335		
9	-.00002	-.00003	.00011	.00001	.00007	-.00009	-.00003	.00000	.01934	
10	.00005	.00010	.00009	.00014	.00006	.00017	.00007	-.00011	-.00007	.01481
<i>Matriz de intercovarianzas</i>										
1	.01603									
2	.00150	.02651								
3	-.00124	.00584	.08180							
4	-.00031	.00086	-.00410	.04734						
5	.00277	-.00185	.00066	.00749	.03653					
6	.00268	.00070	.00271	.00761	.01403	.08436				
7	.00158	.00449	-.00063	.00104	.00308	.00602	.03804			

Cuadro 16
(continuación)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>Matriz de intercovarianzas</i>										
8	.00188	-.00215	.00012	.00153	.00460	.00621	.00139	.03194		
9	-.000017	-.00489	.02406	.00031	-.00016	-.00772	-.00332	.00266	.56873	
10	.00095	.00048	.00216	.00317	.00409	.00556	.00192	-.00060	-.00915	.06262

Claves. 1 Tortillas, 2 Carne de res, 3 Carne de pollo, 4. Leche pasteurizada y bronca, 5 Huevo de gallina, 6 Tomate, jitomate, chile y cebolla, 7 Frijol, 8 Refrescos y bebidas y jugos naturales, 9 Agua con o sin sabor, 10 Otros alimentos.

Cuadro 17
Matrices de elasticidades cruzadas
Todos, 2002

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
<i>No simétrica</i>											
1	-0.71	1.05	-0.29	-0.35	-0.10	-0.29	-0.08	-0.82	-0.08	0.49	0.91
2	0.49	-1.70	0.39	0.36	-0.22	-0.30	0.39	-1.00	-0.11	0.03	0.86
3	-0.12	-0.48	-1.22	0.29	0.00	0.04	0.32	-0.73	-0.02	-0.20	1.47
4	0.29	0.94	0.04	-0.93	-0.49	-0.29	0.20	-0.83	-0.04	0.40	0.10
5	-0.47	0.09	-0.19	0.11	-0.64	0.17	-0.07	0.38	0.00	-0.55	0.79
6	-0.23	0.11	0.12	0.27	0.05	-0.82	-0.13	0.26	0.05	-1.53	1.29

Cuadro 17
(continuación)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
<i>No simétrica</i>											
7	-0.09	-0.99	0.24	-0.11	0.03	0.28	-0.90	0.47	0.04	-1.06	1.74
8	0.37	-1.29	0.04	0.09	-0.30	0.42	0.22	-1.51	0.17	0.59	0.54
9	0.10	3.41	-0.93	0.10	-0.10	0.01	-0.73	0.75	-1.43	-0.03	-1.86
10	-0.04	0.06	0.09	0.16	0.02	0.19	-0.12	0.28	0.01	-1.84	0.38
11	0.02	0.01	0.01	0.05	-0.02	0.03	0.00	-0.04	0.00	-0.19	-0.51
<i>Simétrica</i>											
1	-0.71	0.68	-0.24	-0.16	-0.22	-0.30	-0.03	-0.41	-0.07	0.31	0.85
2	0.80	-1.45	0.32	0.49	-0.24	-0.27	0.12	-0.91	-0.09	0.08	0.33
3	-0.31	0.34	-1.33	0.09	-0.08	0.02	0.09	-0.18	-0.06	0.43	0.34
4	-0.23	0.57	0.10	-1.10	-0.29	-0.25	0.08	-0.41	-0.04	0.88	0.05
5	-0.51	-0.45	-0.14	-0.48	-0.55	0.08	0.13	-0.04	-0.03	0.39	1.20
6	-0.47	-0.34	0.03	-0.28	0.05	-1.03	0.05	0.39	-0.01	0.72	0.33
7	-0.05	0.21	0.14	0.12	0.11	0.07	-1.14	0.46	0.02	-0.83	0.55
8	-0.58	-1.06	-0.20	-0.40	-0.03	0.35	0.33	-1.39	0.18	1.34	0.82
9	-0.44	-0.48	-0.31	-0.20	-0.09	-0.03	0.05	0.79	-1.45	0.50	0.96
10	0.04	0.01	0.07	0.12	0.03	0.09	-0.09	0.18	0.02	-1.81	0.54
11	-0.01	0.00	0.00	0.01	-0.01	0.00	0.00	-0.02	0.00	-0.06	-0.55

Números en negrita son significativamente diferentes de cero al 5%. Las claves son las mismas del cuadro 16, sólo se agrega 11 Resto del gasto.

Cuadro 18
Matrices de elasticidades cruzadas
Poblaciones de 2500 habitantes o menos, 2002

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
<i>No simétrica</i>											
1	-0.76	-2.40	-0.52	-0.87	-0.94	-0.26	0.60	-3.41	0.13	6.09	1.82
2	0.91	-2.81	0.68	0.21	-0.49	-0.24	0.37	-0.99	-0.10	1.27	0.15
3	0.36	-1.16	-0.71	0.50	-0.70	-0.27	0.88	-0.35	-0.04	-0.34	0.86
4	-0.57	-3.25	0.24	-0.62	-1.39	-0.93	1.71	-2.67	0.05	5.70	0.99
5	-0.78	1.34	-0.96	-0.29	-0.87	0.97	-0.19	1.28	0.02	-1.09	-0.02
6	-0.14	3.65	-0.35	0.24	-0.51	-0.22	-0.77	2.11	-0.06	-4.88	0.23
7	-0.24	2.11	-0.64	0.01	-0.13	0.60	-1.16	1.95	-0.01	-4.91	1.90
8	0.80	-0.83	1.63	-0.22	-0.03	0.77	0.25	-2.74	-0.04	-0.02	-0.34
9	3.82	3.02	0.34	0.07	0.25	-1.70	0.00	1.70	-2.57	-3.76	-2.20
10	-0.18	1.31	-0.16	0.13	0.42	0.11	-0.43	0.95	0.01	-3.03	0.02
11	-0.01	0.40	-0.04	0.03	-0.01	0.10	-0.06	0.20	-0.01	-0.68	-0.57
<i>Simétrica</i>											
1	-0.55	0.04	-0.45	-0.69	-0.73	-0.32	-0.05	-1.33	0.00	1.59	1.98
2	0.04	-4.87	0.19	-0.17	-0.79	0.27	0.63	-2.70	0.12	6.66	-0.43
3	-0.55	0.16	-1.36	0.19	-0.62	-0.05	-0.07	0.61	0.03	0.09	0.57
4	-1.22	-0.21	0.30	-0.81	-0.56	-0.16	0.24	-0.81	-0.02	2.35	0.15
5	-1.02	-0.79	-0.73	-0.44	-0.54	-0.01	0.06	0.06	0.09	3.33	-0.61
6	-0.29	0.18	-0.03	-0.08	-0.01	-0.74	0.07	0.48	0.03	-0.10	-0.21

Cuadro 18
(continuación)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
<i>Simétrica</i>											
7	-0.04	0.41	-0.04	0.12	0.04	0.08	-0.79	0.70	0.00	-2.13	1.12
8	-1.45	-2.13	0.57	-0.50	0.05	0.59	0.88	-3.69	0.22	4.89	-0.18
9	-0.04	0.90	0.31	-0.13	0.70	0.34	-0.03	2.09	-2.35	-0.46	-2.35
10	0.20	0.65	0.01	0.18	0.31	-0.02	-0.34	0.59	-0.01	-2.61	0.18
11	-0.07	0.00	-0.02	0.00	0.02	0.02	-0.03	0.01	0.01	0.02	-0.63

Ningún coeficiente resultó significativamente diferente de cero al 5%. Las claves son las mismas del cuadro 17.

Cuadro 19

Matrices de elasticidades cruzadas, sin considerar los efectos de la calidad comprada. Todos, 2002

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
<i>No simétrica</i>											
1	-0.52	0.63	-0.13	-0.11	-0.23	-0.26	-0.01	-0.34	-0.07	-0.28	1.02
2	0.74	-0.85	0.21	0.62	-0.10	-0.26	-0.18	-0.68	-0.09	-0.59	0.33
3	-0.19	0.24	-1.31	0.24	-0.08	-0.02	0.05	-0.13	-0.05	0.07	0.45
4	-0.15	0.70	0.25	-0.90	-0.32	-0.23	0.13	-0.33	-0.05	0.50	-0.22
5	-0.51	-0.18	-0.13	-0.52	-0.42	-0.06	0.09	0.03	-0.03	0.81	0.53

Cuadro 19
(continuación)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
<i>No simétrica</i>											
6	-0.42	-0.34	-0.02	-0.27	-0.05	-0.74	-0.02	0.39	0.01	0.74	0.13
7	-0.03	-0.27	0.08	0.20	0.08	-0.02	-0.91	0.48	0.04	-0.92	0.91
8	-0.48	-0.76	-0.13	-0.33	0.01	0.33	0.34	-1.56	0.17	1.13	0.61
9	-0.47	-0.50	-0.23	-0.23	-0.08	0.04	0.13	0.81	-1.51	0.56	0.72
10	-0.07	-0.09	0.01	0.07	0.06	0.09	-0.10	0.16	0.02	-2.06	1.11
11	-0.02	0.00	0.00	0.02	0.00	0.01	-0.01	-0.01	0.00	-0.17	-0.46
<i>Simétrica</i>											
1	-0.17	0.74	-0.11	-0.34	-0.44	-0.30	-0.26	-0.52	-0.20	-1.49	2.55
2	1.00	-1.00	-0.23	-0.16	-0.48	0.47	-0.60	-0.95	0.01	1.65	-0.79
3	-0.14	-0.19	-1.03	0.16	-0.76	-0.11	0.03	0.50	-0.01	0.03	0.52
4	-0.61	-0.20	0.25	-0.77	-0.90	-0.20	0.37	-1.07	0.03	2.05	0.29
5	-0.60	-0.46	-0.87	-0.69	-1.17	0.05	0.35	-0.49	0.19	3.63	-0.52
6	-0.27	0.32	-0.08	-0.10	0.03	-0.69	-0.10	0.66	0.04	-0.08	-0.46
7	-0.23	-0.37	0.03	0.18	0.22	-0.09	-0.69	0.57	0.02	-1.11	0.88
8	-0.56	-0.73	0.46	-0.64	-0.39	0.78	0.69	-3.44	0.23	2.88	-0.06
9	-2.03	0.09	-0.07	0.16	1.44	0.45	0.23	2.16	-2.20	0.69	-1.94
10	-0.21	0.17	0.01	0.16	0.36	-0.02	-0.18	0.37	0.01	-1.72	0.22
11	-0.09	0.02	-0.01	0.00	0.02	0.03	-0.02	0.01	0.01	-0.01	-0.62

Ningún coeficiente resultó significativamente diferente de cero al 5%. Las claves son las mismas del cuadro 17.