



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Alberro, José; Schwabe, Rainer

Reconsiderando la evaluación de los efectos distributivos del ejercicio de poder de  
mercado en México

El Trimestre Económico, vol. LXXXIII(3), núm. 331, julio-septiembre, 2016, pp. 459-492

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31346403001>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# Reconsiderando la evaluación de los efectos distributivos del ejercicio de poder de mercado en México\*

Reconsidering the Evaluation of the Distributive Effects of the Exercise of Market Power in Mexico

*José Alberro y Rainer Schwabe\*\**

## ABSTRACT

In 2008, Mexico's Federal Competition Commission (CFC) commissioned a study of the distributive effects of market power which has influenced the national discussion on competition policy. In this paper, we attempt to replicate its results, we extend them to future years, identify and correct deficiencies in the analysis, and evaluate the conceptual and methodological framework employed. We conclude that the method used does not produce reliable results. Furthermore, using the same method, we estimate a welfare loss between 0.8 and 2.1% of total spending, depending on the income decile. While the conclusion that lower income households are more severely affected by the exercise of market power holds, we find that this effect is greater in urban areas than in rural areas for the lowest income households.

*Key words:* competition, monopoly, market power, income distribution, welfare, Mexico. *JEL Classification:* D31, D42, D43, D60, L40.

\* Artículo recibido el 16 de junio de 2015. Las opiniones expresadas en este artículo son exclusivamente las de los autores, quienes son responsables por el contenido, y no representan necesariamente la opinión de Cornerstone Research. Agradecemos a Laura Ardila, Taman Narayan y Lisa Tichy por su apoyo en la elaboración de este estudio, y a un dictaminador anónimo de *El Trimestre Económico* por sus comentarios y sugerencias. Los errores remanentes son responsabilidad de los autores.

\*\* José Alberro, Senior Advisor, Cornerstone Research (correo electrónico: jalberro@cornerstone.com). Rainer Schwabe, Associate, Cornerstone Research (correo electrónico: rschwabe@cornerstone.com).

## RESUMEN

En 2008, la Comisión Federal de Competencia (CFC) comisionó un estudio de los efectos distributivos del poder de mercado que ha influido la discusión nacional respecto a la política de competencia. En este artículo, intentamos reproducir sus resultados, los extendemos a años posteriores, identificamos y corregimos deficiencias en su análisis, y evaluamos su marco conceptual y metodológico. Documentamos que el método utilizado no produce resultados confiables. Además, usando el mismo método, estimamos una pérdida en bienestar de entre 0.8 y 2.1% del gasto total, dependiendo del decil de ingreso. Aunque se sostiene la conclusión de que los hogares de menores ingresos se ven más afectados por el ejercicio de poder de mercado, encontramos que, para los hogares de ingresos más bajos, este efecto es mayor en zonas urbanas que en zonas rurales.

*Palabras clave:* competencia, monopolio, poder de mercado, distribución de ingreso, bienestar, México. *Clasificación JEL:* D31, D42, D43, D60, L40.

## INTRODUCCIÓN

El efecto del ejercicio de poder de mercado sobre el bienestar de los consumidores y, en particular, su efecto diferenciado entre grupos sociales, es un elemento importante para la formulación de políticas públicas. Como explica la presidencia de la República al motivar las recientes reformas en materia de competencia, “las conductas anticompetitivas y las concentraciones indebidas provocan un incremento excesivo de precios, reduciendo con ello el consumo y la capacidad de ahorro de las familias, especialmente de las más vulnerables”.<sup>1</sup>

En 2008, la Comisión Federal de Competencia (CFC) comisionó un estudio para evaluar el impacto del ejercicio de poder de mercado sobre el bienestar en México, buscando informar la política de competencia económica nacional.<sup>2</sup> Dicho estudio ofrece una estimación de la proporción del ingreso que pierden los hogares mexicanos como consecuencia del supues-

<sup>1</sup> <http://reformas.gob.mx/reforma-en-competencia-economica/que-es>

<sup>2</sup> Urzúa (2008) “Evaluación de los efectos distributivos y espaciales de las empresas con poder de mercado en México”, reporte técnico para la Comisión Federal de Competencia. También publicado en 2013 como parte del documento “Competition and Poverty Reduction” de la Organización para la Cooperación y de Desarrollo Económico (OCDE) y en la revista *Economía Mexicana*, vol. XXII, núm. 2, con el título “Distributive and Regional Effects of Monopoly Power”. Por contener resultados adicionales y un mayor nivel de detalle, en esta nota hacemos referencia principalmente a Urzúa (2008).

to ejercicio de poder de mercado en algunas industrias productoras de bienes importantes de la canasta de consumo. El estudio diferencia población rural y urbana, decil de ingreso y entidad federativa. El trabajo concluye que dichas pérdidas son sustanciales, representando, en promedio, entre 32 y 46% del gasto total de los hogares en los bienes analizados.<sup>3</sup> Las pérdidas son más severas para las familias más vulnerables: aquellas que habitan en zonas rurales, aquellas que perciben menores ingresos y aquellas que viven en el sur del país.

El análisis ha logrado permear el discurso sobre la política pública de competencia en México y es citado en documentos oficiales de la Comisión Federal de Competencia Económica (CFCE) y de la Organización para la Cooperación y de Desarrollo Económico (OCDE).<sup>4</sup> Fue publicado recientemente en la revista *Economía Mexicana*, vol. XXII, núm. 2 con el título “Distributive and Regional Effects of Monopoly Power”. El presente artículo revisa el documento referido, intenta reproducir y extender sus resultados, identifica y corrige deficiencias en su análisis, y evalúa el marco conceptual y metodológico utilizado, con las conclusiones siguientes:<sup>5</sup>

- i) El método utilizado no produce resultados confiables aun cuando no existieran limitaciones en los datos.
- ii) La *magnitud* de la pérdida en bienestar debida al supuesto ejercicio de poder de mercado presentada en ese documento está fuertemente sobreestimada.
- iii) Aunque se sostiene la conclusión de que los hogares de menores ingresos se ven más afectados por el ejercicio de poder de mercado en las industrias de alimentos, la pérdida relativa entre zonas rurales y urbanas depende del nivel de ingreso del hogar.

Esta evaluación no debe sorprender a la luz de la discusión sobre estos temas en la comunidad internacional de economistas. Los trabajos de Harberger (1954) y Comanor y Smiley (1975) son los más conocidos en este tema y despertaron gran interés en su momento. Sin embargo, fueron criti-

<sup>3</sup> Urzúa, 2008: 41.

<sup>4</sup> Por ejemplo, en el Plan Estratégico 2014-2017 de la CFCE ([http://www.cfc.gob.mx/cofece/attachments/article/37/PE\\_COFECE\\_2014-2017\\_0.pdf](http://www.cfc.gob.mx/cofece/attachments/article/37/PE_COFECE_2014-2017_0.pdf)).

<sup>5</sup> La importancia de este tipo de trabajo, particularmente cuando el tema tiene relevancia para la formulación de políticas públicas, ha ganado reconocimiento en los últimos años. Véase por ejemplo, Hamermesh (2007) y Duvendack *et al.* (2015).

cados por haber basado sus estimaciones en supuestos no razonables, por la sensibilidad de sus resultados a cambios en dichos supuestos y por hacer a un lado diversos factores importantes.<sup>6</sup>

### I. MARCO CONCEPTUAL PARA LA ESTIMACIÓN DE LA PÉRDIDA DE BIENESTAR DEBIDA AL EJERCICIO DE PODER DE MERCADO

El ejercicio de poder de mercado puede resultar en una pérdida de bienestar del consumidor porque una empresa con poder de mercado típicamente cobra precios por encima del nivel competitivo. De esta manera, los consumidores que compran ese bien pagan un precio mayor al que pagaría de otra forma, constituyendo una transferencia de los consumidores a la empresa. Por otro lado, al ser más altos los precios, algunos consumidores optan por consumir una cantidad menor del bien en cuestión o por no consumirlo. Al dejar de disfrutar de los beneficios que genera consumir este bien en cantidades mayores, los consumidores incurren en una pérdida neta de bienestar.<sup>7</sup>

La pérdida en bienestar se estima comparando el *status quo* y un estado del mundo hipotético en el que los mercados son competitivos. Para poder hacer esta comparación, es necesario tener información respecto a dos variables:<sup>8</sup>

- i) la diferencia entre el precio actual y el precio competitivo;
- ii) la diferencia entre la cantidad consumida y la que se consumiría en un mercado competitivo.

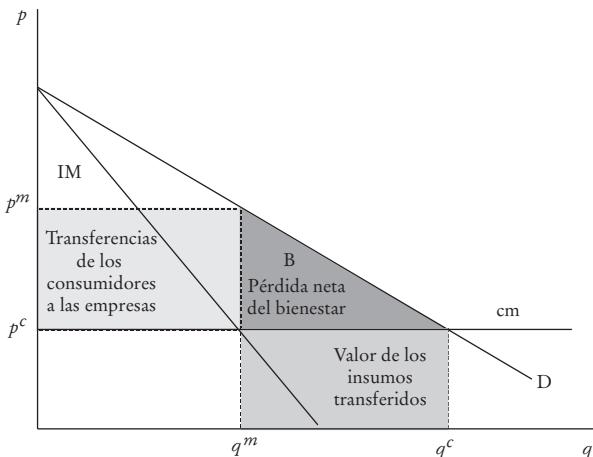
La gráfica 1 presenta la pérdida en bienestar en el equilibrio de un mercado monopólico. La línea con pendiente negativa ( $D$ ) representa la cantidad que los consumidores están dispuestos a comprar de un bien a cada precio, es decir su demanda. La línea horizontal ( $cm$ ) es el costo marginal de producir el bien en el que incurre el productor (el que suponemos constante para simplificar). En un mercado perfectamente competitivo y sin fricciones, el precio es igual a este costo marginal; el precio competitivo se señala como  $p^c$  y la cantidad producida en este caso se denomina  $q^c$ . A su vez, el precio

<sup>6</sup> Véase, por ejemplo, Posner (1975) y Thomas (1980).

<sup>7</sup> Conocida en inglés como *deadweight loss*.

<sup>8</sup> Una estimación más refinada tomaría en cuenta también la curvatura de la función de demanda y la forma de la curva de costo marginal.

GRÁFICA 1. Pérdida en bienestar por ejercicio de poder de mercado



y la cantidad producidos que prevalecerían en un mercado completamente monopolizado se indican como  $p^m$  y  $q^m$ , respectivamente. La pérdida en bienestar es igual al área del triángulo B, que es igual al monto por encima del costo de producción que están dispuestos a pagar los consumidores por las unidades que no se producen actualmente, pero que se producirían en un mercado competitivo.

$$B = \frac{(p^m - p^c)(q^c - q^m)}{2} \quad (1)$$

Ambas variables,  $p^m - p^c$  y  $q^c - q^m$ , son esenciales para el análisis y ambas son difíciles de medir. Urzúa (2008), siguiendo a Creedy y Dixon (1998), infiere dichas cantidades a partir de la elasticidad de la demanda y el número de empresas en cada mercado (es decir, la estructura de mercado). Este trabajo analiza tanto la estimación de las cantidades relevantes como los supuestos utilizados para inferir la supuesta pérdida en bienestar a partir de la información analizada. Teniendo estos ingredientes en mente, pasamos ahora a la descripción de los datos utilizados.

## II. DATOS

Urzúa (2008) no ofrece evidencia alguna respecto a las estructuras de los mercados que analiza (es decir el número de empresas en ellos), sino que atribuye sus aserciones a “algunos datos conocidos” sin citar fuente algu-

na (Urzúa, 2008: 38). Más adelante, regresaremos a una evaluación de este componente del análisis.

La fuente de datos para estimar la elasticidad de la demanda es la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) para 2006, publicada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y que está disponible al público en general.<sup>9</sup> Aunque las ENIGH no dan seguimiento a los mismos hogares a lo largo del tiempo, existen también versiones para los años 2008, 2010 y 2012.<sup>10</sup> Estas encuestas recopilan información detallada sobre los gastos de los hogares mexicanos, incluyendo el gasto en cada bien listado en el catálogo de la encuesta. Para algunos bienes, las ENIGH registran también las cantidades consumidas. A partir de esta información, es posible estimar elasticidades precio de la demanda. Además, al proveer información sobre el gasto de los hogares en cada bien, las ENIGH pueden utilizarse para cuantificar pérdidas en bienestar relativo al gasto total de los hogares.

Las ENIGH se basan en entrevistas a más de 20 000 hogares seleccionados de acuerdo con criterios geográficos y sociodemográficos. De esta manera, cada hogar entrevistado representa a un número de hogares similares que no fueron entrevistados. Para calcular estadísticos que sean representativos a nivel nacional, se debe ponderar la información de cada hogar por el número de hogares que representa. Esta variable se conoce como el factor de expansión correspondiente al hogar. Por ejemplo, la ENIGH 2006 contiene información de 20 875 hogares de un total de 27 445 356 hogares a nivel nacional. Cada uno de los hogares entrevistados tiene un factor de expansión que varía entre 7 y 29 965, siendo 914 el valor mediano.

Una de las variables más importantes para el análisis es el valor unitario, que se obtiene al dividir el gasto en un bien entre la cantidad adquirida de este mismo. Conceptualmente, el valor unitario se asemeja al precio del bien, pero no se debe tratar como tal porque las categorías utilizadas en las ENIGH no son en realidad bienes sino canastas de bienes compuestas por diversas variedades y niveles de calidad de cada bien.

$$\text{Valor unitario} = \frac{\text{Gasto en el bien}}{\text{Cantidad adquirida del bien}} \quad (2)$$

Por ejemplo, el bien A075 incluye “leche de vaca, líquida pasteurizada, des-

<sup>9</sup> <http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/Proyectos/encuestas/hogares/regulares/enigh/>

<sup>10</sup> Y, con frecuencia irregular, desde 1984.

lactosada, descremada, entera, *light*, saborizada, semidescremada, etcétera”.<sup>11</sup> De esta manera, el valor unitario de un “bien” dado variará por hogar reflejando, entre otros, diferentes patrones de consumo, diferencias en calidad y la existencia de variedades del bien en diferentes lugares. Este problema se vuelve aún más severo si, como es el caso en el estudio comisionado por la CFC, se analizan bienes compuestos que agregan varias de las categorías de la ENIGH. Por ejemplo, la categoría refrescos, jugo y agua utilizada en el estudio de Urzúa (2008) es un bien compuesto que combina refrescos de cola o de sabores (A220), jugos y néctares envasados (A218) y agua natural embotellada (A215). No se debe soslayar que la CFC ha determinado que las bebidas carbonatadas forman parte de un sólo mercado relevante del que no forman parte los jugos y néctares envasados ni el agua natural embotellada.<sup>12</sup>

### *1. Bienes considerados*

Para ofrecer resultados comparables con los obtenidos por Urzúa (2008), se analizan los siguientes bienes:<sup>13</sup>

- i) Tortilla de maíz (A004).
- ii) Carnes procesadas, las cuales agregan jamón, mortadela, queso de puerco, salami, tocino, salchicha (A052-055) y carnes procesadas de aves (A062).
- iii) Pollo y huevo, suman pierna, muslo y pechuga (con o sin hueso), pollo entero, vísceras (A057-060) y huevo de gallina (A093).
- iv) Leche de vaca, líquida pasteurizada, deslactosada, descremada, entera, *light*, saborizada, semidescremada, etc. (A075).
- v) Refrescos, jugos y agua, entendiéndose por ello la suma de refrescos de cola o de sabores (A220), jugos y néctares envasados (A218) y agua natural embotellada (A215).
- vi) Cerveza en botella, lata o barril (A224).
- vii) Medicamentos, sean comprados con o sin receta (J020-035, J044-059).

<sup>11</sup> ENIGH 2006, Clasificación de variables.

<sup>12</sup> La CFC (2008: 49) llegó a la conclusión de que “el mercado corresponde al de la distribución y comercialización al mayoreo de bebidas carbonatadas en envase cerrado en el canal tradicional con una dimensión geográfica regional”.

<sup>13</sup> Los códigos asignados por la ENIGH se presentan en paréntesis.

Todos estos bienes, excepto la tortilla de maíz, leche y cerveza combinan varios bienes reportados en la ENIGH en un solo bien compuesto. Es notable que el bien compuesto llamado medicamentos incluya un numero de códigos mucho mayor que los otros bienes considerados (32, comparado con cinco para pollo y huevo o carnes procesadas).

## *2. Distribuciones de valores unitarios*

El cuadro 1 presenta estadísticas descriptivas de los valores unitarios de los siete bienes analizados. Es probable que, como toda encuesta, las ENIGH contengan errores de captura. Por otra parte, es improbable que algún hogar haya pagado más de 100 pesos por un kilogramo de tortilla de maíz o 945 pesos por un kilogramo de carnes procesadas, como aparece en las bases de datos. Consideramos que es recomendable excluir los valores extremos de los valores unitarios para atenuar las distorsiones al análisis.<sup>14</sup> Asimismo, se debe recalcar que el rango de valores unitarios de la categoría medicamentos es muy amplio, lo que refleja la diversidad de bienes que contiene este bien compuesto, tema al que regresaremos en la sección III.

## III. ESTIMACIÓN DE ELASTICIDADES PRECIO DE LA DEMANDA

La estimación de elasticidades precio de la demanda<sup>15</sup> a partir de datos de corte transversal derivados de encuestas a hogares presenta una serie de retos porque los datos no contienen información sobre precios (sino valores unitarios) ni cambios en precios, de suerte que las reacciones de interés deben inferirse a partir de diferencias en los precios que enfrentan hogares en mercados distintos. El modelo de Deaton,<sup>16</sup> que se describe a continuación, permite establecer una conexión entre diferencias en valores unitarios y diferencias en precios y elasticidades, aunque los resultados de estas estimaciones deben ser evaluados con cautela.

Habiendo descrito el método de estimación, tornamos nuestra atención a

<sup>14</sup> Deaton y Tarozzi (2000: 9) motiva la exclusión de valores extremos en un contexto similar. Hicks (2015) es un ejemplo reciente de un trabajo que utiliza las ENIGH y excluye el percentil 99 de su análisis. Aquí optamos por excluir los percentiles 1 y 99.

<sup>15</sup> La elasticidad de la demanda mide la reacción de los consumidores ante cambios en precios.

<sup>16</sup> El método fue desarrollado por Angus Deaton (1987), refinado en Deaton (1988) y perfeccionado en Deaton (1990). El libro de texto de Angus Deaton (1997) es la referencia estándar para el método ya que se expone ahí con mayor claridad. En lo que sigue, hacemos referencia simplemente al “método de Deaton”. Angus Deaton recibió el Premio Nobel de Economía en 2015.

**CUADRO 1. Estadísticas descriptivas de valores unitarios**  
(Pesos)

Categoría	Promedio	Mediana	Percentil 1%	Percentil 99%	Mínimo	Máximo
Tortilla de maíz	7.97	8.00	4.92	13.22	0.64	103.28
Carnes procesadas	44.54	40.00	12.00	108.00	0.44	945.97
Pollo y huevo	23.12	20.79	8.67	63.10	1.00	360.00
Leche	9.67	9.43	3.83	19.35	0.01	376.92
Refrescos, jugo y agua	6.43	6.00	0.47	20.00	0.21	750.00
Cerveza	21.00	18.09	5.56	66.67	1.55	421.05
Medicamentos con o sin receta	283.10	115.00	5.00	2417.78	1.00	20799.99

FUENTE: ENIGH (2006).

los detalles de la estimación de Urzúa (2008) e identificamos algunas de sus limitaciones. Más adelante, intentamos reproducir la estimación de elasticidades de Urzúa (2008) y evaluamos la sensibilidad del método a pequeños cambios en la estimación. Adicionalmente, extendemos la estimación de elasticidades usando las ENIGH 2008, 2010 y 2012. Por último, presentamos pruebas estadísticas de las diferencias en los parámetros estimados entre zonas rurales y urbanas, y a lo largo del tiempo.

### 1. El método de Deaton

Una descripción detallada del método de Deaton está fuera del alcance del presente trabajo; se refiere al lector interesado a Deaton (1997). Sin embargo, parece apropiado presentar una breve descripción del procedimiento. Deaton postula la existencia de una relación estable —por medio de mercados, conglomerados o unidades primarias de muestreo (UPM) en este caso— entre valores unitarios, gasto y precios siendo, por tanto, estimable estadísticamente. En su versión simplificada, esta relación se puede escribir como:

$$\ln v_{hci} = \alpha_i^0 + \beta_i^0 \ln x_{hc} + \gamma_i^0 z_{hc} + \psi \ln p_{ci} + u_{hci}^0 \quad (3)$$

La ecuación describe una relación lineal entre el logaritmo del valor unitario ( $v$ ) del bien  $i$  para el hogar  $h$  ubicado en el conglomerado  $c$ , su gasto total ( $x$ ), sus características sociodemográficas ( $z$ ), y el precio del bien  $i$  ( $p$ ).<sup>17</sup>

<sup>17</sup> El término  $u$  representa un error de medición o que capta la influencia de factores no observados.

Intuitivamente, conforme aumenta el ingreso del hogar (y por tanto su gasto total) aumentará la calidad del bien consumido y, por ende, el gasto por unidad (valor unitario o  $v$ ). Si éste es el caso, el parámetro  $\beta$  será positivo. Asimismo, las características del hogar como la edad de sus integrantes y su nivel de educación suelen afectar las decisiones de consumo, por lo que se incluyen como variables de control. Por otro lado, un aumento en el precio aumenta el valor unitario, pero no uno a uno pues el hogar tiende a consumir bienes de menor calidad cuando éstos son más caros. En este caso, el parámetro  $\Psi$  será positivo, pero menor a uno. Finalmente, notamos que si el ingreso y las características sociodemográficas no afectan la calidad del bien adquirido, el valor unitario depende sólo del precio (si  $\alpha = \beta = \gamma = 0$ ). Si además las diferencias en calidad o variedad no desempeñan un papel relevante,  $\Psi = 1$  y el valor unitario es igual al precio.

El segundo supuesto básico del método es la existencia de una relación estable entre la proporción del gasto del hogar  $h$  ubicado en el conglomerado  $c$  que destina a compras del bien  $i$  ( $\ln w_{hci}$ ), el gasto total del hogar  $h$  ubicado en el conglomerado  $c$  ( $\ln x_{bc}$ ), las características sociodemográficas del hogar ( $z_{hc}$ ) y el precio de ese bien en dicho conglomerado ( $p_c$ ):

$$w_{hci} = \alpha_i^1 + \beta_i^1 \ln x_{bc} + \gamma_i^1 z_{hc} + \theta \ln p_c + f_c + u_{hci}^1 \quad (4)$$

El lado derecho de la ecuación (4) es casi idéntico al de la ecuación (3); la única diferencia es que el error incluye un componente a nivel conglomerado ( $f$ ). La principal relación de interés aquí es entre el gasto en el bien  $i(w)$  y el precio de este bien ( $p$ ). Uno esperaría observar una relación negativa entre estas dos variables —mientras más caro es el bien, menos se consume—.

A primera vista, las ecuaciones (3) y (4) son imposibles de estimar ya que incluyen los precios, que no son observables, como variable explicativa. Sin embargo, si postulamos que todos los consumidores que viven en un conglomerado enfrentan los mismos precios, podemos estimar estas ecuaciones como desviaciones de las medias en cada conglomerado, logrando que los precios se cancelen. Es decir, en lugar de la ecuación (4), se estima el modelo siguiente:

$$w_{hci} - \bar{w}_{ci} = \beta_i^1 (\ln x_{bc} - \ln \bar{x}_c) + \gamma_i^1 (z_{hc} - \bar{z}_c) + u_{hci}^1 \quad (5)$$

que es la ecuación (4) expresada en diferencias de la media de cada variable,

donde los términos  $\alpha_i^1 - \bar{\alpha}_c^1$ ,  $\theta(\ln p_c - \ln \bar{p}_c)$  y  $f_c - \bar{f}_c$  desaparecen por ser iguales a cero, ya que no varían al interior de cada conglomerado.

Habiendo estimado los parámetros  $\gamma$  y  $\beta$  junto con la matriz de varianzas y covarianzas de los residuales  $u$  en una primera etapa, se calculan valores unitarios y proporciones de gasto promedio por conglomerado y libres del efecto ingreso según las siguientes expresiones:

$$\ln v_{ci} - \beta_i^0 \ln x_c - \gamma_i^0 z_{bc} = \alpha_i^0 + \psi \ln p_i + u_{ci}^0 \quad (6)$$

$$w_{ci} - \beta_i^1 \ln x_c - \gamma_i^1 z_{bc} = \alpha_i^1 + \theta \ln p_i + f_c + u_{ci}^1 \quad (7)$$

De estas expresiones, junto con la matriz de varianzas y covarianzas de las  $u$ , es posible obtener un valor de  $\Psi/\theta$ . Mediante algo de álgebra, es posible derivar las elasticidades precio de interés del cociente  $\Psi/\theta$ .<sup>18</sup>

De esta manera, la primera etapa del procedimiento aprovecha diferencias entre hogares en un mismo conglomerado para identificar los parámetros  $\beta$  y  $\gamma$ . La segunda etapa aprovecha las diferencias en precios entre conglomerados para identificar los parámetros  $\Psi$  y  $\theta$  que, a su vez, permiten calcular elasticidades. De esta manera, la estimación se basa en el supuesto de que los precios son uniformes dentro de un conglomerado, pero diversos entre conglomerados. Además, la identificación de las elasticidades requiere de un número suficiente de conglomerados. Pruebas de la certeza del método de Deaton en relación con métodos alternativos han arrojado resultados mixtos (Lahatte *et al.*, 1997, Gibson y Rozelle, 2005). En general, parece que el método es apropiado cuando es necesario estimar elasticidades, pero no se cuenta con datos sobre precios. Sin embargo, los resultados pueden ser erróneos debido a la rigidez de la especificación del modelo utilizado.

En los resultados que se presentan a continuación, se estima una versión del modelo ya descrito que incluye los precios de los otros bienes analizados como variables de control adicionales en las ecuaciones (3) y (4). Así, la versión general del modelo permite que existan efectos cruzados de precio; es decir, que un cambio en el precio de la leche afecte, por ejemplo, la demanda por carnes procesadas. Siguiendo a Urzúa (2008) y Deaton (1990), las variables de control sociodemográficas utilizadas son: edad del jefe del hogar, nivel de educación del jefe del hogar, logaritmo del número de habi-

<sup>18</sup> La expresión que relaciona a  $\Psi/\theta$  con la matriz de elasticidades no añade intuición sobre el funcionamiento del método, por lo que se refiere al lector a Deaton (1997).

tantes del hogar, proporción de los habitantes del hogar de género femenino entre las edades de 0-12, 13-25, 26-45, 45-65 y más de 65 años de edad, y las mismas variables para habitantes de género masculino.

## 2. *Estimaciones de las elasticidades reportadas en Urzúa (2008)*

El cuadro 2 presenta las elasticidades precio de la demanda reportadas en Urzúa (2008) junto con los errores estándar asociados a su estimación.

**CUADRO 2. Elasticidades precio de la demanda reportados por Urzúa (2008) para el año 2006<sup>a</sup>**

	Rural	Urbano
Tortillas de maíz	-0.311 (0.105)	-1.389 (0.623)
Carnes procesadas	-0.456 (0.295)	-0.507 (0.103)
Pollo y huevo	-1.559 (0.500)	-1.087 (0.324)
Leche	-0.394 (0.128)	-0.327 (0.143)
Refrescos, jugo y agua	-1.142 (0.529)	-1.023 (0.215)
Cerveza	-1.462 (0.204)	-1.082 (0.120)
Medicamentos con o sin receta	-1.117 (0.438)	-1.842 (0.472)

FUENTE: Urzúa (2008).

<sup>a</sup> Entre paréntesis se presentan errores estándar reportados por Urzúa (2008).

Como nota Urzúa (2008), las elasticidades estimadas son negativas en todos los casos y los errores estándar son relativamente pequeños. Sin embargo, existen peculiaridades que vale la pena subrayar. La primera es que la elasticidad precio de la demanda por tortilla de maíz en zonas urbanas sea más de cuatro veces mayor que la elasticidad precio de la demanda por tortilla de maíz en zonas rurales, lo que equivale a que ante un aumento de precios, en términos porcentuales, los consumidores urbanos disminuyan cuatro veces más su consumo de ese bien que los consumidores rurales. Esto es sorprendente considerando que fabricar tortillas en casa es una alternativa más común en zonas rurales que en zonas urbanas. También llama la atención que el error estándar de la elasticidad precio de la tortilla de maíz en zonas rurales sea uno de los dos más bajos, y que sea una sexta parte de

su valor en zonas urbanas, a pesar de que la estimación en zonas rurales se base en un número menor de conglomerados (más detalle sobre esto en la sección III).

Finalmente, es notable que la elasticidad precio de la demanda reportada para medicamentos sea de las más altas. En muchos de los casos, si no es que en la mayoría, los medicamentos son necesidades y es extraño pensar que su consumo disminuya tan fuertemente ante cambios en sus precios. En las zonas urbanas la elasticidad precio de los medicamentos es 70% mayor que la elasticidad precio de la cerveza o del pollo y casi cuatro veces mayor que la de las carnes procesadas.

a) *Detalles metodológicos de la estimación de Urzúa (2008)*. Examinamos la construcción de las variables utilizadas por Urzúa (2008) a partir del propio artículo, de un artículo posterior y de materiales proporcionados por el autor. Consideramos que los siguientes puntos se trataron de manera equivocada:

i) Logaritmo del valor unitario para un hogar que no realiza compras de un bien.

Tratamiento en Urzúa (2008): imputa el valor cero.<sup>19</sup>

Tratamiento sugerido: asignar a la categoría de faltante.

Explicación: no es posible determinar el valor unitario de un bien si no se compra. El imputar un valor de cero implica que estos hogares no compran el bien aunque su precio sea muy bajo. Esto puede distorsionar la estimación de las elasticidades, sesgándolas hacia cero. Además, al aumentar el número de observaciones utilizadas en la estimación, este tratamiento puede resultar en errores estándar artificialmente bajos.

ii) Selección de la variable dependiente que mide la proporción del gasto que se destina a compras de cierto bien ( $w_{ibc}$ ).

Tratamiento en Urzúa (2008): proporción del gasto en cada uno de los siete bienes considerados dentro del gasto *en esos siete*.

Tratamiento sugerido: proporción del gasto en cada uno de los siete bienes dentro del gasto *en todos los bienes*.

<sup>19</sup> Se debe notar que si el logaritmo del valor unitario es igual a cero eso implica un valor unitario de un peso. Esto ocurre en 5 009 casos para la tortilla de maíz, 13 514 para carnes procesadas, 5 335 para pollo y huevo, 9 110 para leche, 5 665 para refrescos, jugo y agua, 19 894 para cerveza y 8 863 para medicamentos.

Explicación: el modelo de demanda que está siendo estimado postula que la variable dependiente es la proporción del gasto total en todos los bienes que se gasta en un bien específico.

*iii) Medicamentos como un grupo de bienes.*

Tratamiento en Urzúa (2008): se incluyen entre los bienes analizados.

Tratamiento sugerido: no incluir.

Explicación: las ENIGH no contienen valores unitarios para medicinas; sólo el gasto total en cada categoría. Además, las medicinas son un grupo muy diverso de bienes. Difícilmente se puede aseverar que la principal diferencia entre los componentes que están siendo agregados sea su calidad, como lo requiere la ecuación (3) por razones metodológicas. Todo esto se ve reflejado en una gran dispersión de valores unitarios, inconsistente con el tratamiento de éstos como un solo bien (cuadro 1).

*iv) Bienes subsidiados y observaciones con precios irregulares.<sup>20</sup>*

Tratamiento en Urzúa (2008): se incluyen.

Tratamiento sugerido: no incluir.

Explicación: el método de estimación utilizado requiere que los habitantes de cada localidad tengan acceso a los mismos bienes al mismo precio, y que puedan responder a cambios en precios ajustando sus patrones de consumo. En algunos de estos casos, el valor unitario registrado refleja una convención metodológica de la encuesta que no tiene relación con el valor del bien. Incluir estos datos puede llevar a estimaciones erróneas de los parámetros.

*v) Definición de zonas rurales.*

Tratamiento en Urzúa (2008): inconsistente.

Tratamiento sugerido: se consideran diferentes alternativas.

Explicación: el texto de Urzúa (2008), siguiendo la definición del INEGI,<sup>21</sup> define zonas “rurales” como aquellas localidades con menos de 2 500 habitantes. Sin embargo, el material proporcionado por el autor revela que incluye datos de hogares en localidades de menos de 15 000

<sup>20</sup> En el archivo de datos “Gastos” de la ENIGH 2006, cuando la variable “Código de institución” comienza con un cuatro, la compra se refiere a un “Apoyos”. Además, se clasificaron así gastos con precio igual a cero o un peso (55 casos). Estos gastos ocurren con las siguientes frecuencias: tortilla de maíz (159, 0.25%); carnes procesadas (0), pollo y huevo (3, 0.01%); leche (1 414, 4.39%); refrescos, jugos y aguas (9, 0.02%); cerveza (0); y medicamentos (113, 0.48%).

<sup>21</sup> Consultada en [http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/espanol/proyectos/metadatos/encuestas/enigh\\_211.asp?c=10748](http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/espanol/proyectos/metadatos/encuestas/enigh_211.asp?c=10748)

habitantes. De esta manera, utiliza a los hogares ubicados en localidades de entre 2500 y 15 000 habitantes en las estimaciones tanto para zonas urbanas como para zonas rurales.

*vi) Uso de factores de expansión en las estimaciones.*

Tratamiento de Urzúa (2008): no los utiliza.

Tratamiento sugerido: utilizarlos al calcular promedios de proporciones del gasto en un bien respecto al gasto total y en las regresiones de la primera etapa del procedimiento.

Explicación: es necesario utilizar factores de expansión al calcular promedios si se busca que éstos sean representativos a nivel nacional. No hacerlo produce promedios sesgados, que ponderan los datos de los hogares de acuerdo con el número de hogares que fueron entrevistados en lugar del número de hogares similares en la población. Las proporciones de gasto promedio son insumos importantes para la estimación de elasticidades.

b) *Intento de reproducción de los resultados de Urzúa (2008) y evaluación.* A pesar de trabajar con datos del dominio público,<sup>22</sup> usando el mismo método de estimación y código de cómputo (ofrecido por Deaton),<sup>23</sup> y habiendo obtenido información adicional del autor, no logramos reproducir los resultados de Urzúa (2008) con exactitud. Esto puede deberse a varios factores, y no es del todo sorprendente considerando la sensibilidad de las estimaciones probablemente atribuible al hecho de que la base de datos no es suficientemente rica.

El cuadro 3 presenta elasticidades estimadas para el sector urbano en 2006. La primera columna presenta los resultados reportados por Urzúa (2008). La segunda presenta nuestro intento de reproducir esos resultados. Aunque las estimaciones puntuales son distintas, las diferencias no son estadísticamente significativas.<sup>24</sup> Sin embargo, es aparente que los errores estándar que obtenemos son mayores a los reportados por Urzúa en todos los casos.

Las columnas 3-7 presentan resultados de algunas variantes de la esti-

<sup>22</sup> Disponibles en <http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/Proyectos/encuestas/hogares/regulares/enigh/>

<sup>23</sup> El código de STATA para realizar la estimación está disponible en <http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTRESEARCH/EXTLSMS/0,,contentMDK:21557163~menuPK:4417943~pagePK:64168445~piPK:64168309~theSitePK:3358997,00.html>

<sup>24</sup> Comparaciones al nivel de confianza de 95%.

CUADRO 3. Elasticidades precio de la demanda, zonas urbanas, 2006<sup>a,b</sup>

Categorías	Urzúa <sup>c</sup>	Reproducción propia de resultados de Urzúa	Estimación propia I	Estimación propia II	Estimación propia III	Estimación propia IV	Estimación propia V
Tortillas de maíz	-1.389 (0.623)	-0.800 (0.901)	-1.076 (1.464)	-0.950 (2.414)	-0.736 (3.465)	-0.956 (9.078)	-0.876 (0.525)
Carnes procesadas	-0.507 (0.103)	-0.468 (0.483)	-0.999 (9.525)	0.380 (101.082)	1.926 (26.025)	0.350 (342.503)	-0.298 (1.193)
Pollo y huevo	-1.087 (0.324)	-0.887 (0.255)	-0.951 (5.133)	-0.993 (7.759)	-0.855 (3.458)	-0.990 (69.044)	-0.901 (0.630)
Leche	-0.327 (0.143)	-0.323 (0.401)	-1.420 (26.387)	-1.815 (56.134)	-2.945 (16.755)	-1.680 (63.575)	-0.854 (1.473)
Refrescos, jugo y agua	-1.023 (0.215)	-1.540 (0.693)	-1.125 (6.124)	-1.082 (2.093)	-1.112 (0.794)	-1.075 (3.288)	-1.100 (0.168)
Cerveza	-1.082 (0.120)	-0.997 (3.619)	-0.595 (65.639)	-1.009 (48.140)	-0.227 (23.077)	-1.052 (439.214)	-0.722 (10.624)
Medicamentos con o sin receta	-1.842 (0.472)	-1.471 (0.474)	1.203 (44.222)	0.520 (24.586)	-1.503 (2.615)	0.643 (143.605)	0.418 (2.046)
Número de hogares	—	15 160	15 160	15 160	15 160	15 160	15 160
Número de UPM	—	2 474	2 474	2 474	2 474	2 474	2 474
Construcción de variables propias		X	X	X	X	X	X
Factores de expansión			X	X	X	X	X
Definición estricta de zona rural <sup>d</sup>			X	X	X	X	X
Excluye percentil 99				X			
Excluye percentil 1					X		
Excluye bienes subsidiados						X	X

FUENTE: Cálculos propios; ENIGH 2006, Materiales proporcionados por Urzúa; Urzúa (2008).

a Entre paréntesis se presentan errores estándar calculados con técnicas de remuestreo.

b Localidades de más de 2 499 habitantes se consideran urbanas.

c Urzúa (2008) no reporta el número de hogares o de UPM en sus estimaciones.

d Se construyen las variables utilizadas en el análisis de acuerdo con la metodología propia descrita en la sección III.1.

mación, con base en los tratamientos sugeridos con anterioridad. Para la tortilla de maíz, los resultados son cualitativamente consistentes a través de las especificaciones y en ningún caso podría rechazarse la hipótesis de una elasticidad precio de -1 para este bien. En contraste, vemos dos instancias en las que las elasticidades reportadas para carnes procesadas son positivas, mientras que para medicamentos esto ocurre en cuatro casos. En otros casos, las elasticidades reportadas son consistentemente negativas, pero algo más variables que para la tortilla.

Esta sensibilidad de las estimaciones se debe a dos características de los datos. Por un lado, la alta proporción de hogares que consumen tortilla de maíz se traduce en una relativa abundancia de datos sobre sus valores unitarios y proporciones del gasto total de los hogares (se cuenta con información de 11 331 hogares en zonas urbanas y 4 578 en zonas rurales). En contraste, sólo 5 598 hogares encuestados en zonas urbanas compraron carnes procesadas en 2006. Por otro lado, la tortilla de maíz es un bien relativamente homogéneo, y la abundancia de datos sobre su compra permite estudiarlo de forma aislada, no como parte de un bien compuesto. En contraste, los medicamentos son sumamente heterogéneos y, por lo mismo, presentan una variedad inverosímil de valores unitarios (véase el cuadro 1).

El cuadro 4 reporta resultados análogos a los presentados en el cuadro 3 para zonas rurales. Una vez más, nuestra reproducción de Urzúa (2008) no es exacta pero, excepto en el caso de pollo y huevo, no se puede rechazar la hipótesis nula de que las elasticidades que estimamos son iguales a las que estima Urzúa. En el caso de zonas rurales son aún más evidentes los problemas que genera el tamaño de muestra limitado. Las columnas 2 y 3 reportan resultados usando una definición amplia de rural (localidades de menos de 15 000 habitantes) mientras que las columnas 4-7 usan una definición más estricta de zona rural (localidades de menos de 2 500 habitantes). Mientras que la base de datos cuenta con 2 474 conglomerados en zonas urbanas, sólo contiene información de 433 o 311 para zonas rurales, dependiendo de la definición utilizada. Como es de esperarse, esto se refleja en errores estándar muy altos. En la mayoría de los casos no es posible decir con confianza si la elasticidad es positiva o negativa.

En conclusión, encontramos que las estimaciones puntuales son sensibles a cambios menores en el manejo de los datos y el procedimiento de estimación. Además, suelen tener intervalos de confianza amplios de suerte que a final de cuentas no son significativamente diferentes de -1. En parti-

CUADRO 4. Elastisidades precio de la demanda, zonas rurales, 2006<sup>a</sup>

	Urzúa <sup>b</sup>	Reproducción propia de resultados de Urzúa	Estimación propia I	Estimación propia II	Estimación propia III	Estimación propia IV	Estimación propia V
Tortillas de maíz	-0.311 (0.105)	-0.710 (1.568)	-1.548 (7.659)	-1.234 (16.110)	-1.257 (60.849)	-1.237 (4.520)	1.434 (42.948)
Carnes procesadas	-0.456 (0.295)	-0.009 (0.602)	-0.733 (18.350)	-0.971 (33.035)	-1.377 (113.564)	-0.981 (18.870)	-4.009 (41.546)
Pollo y huevo	-1.559 (0.500)	-0.235 (2.091)	0.748 (35.151)	0.057 (7.517)	0.093 (23.773)	0.070 (14.553)	0.382 (10.413)
Leche	-0.394 (0.128)	0.181 (0.401)	-1.124 (8.068)	-1.039 (13.160)	-0.143 (48.270)	-1.072 (24.525)	0.349 (15.946)
Refrescos, jugo y agua	-1.142 (0.529)	-2.500 (1.886)	-1.541 (5.051)	-1.654 (4.060)	-1.562 (52.154)	-1.651 (6.754)	-1.556 (5.496)
Cerveza	-1.462 (0.204)	2.352 (9.013)	0.806 (34.072)	-0.922 (6.286)	-0.730 (64.711)	-0.922 (13.659)	-1.241 (20.549)
Medicamentos con o sin receta	-1.117 (0.438)	-1.204 (0.773)	0.276 (2.013)	0.080 (1.692)	-0.212 (13.533)	0.085 (3.400)	0.244 (5.961)
Número de hogares	—	7.581	7.581	5.715	5.715	5.715	5.715
Número de UPM	—	433	433	311	311	311	311
Construcción de variables propias <sup>c</sup>			X	X	X	X	X
Factores de expansión			X	X	X	X	X
Definición estricta de zona rural <sup>d</sup>			X	X	X	X	X
Excluye percentil 99				X			X
Excluye percentil 1					X		X
Excluye bienes subsidiados						X	X

FUENTE: Cálculos propios; ENIGH 2006, Materiales proporcionados por Urzúa; Urzúa (2008).

<sup>a</sup> Entre paréntesis se presentan errores estándar calculados con técnicas de remuestreo.

<sup>b</sup> Urzúa (2008) no reporta el número de hogares o de UPM en sus estimaciones.

<sup>c</sup> Se construyen las variables utilizadas en el análisis de acuerdo con la metodología propia descripción en la sección III.1.

<sup>d</sup> Urzúa (2008) define localidades de menos de 15 000 habitantes como rurales. La definición estricta define localidades de menos de 2 500 habitantes como rurales.

cular, la escasez de datos de compras en zonas rurales dificulta la estimación de elasticidades específicas al sector rural.

### *3. Diferencias en elasticidades precio entre los sectores rural y urbano*

A continuación, presentamos nuestras estimaciones de las elasticidades precio de los bienes concernidos para los años 2006-2012 que adoptan las correcciones y las alternativas metodológicas descritas en la sección III, así como una estimación que utiliza las cuatro ENIGH (2006, 2008, 2010 y 2012) de manera conjunta. En particular:

- i)* se excluyen los medicamentos del análisis;
- ii)* los valores unitarios para hogares que no compraron el bien se registran como valores faltantes (y no como ceros);
- iii)* se usan las proporciones del gasto en cada bien dentro del gasto total y no dentro del gasto en los siete bienes analizados;
- iv)* se excluyen los valores extremos y las compras subsidiadas;
- v)* se utilizan los factores de expansión de la encuesta; y
- vi)* se definen zonas urbanas como localidades de 15 000 habitantes o más y zonas rurales como aquellas de menos de 15 000 habitantes.<sup>25</sup>

El cuadro 5 presenta resultados de nuestras estimaciones de las elasticidades en zonas urbanas. Todas las elasticidades excepto una son negativas, como uno esperaría. Los errores estándar varían según el tamaño de muestra en cada año, siendo 2008 el año con el mayor número de conglomerados y los menores errores estándar y 2012 el año con el menor número de conglomerados y los mayores errores estándar. La estimación conjunta provee los resultados más precisos –medidos por el valor de los errores estándar, excepto en el caso de la cerveza.

El cuadro 6 presenta nuestras elasticidades estimadas para localidades de menos de 15 000 habitantes junto con sus errores estándar. En comparación con los resultados para zonas urbanas, las elasticidades estimadas para zonas rurales muestran más variación entre años y mayores errores estándar. En cinco casos, la elasticidad estimada es positiva aunque los errores estándar en

<sup>25</sup> Se adopta esta definición a la luz de los resultados de la sección anterior que indican que los datos disponibles sobre hogares en localidades de menos de 2 500 habitantes no son suficientes para estimar elasticidades con precisión. No se afirma que el umbral de 15 000 habitantes es correcto.

CUADRO 5. *Elasticidades precio de la demanda por año, zonas urbanas<sup>a,b</sup>*

Categoría	2006	2008	2010	2012	Estimación conjunta
Tortillas de maíz	-0.776 (1.230)	-1.335 (0.137)	-1.594 (0.167)	-0.489 (2.391)	-1.185 (0.097)
Carnes procesadas	-0.393 (10.775)	-1.573 (0.314)	-1.532 (0.311)	-1.255 (7.901)	-1.421 (0.187)
Pollo y huevo	-0.464 (21.387)	-0.477 (0.127)	-0.359 (0.217)	-0.856 (5.807)	-0.471 (0.076)
Leche	-0.844 (58.986)	-1.553 (0.404)	-0.986 (0.337)	-1.142 (10.103)	-1.256 (0.214)
Refrescos, jugo y agua	-1.090 (0.966)	-1.062 (0.050)	-0.906 (0.052)	-1.052 (0.797)	-1.013 (0.029)
Cerveza	-1.079 (374.768)	-3.497 (1.905)	-0.838 (2.540)	0.519 (9.268)	-3.245 (2.915)
Número de hogares	13 294	19 275	18 351	4 384	55 304
Número de UPM	2 352	4 017	3 294	850	10 513

FUENTE: Cálculos propios con base en ENIGH 2006, 2008, 2010 y 2012.

<sup>a</sup> Entre paréntesis se presentan errores estándar calculados con técnicas de remuestreo.<sup>b</sup> Localidades de más de 14 999 habitantes se consideran urbanas.

estos casos son mayores a la estimación puntual, indicando que la estimación no es precisa y por tanto el valor no es significativamente diferente de cero. Este resultado es la consecuencia de tamaños de muestra más pequeños.

CUADRO 6. *Elasticidades precio de las demandas por año, zonas rurales<sup>a,b</sup>*

Categoría	2006	2008	2010	2012	Estimación conjunta
Tortillas de maíz	-1.433 (1.995)	-1.186 (0.375)	-1.295 (14.825)	1.453 (14.082)	-1.319 (0.225)
Carnes procesadas	-1.568 (25.950)	-0.880 (0.410)	-2.428 (22.649)	6.028 (71.961)	-1.255 (0.469)
Pollo y huevo	-0.308 (3.237)	-0.874 (0.344)	0.564 (5.814)	-3.411 (10.646)	-0.423 (0.251)
Leche	-0.807 (7.986)	-1.609 (0.718)	-1.461 (41.421)	-4.823 (91.337)	-1.152 (0.294)
Refrescos, jugo y agua	-1.405 (7.011)	-1.004 (0.112)	-1.049 (1.767)	-0.200 (7.769)	-1.128 (0.063)
Cerveza	-0.244 (27.789)	0.652 (4.972)	-0.891 (82.767)	0.724 (50.318)	-1.209 (3.511)
Número de hogares	7 581	10 193	9 304	4 618	31 696
Número de UPM	433	673	514	261	1 881

FUENTE: Cálculos propios con base en ENIGH 2006, 2008, 2010 y 2012.

<sup>a</sup> Entre paréntesis se presentan errores estándar calculados con técnicas de remuestreo.<sup>b</sup> Localidades de menos de 15 000 habitantes se consideran rurales.

En cuanto a la estimación utilizando las cuatro ENIGH de manera conjunta, las elasticidades estimadas son negativas en los seis casos, pero los intervalos de confianza siguen siendo amplios; por ejemplo, la elasticidad estimada conjuntamente para pollo y huevo se ubica dentro de un intervalo que va de -0.91 a 0.0707 con un nivel de confianza de 95%.

La diferencia entre las elasticidades precio de la demanda en zonas rurales y urbanas es, a final de cuentas, una pregunta empírica. La pregunta adquiere importancia para este análisis a la luz de las dificultades ya demostradas en estimar elasticidades para zonas rurales de manera precisa. El cuadro 7 presenta pruebas estadísticas de la existencia de diferencias entre las elasticidades en zonas urbanas y rurales. En ningún caso se puede rechazar con 95% de confianza la posibilidad de que éstas son iguales. Las pruebas presentadas incluyen a las elasticidades presentadas en Urzúa (2008) así como las elasticidades estimadas de manera conjunta con información de las cuatro ENIGH 2006-2012.<sup>26</sup>

*CUADRO 7. Pruebas de significancia estadística de diferencias entre zonas, urbanas y rurales<sup>a,b</sup>*

Categoría	Urzúa 2006	2006	2008	2010	2012	Estimación conjunta
Tortillas de maíz	*	—	—	—	—	—
Carnes procesadas	—	—	—	—	—	—
Pollo y huevo	—	—	—	—	—	—
Leche	—	—	—	—	—	—
Refrescos, jugo y agua	—	—	—	—	—	*
Cerveza	—	—	—	—	—	—

FUENTE: Cálculos propios con base en ENIGH 2006, 2008, 2010 y 2012; Urzúa (2008).

<sup>a</sup> Reflejan los resultados de una prueba *t*. Asteriscos indican el nivel de significancia \*\*\* 1%, \*\* 5% y \* 10%.

<sup>b</sup> Localidades de menos de 15 000 habitantes se consideran rurales.

En conclusión, la evidencia empírica indica que las elasticidades precio de las demandas por los bienes considerados en zonas urbanas no son estadísticamente diferentes de las que prevalecen en las zonas rurales, y que no se cuenta con la capacidad de estimar dichas elasticidades con precisión en estas últimas.<sup>27</sup> Por lo tanto, es recomendable estimar las elasticidades

<sup>26</sup> Adicionalmente, Nicita (2004: 14) nota que la evidencia sobre diferencias en elasticidades en México apunta más a distinciones por nivel de ingreso que hacia una división rural-urbano.

<sup>27</sup> En efecto, Lluch *et al.* (1977: cap. 6) usando un método distinto tuvo dificultades similares en estimar elasticidades para el sector rural.

sin distinguir entre zonas urbanas y rurales, aprovechando al máximo la información disponible.

#### *4. Diferencias en elasticidades precio a lo largo del tiempo*

Dada la existencia de cuatro ENIGH, es importante determinar si el comportamiento de los consumidores (medido por las elasticidades precio estimadas) ha cambiado durante el periodo 2006-2012. El cuadro 8 presenta nuestras estimaciones de elasticidades precio de la demanda para cada encuesta sin diferenciar entre zonas urbanas y rurales por las razones señaladas con anterioridad. En general, aunque no en todos los casos, los errores estándar son menores que para zonas urbanas; éste es el caso para todos los bienes en la estimación conjunta. Una vez más, los resultados para 2012 son los menos precisos debido a su menor tamaño de muestra. Hay una ganancia sustancial en precisión al hacer una estimación conjunta, aprovechando los 12 394 conglomerados disponibles.

CUADRO 8. *Elasticidades precio de las demandas por año, todos los hogares<sup>a</sup>*

Categoría	2006	2008	2010	2012	Estimación conjunta
Tortillas de maíz	-0.755 (0.159)	-1.276 (0.122)	-1.323 (0.146)	-0.427 (0.310)	-1.073 (0.072)
Carnes procesadas	-0.202 (0.651)	-1.379 (0.231)	-1.759 (0.431)	-1.075 (1.612)	-1.329 (0.173)
Pollo y huevo	-0.933 (0.199)	-0.772 (0.092)	-0.737 (0.130)	-0.889 (0.319)	-0.754 (0.051)
Leche	-1.523 (0.416)	-2.389 (0.443)	-1.390 (0.265)	-1.495 (0.678)	-1.703 (0.178)
Refrescos, jugo y agua	-1.131 (0.062)	-1.051 (0.042)	-0.973 (0.044)	-1.081 (0.109)	-1.048 (0.026)
Cerveza	-2.948 (1.749)	-3.653 (2.093)	-3.048 (2.897)	-1.281 (4.269)	-3.783 (1.821)
Número de hogares	20 875	29 468	27 655	9 002	87 000
Número de UPM	2 785	4 690	3 808	1 111	12 394

FUENTE: Cálculos propios con base en ENIGH 2006, 2008, 2010 y 2012.

<sup>a</sup> Entre paréntesis se presentan errores estándar calculados con técnicas de remuestreo.

Algunos de los resultados parecen apoyar la hipótesis de que los hogares mexicanos se volvieron más sensibles a los precios durante la reciente crisis financiera mundial y sus secuelas. Las elasticidades estimadas son mayores en 2008 y 2010 para la tortilla de maíz, las carnes procesadas y la cerveza.

Sin embargo, no todas las elasticidades estimadas son consistentes con esta hipótesis; por ejemplo, el pollo y huevo muestran el patrón opuesto.

Para determinar la medida en la cual las diferencias en elasticidades a lo largo del tiempo son estadísticamente significativas, el cuadro 9 presenta resultados de pruebas estadísticas de las diferencias entre elasticidades a lo largo de los años. En seis de las 36 comparaciones reportadas las diferencias son estadísticamente significativas al nivel de confianza de 95%. En particular, la elasticidad precio de la demanda por tortillas de maíz es mayor en 2008 y 2010 que en 2006 y 2012. Asimismo, la demanda por carnes procesadas es significativamente más elástica en 2006 comparado con 2008 (aunque sólo a un nivel de confianza de 90%) y 2010. Es notable que no se registren diferencias significativas entre 2006 y 2012.

*CUADRO 9. Pruebas de significancia estadística de diferencias entre elasticidades entre años<sup>a</sup>*

Categoría	2006-2008	2006-2010	2006-2012	2008-2010	2008-2012	2010-2012
Tortillas de maíz	***	***	—	—	***	***
Carnes procesadas	*	**	—	—	—	—
Pollo y huevo	—	—	—	—	—	—
Leche	—	—	—	*	—	—
Refrescos, jugo y agua	—	**	—	—	—	—
Cerveza	—	—	—	—	—	—

FUENTE: Cálculos propios con base en ENIGH 2006, 2008, 2010 y 2012; Urzúa (2008).

<sup>a</sup> Reflejan los resultados de una prueba *t*. Los asteriscos indican el nivel de significancia \*\*\* 1%, \*\* 5% y \*10%.

En términos generales, la evidencia no apoya la hipótesis de un patrón sistemático de cambio estructural. En el contexto del estudio actual, en el que las diferencias entre años no son de interés central, parece prudente aprovechar la riqueza de datos de la estimación conjunta para así llegar a las estimaciones de elasticidades más precisas posible.

#### IV. EVALUACIÓN DE PODER DE MERCADO Y MARGEN DE GANANCIA

Como se mostró en la sección I, para calcular una pérdida en bienestar es necesario estimar la diferencia entre el precio observado en el mercado ( $p^m$ ) y el precio que existiría en un mercado competitivo ( $p^c$ ). En principio, existen dos alternativas para estimar el margen de ganancia  $(p^m - p^c)/p^c$ . La primera consiste en medir el margen de manera directa usando datos

contables de las compañías que participan en cada mercado. Este enfoque es imperfecto debido a las diferencias entre el enfoque contable y el enfoque económico (Schmalensee, 1989). En particular, se presume que el precio en un mercado perfectamente competitivo sería igual al costo marginal; es decir, igual al costo de producir y vender una unidad adicional del bien. En contraste, las medidas contables de costo suelen cuantificar promedios para todas las unidades producidas. A pesar de sus limitaciones, esta alternativa ha sido utilizada, siendo dos ejemplos relevantes al presente trabajo los artículos clásicos sobre los costos del ejercicio de poder de mercado: Harberger (1954) y Comanor y Smiley (1975).

El segundo enfoque, que toma Urzúa (2008), busca inferir el margen de ganancia usando información sobre la estructura de mercado y la elasticidad de la demanda. Dicha inferencia se basa en un modelo teórico de competencia imperfecta. Dada una función de demanda y un conjunto de competidores de características conocidas, es posible derivar el precio que elige una empresa relativo a su costo marginal dando por sentado que ésta maximiza sus utilidades. La ventaja principal de este método es que se estima el margen económico, evitando los problemas asociados con datos contables. Sin embargo, los valores estimados sólo son válidos si el modelo es un reflejo fiel de la interacción entre empresas competidoras y consumidores en el mercado.

### *1. El nexo entre elasticidades, estructura de mercado y poder de mercado*

En Urzúa (2008), el modelo de competencia imperfecta utilizado es un modelo Cournot simétrico con bienes homogéneos. Es decir, el ejercicio descansa sobre los supuestos de que hay  $K$  productores idénticos (mismo tamaño, mismos costos) que venden bienes idénticos. Además, el modelo supone que dichos productores determinan las cantidades que quieren producir y dejan que sea el mercado el que fije el precio. El modelo también supone que los productores maximizan sus utilidades de corto plazo, sin considerar factores dinámicos como podría ser la entrada de nuevos competidores en el futuro.

Bajo estos supuestos, el nexo entre la elasticidad precio de la demanda, la estructura de mercado y el margen de ganancia se puede escribir de la siguiente manera (Tirole, 1988: 219):

$$\frac{p^m - p^c}{p^m} = -\frac{1}{K\eta} \quad (8)$$

En el caso que nos ocupa, los supuestos necesarios para que esta ecuación sea cierta no se cumplen. En primer lugar, los productores no son idénticos entre sí, sino que varían en tamaño y eficiencia. Por ejemplo, Bachoco reportó 14 988 millones de pesos de ventas en México en 2006 mientras que la cifra comparable para Pilgrim's Pride fue de tan sólo 4 527 millones de pesos.<sup>28</sup> Urzúa (2008) reporta que Gruma produce dos terceras partes de la harina de maíz que se vende en México, mientras que los demás productores de harina de maíz y de nixtamal son de menor escala. Los productores, además, venden productos diferentes los unos a los otros. Por ejemplo, las cervezas del Grupo Modelo (por ejemplo, Corona) son distintas en su sabor e imagen a las de la Cervecería Cuauhtémoc Moctezuma (por ejemplo, Sol). Inclusive si uno considera el caso de la leche entera pasteurizada en cartones de un litro, un bien aparentemente homogéneo, es razonable pensar que un consumidor puede tener preferencia por una marca y que estaría dispuesto a pagar un poco más por un litro de leche Lala que por un litro de leche Alpura (o viceversa); es decir, los bienes son diferenciados. También es probable que las decisiones de negocio que toman estas empresas involucren los precios a los que venden sus productos y no sólo la cantidad que piensan producir. Finalmente, es claro que las consideraciones dinámicas pesan sobre estas decisiones.

A pesar de que los supuestos del modelo Cournot son poco realistas, el modelo es popular por su sencillez y elegancia. Inclusive, la relación entre estructura de mercado y rentabilidad que predice el modelo se ha examinado en una larga serie de estudios bajo el paradigma Estructura-Conducta-Desempeño. Sin embargo, a pesar de que la relación es intuitiva y un gran número de economistas han intentado documentarla, no se ha logrado establecer una relación consistente y robusta (Schmalensee, 1989).

En conclusión, el modelo Cournot simétrico utilizado en el artículo de Urzúa (2008) se basa en supuestos irrealistas y la relación que predice entre estructura de mercado y márgenes no cuenta con evidencia empírica a su

<sup>28</sup> 418 745 miles de dólares según el reporte anual 2006 de Pilgrim's Pride (12), convertidos a pesos usando el tipo de cambio al 29 de diciembre de 2006 (10.8116 según el Banco de México). El periódico *El Universal* reportó, citando a Banamex, que en 2009 Bachoco representaba 32% del mercado nacional de pollo, Pilgrim's Pride 13% y Tyson 12%. (<http://www.eluniversal.com.mx/finanzas/73730.html>).

favor. Esto sugiere que debemos ser escépticos al considerar los márgenes que se calculan de acuerdo con la ecuación (8).

## *2. Apreciación de estructuras de mercado*

Es evidente que el número de empresas  $K$  es un elemento central de la ecuación (8). Sin embargo, en Urzúa (2008) el parámetro  $K$  no se deriva de una fuente de información que pueda ser auditada, sino de “datos conocidos acerca de las estructuras industriales que privan entre los productores de los siete bienes bajo estudio” (Urzúa, 2008: 38).

En tres casos (refrescos, jugos y agua; cerveza; y medicinas), a pesar de haber varias empresas en el mercado, Urzúa (2008) supone que el mercado es monopólico. En los casos de cerveza y medicinas, el supuesto es de “un cartel” (Urzúa, 2008: 39) es decir que el Grupo Modelo y la Cervecería Cuauhtémoc Moctezuma tienen un acuerdo —que no ha sido ni identificado ni perseguido en los últimos 15 años— para fijar precios y en general eliminar la competencia. En el caso de refrescos, jugos y agua, se toma la declaración de FEMSA como empresa dominante en el mercado de bebidas carbonatadas (es decir que excluye explícitamente los jugos y las aguas),<sup>29</sup> como razón suficiente para caracterizar al mercado como monopólico. No se presenta evidencia alguna para hacer estas afirmaciones, y los supuestos sobre la estructura de mercado efectiva tergiversan los cálculos de pérdida de bienestar.

En el caso de la tortilla de maíz, Urzúa (2008) no caracteriza el mercado constituido por más de 85 000 tortillerías,<sup>30</sup> sino que, sin explicación alguna, se refiere a los productores de los insumos principales utilizados para tal efecto: harina de maíz y nixtamal. Si bien la existencia de poder de mercado corriente-arriba, entre productores de insumos al producto final, se puede traducir en precios mayores del bien final, esta relación depende de varios factores como, por ejemplo, el poder de mercado de las tortillerías.<sup>31</sup> Para inferir el margen de ganancia en esta situación, sería necesario un modelo de la relación vertical entre tortilleros y productores de harina de maíz y nixta-

<sup>29</sup> La CFC (2008: 49) llegó a la conclusión de que “el mercado corresponde al de la distribución y comercialización al mayoreo de bebidas carbonatadas en envase cerrado en el canal tradicional con una dimensión geográfica regional”.

<sup>30</sup> Esta cifra proviene del Directorio Estadístico Nacional de Unidades Económicas del INEGI, disponible en: <http://www3.inegi.org.mx/sistemas/mapa/denue/default.aspx>

<sup>31</sup> Véase, por ejemplo, Tirole, 1988: cap. 4.

mal junto con un análisis de la estructura de mercado y dinámica competitiva entre tortillerías. Esta observación también aplica a los otros productos, ya que ninguna de las compañías mencionadas vende directo al consumidor.

También en el caso de la tortilla de maíz, Urzúa (2008) supone que todos los productores de harina de maíz (Cargill, MINSA y GRUMA) tienen la misma política de precios; asimismo, supone que todos los productores de nixtamal actúan como una sola empresa. La marcada asimetría entre empresas que es evidente en este mercado es inconsistente con el supuesto de simetría en el que descansa el modelo utilizado.

En conclusión, Urzúa (2008) no ofrece evidencia empírica respecto a las estructuras de los mercados en los que se venden los bienes bajo estudio. Este elemento, crucial para los cálculos de pérdida de bienestar, no recibe la debida atención, por lo que debilita completamente las afirmaciones posteriores respecto a las posibles pérdidas de bienestar.

## V. CÁLCULOS DE PÉRDIDA EN BIENESTAR

Como se mostró en la sección I, la pérdida de bienestar al consumidor bajo el supuesto de que la demanda es lineal se define como:

$$B = \frac{(p^m - p^c)(q^c - q^m)}{2} \quad (9)$$

Combinando la definición tradicional de la elasticidad precio de la demanda:

$$\eta = \frac{(q^m - q^c)p^m}{(p^m - p^c)q^m} \quad (10)$$

con la ecuación (8) y reemplazando en (9) encontramos que la pérdida de bienestar atribuible al ejercicio de poder de mercado se puede expresar como:

$$B = -\frac{p^m q^m}{2K^2 \eta} \quad (11)$$

donde  $p^m$  y  $q^m$  son el precio y la cantidad observados en el mercado,  $K$  es el número de empresas que participan en el mercado y  $\eta$  es la elasticidad precio de la demanda por el bien en cuestión.

Mecánicamente, el cálculo de perdida en bienestar prescrito por la ecuación (11) se realiza de la siguiente manera. A cada hogar se le asigna una elasticidad de la demanda para cada bien ( $\eta$ ). Si se utilizan elasticidades estimadas conjuntamente, estos valores son los mismos para todos los hogares; si se utilizan elasticidades estimadas independientemente para zonas rurales y urbanas, se utilizan las elasticidades del sector al que pertenece el hogar. Se imputa el mismo número de empresas ( $K$ ) para todos los hogares. Finalmente, el gasto en el bien ( $p^m q^m$ ) se obtiene directamente de la cantidad reportada en la ENIGH. Así, se aplica la ecuación (10) para cada bien y cada hogar y, sumando las cantidades resultantes mediante bienes, se obtiene una pérdida total en bienestar para cada hogar. A partir de estas cifras a nivel hogar, se pueden calcular pérdidas en bienestar promedio para cualquier subconjunto de hogares, deciles de ingreso o estados de la República por ejemplo, tomando el promedio (ponderados con los factores de expansión de la encuesta) de las pérdidas de cada hogar en el grupo de interés. Nótese que no se estiman los parámetros que alimentan a la ecuación (11) ( $\eta$  y  $K$ ) de manera separada para cada grupo, sino que las diferencias en perdida en bienestar se determinan por diferencias en los patrones de consumo de los hogares en el grupo.

Este cálculo está expuesto a todas las limitaciones ya citadas para la estimación de elasticidades y la medición de estructura de mercado. Además, el supuesto de una demanda lineal es difícil de conciliar con el modelo de demanda del cual se derivan las elasticidades. Por otra parte no se puede soslayar que, mientras las diferencias en calidad son un componente importante del modelo de demanda estimado, el modelo de competencia imperfecta utilizado supone que éstas no existen (Deaton, 1997: 304-305).

### *1. Pérdida en excedente del consumidor*

La primera columna de los cuadros 10 y 11 transcribe los resultados presentados en Urzúa (2008) mientras que la segunda columna muestra nuestra reproducción de estos resultados, utilizando los parámetros presentados en Urzúa (2008). Como se aprecia, los resultados son cercanos y no difieren en más de 4% excepto por los últimos dos deciles.

La tercera columna presenta los resultados de nuestra reproducción cuando se corrige un error algebraico en el artículo de Urzúa (2008); el número de empresas en el denominador de la ecuación (11) debe elevarse al cuadra-

CUADRO 10. *Pérdida en excedente al consumidor por decil de ingreso, zonas urbanas<sup>a</sup>*

Decil	Resultado de Urzúa (2008)		Con ajustes		Medida alternativa
	Reportado <sup>b</sup>	Reproducción <sup>c</sup>	Sin error algebraico <sup>d</sup>	Elasticidades propias <sup>e</sup>	
I	-0.394	-0.385	-0.270	-0.182	-0.021
II	-0.387	-0.381	-0.262	-0.178	-0.019
III	-0.381	-0.366	-0.245	-0.174	-0.018
IV	-0.373	-0.363	-0.245	-0.173	-0.015
V	-0.371	-0.359	-0.239	-0.172	-0.015
VI	-0.365	-0.355	-0.234	-0.170	-0.014
VII	-0.353	-0.343	-0.229	-0.169	-0.014
VIII	-0.346	-0.333	-0.218	-0.168	-0.012
IX	-0.341	-0.322	-0.214	-0.165	-0.011
X	-0.329	-0.302	-0.204	-0.159	-0.008

FUENTE: Cálculos propios con datos del Banco de Mexico; ENIGH 2006, 2008, 2010 y 2012; Urzúa (2008).

<sup>a</sup> Localidades de más de 2 499 habitantes se consideran urbanas.

<sup>b</sup> Como proporción del gasto en los siete bienes analizados en Urzúa (2008). Reportados en Urzúa (2008).

<sup>c</sup> Como proporción del gasto en los siete bienes analizados en Urzúa (2008). Estas estimaciones utilizan las elasticidades reportadas por Urzúa (2008).

<sup>d</sup> Como proporción del gasto en los siete bienes analizados en Urzúa (2008). Urzúa (2008) no eleva el número de empresas al cuadrado. Sólo se corrige el error algebraico. Estas estimaciones utilizan las elasticidades reportadas por Urzúa (2008).

<sup>e</sup> Como proporción del gasto en seis de los siete bienes analizados en Urzúa (2008); se excluye medicamentos del denominador. Utilizando estimaciones propias de elasticidades, excluyendo medicamentos y usando los datos de 2006, 2008, 2010 y 2012. Se ajustan ingreso y gasto por inflación.

<sup>f</sup> Utilizando estimaciones propias de elasticidades, excluyendo medicamentos y expresando la pérdida como proporción del gasto total en lugar de gasto en los bienes considerados. Incluye los datos del 2006, 2008, 2010 y 2012. Se ajustan ingreso y gasto por inflación.

do, cosa que no se hizo en Urzúa (2008).<sup>32</sup> Como se aprecia, esta corrección tiene un efecto importante sobre los valores presentados: en promedio disminuyen 45%.

La cuarta columna presenta nuestras estimaciones utilizando nuestra propia estimación de elasticidades. La pérdida estimada es aun menor en este caso: el valor estimado por Urzúa es más del doble. Esta diferencia es atribuible a los factores siguientes:

Primero, no se incluye la pérdida de bienestar por el supuesto poder de mercado en medicamentos ya que, como discutimos en la sección III, no es

<sup>32</sup> Este error se corrigió en Urzúa (2013a).

CUADRO 11. Pérdida en excedente al consumidor por decil de ingreso, zonas rurales<sup>a</sup>

Decil	Resultado de Urzúa (2008)		Con ajustes		Medida alternativa
	Reportado <sup>b</sup>	Reproducción <sup>c</sup>	Sin error algebraico <sup>d</sup>	Elasticidades propias <sup>e</sup>	
I	-0.460	-0.468	-0.309	-0.179	-0.018
II	-0.444	-0.463	-0.304	-0.177	-0.018
III	-0.450	-0.450	-0.301	-0.167	-0.017
IV	-0.442	-0.449	-0.295	-0.166	-0.016
V	-0.441	-0.449	-0.294	-0.164	-0.015
VI	-0.419	-0.446	-0.290	-0.163	-0.015
VII	-0.418	-0.423	-0.290	-0.161	-0.014
VIII	-0.380	-0.422	-0.275	-0.160	-0.014
IX	-0.364	-0.415	-0.272	-0.159	-0.011
X	-0.375	-0.387	-0.252	-0.155	-0.009

FUENTE: Cálculos propios con datos del Banco de Mexico; ENIGH 2006, 2008, 2010 y 2012; Urzúa (2008).

<sup>a</sup> Localidades de más de 2 500 habitantes se consideran rurales.

<sup>b</sup> Como proporción del gasto en los siete bienes analizados en Urzúa (2008). Reportados en Urzúa (2008).

<sup>c</sup> Como proporción del gasto en los siete bienes analizados en Urzúa (2008). Estas estimaciones utilizan las elasticidades reportadas por Urzúa (2008).

<sup>d</sup> Como proporción del gasto en los siete bienes analizados en Urzúa (2008). Urzúa (2008) no eleva el número de empresas al cuadrado. Sólo se corrige el error algebraico. Estas estimaciones utilizan las elasticidades reportadas por Urzúa (2008).

<sup>e</sup> Como proporción del gasto en seis de los siete bienes analizados en Urzúa (2008); se excluye medicamentos del denominador. Utilizando estimaciones propias de elasticidades, excluyendo medicamentos y usando los datos de 2006, 2008, 2010 y 2012. Se ajustan ingreso y gasto por inflación.

<sup>f</sup> Utilizando estimaciones propias de elasticidades, excluyendo medicamentos y expresando la pérdida como proporción del gasto total en lugar de gasto en los bienes considerados. Incluye los datos del 2006, 2008, 2010 y 2012. Se ajustan ingreso y gasto por inflación.

posible estimar la elasticidad precio de la demanda para este conjunto de bienes de manera confiable. Sin embargo, al excluir el gasto en medicamentos también del denominador de las proporciones de gasto, el efecto neto es pequeño.

Segundo, las elasticidades que estimamos son mayores en valor absoluto a las que presenta Urzúa (2008) en tres de los seis casos restantes para zonas urbanas (carnes procesadas, leche y cerveza) y en cuatro de los seis casos para zonas rurales (tortillas de maíz, carnes procesadas, leche y cerveza). La diferencia en la elasticidad precio de la tortilla es particularmente importante para el cálculo de la pérdida de bienestar en zonas rurales tanto por la marcada diferencia como por la frecuencia con la que este bien forma parte de la canasta de consumo de los hogares. Por razones análogas, la diferen-

cia en las elasticidades precio de la leche utilizadas explican gran parte de la discrepancia.

La quinta columna de los cuadros 10 y 11 presenta la pérdida en bienestar como proporción *del gasto total* de los hogares en lugar del gasto únicamente en los bienes analizados. Esta medida alternativa del impacto del poder de mercado sobre el bienestar es más informativa que la que presenta Urzúa (2008) por varias razones. En primer lugar, pone en contexto la importancia de las cifras involucradas para el presupuesto total de los hogares. Además, medir la pérdida en bienestar como proporción del gasto en los siete bienes analizados puede generar resultados contraintuitivos y contraproducentes. Por ejemplo, en el caso de la primera medida, el efecto del poder de mercado en leche para un hogar en el que la leche representa 15% de su gasto trimestral se juzgaría igual al impacto sobre un hogar para el que la leche representa 1% de su gasto trimestral, siempre y cuando el gasto de estos hogares en los otros seis bienes fuera proporcional al gasto en leche. En cambio, la última medida juzgaría el impacto sobre el primer hogar como 15 veces mayor que el impacto sobre el segundo. Vemos que la pérdida en bienestar así medida representa entre 0.8 y 2.1% del gasto total de los hogares.

## *2. Pérdida en excedente del consumidor relativa al decil más alto*

Las primeras dos columnas del cuadro 12 muestran que los hogares de menores ingresos se ven más afectados por el supuesto ejercicio de poder de

*CUADRO 12. Pérdida en excedente al consumidor relativa por decil de ingreso*

Decil	Relativo al decil X		<i>Hogares rurales relativo a hogares urbanos</i>
	Urbano <sup>a</sup>	Rural <sup>b</sup>	
I	2.468	1.930	0.865
II	2.301	1.902	0.914
III	2.098	1.802	0.950
IV	1.847	1.753	1.050
V	1.757	1.675	1.054
VI	1.680	1.645	1.083
VII	1.673	1.567	1.036
VIII	1.385	1.517	1.212
IX	1.307	1.238	1.047
X	1.000	1.000	1.106

FUENTE: Cálculos propios con datos de ENIGH 2006, 2008, 2010, y 2012.

<sup>a</sup> Localidades de más de 2 499 habitantes se consideran urbanas.

<sup>b</sup> Localidades de menos de 2 500 habitantes se consideran rurales.

mercado que los hogares de mayores ingresos. Sin embargo, en contraste con los resultados de Urzúa (2008), encontramos que la disparidad del efecto del ejercicio de poder de mercado sobre el bienestar es más pronunciada en zonas urbanas que rurales, siendo la pérdida de bienestar del primer decil de ingreso 2.468 veces mayor al del décimo decil en zonas urbanas, mientras que dicha proporción es de sólo 1.930 en zonas rurales. Además, encontramos que la pérdida en bienestar para los deciles de ingreso más bajos es menor en zonas rurales que en zonas urbanas, mientras que esta relación se invierte para los deciles de ingreso más altos. Estos resultados son más intuitivos e informativos porque el peso relativo de los alimentos en el consumo de los hogares disminuye con el ingreso, llevando a una relación monotónica inversa entre el ingreso y la pérdida de bienestar como proporción del gasto total. Sin embargo, como es probable que los hogares rurales recurran con mayor frecuencia a la producción casera y al autoconsumo, su pérdida relativa es menor. De hecho, el propio Urzúa (2008: 24-25) documenta que la proporción de hogares que registran compras de los bienes analizados es menor en zonas rurales que en zonas urbanas para cada uno de los siete bienes analizados. Por otro lado, conforme aumenta el ingreso de los hogares, es probable que éstos prefieran comprar sus alimentos y que tengan más opciones en zonas urbanas que rurales, explicando así que la pérdida sea mayor en zonas rurales para hogares de ingreso mayor al mediano.

### CONCLUSIÓN

La evaluación de los efectos de las empresas con poder de mercado es una tarea compleja. El trabajo de Urzúa (2008) enfrentó este reto y logró estimular una conversación sobre la política de competencia. Sin embargo, habiendo examinado cada elemento de la evaluación, el presente trabajo ha demostrado que las cifras que presentó no son confiables, son poco informativas y presentan una base pobre para motivar la política nacional de competencia.

### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Comanor, W., y R. Smiley (1975), “Monopoly and the Distribution of Wealth”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 89, núm. 2, pp. 177-194.

- Comision Federal de Competencia (2008), Resolución del expediente DE-013-2008.
- Creedy, J., y R. Dixon (1998), "The Relative Burden of Monopoly on Households with Different Incomes", *Economica*, vol. 65, núm. 258, pp. 285-293.
- , y R. Dixon (1999), "The Distributional Effects of Monopoly", *Australian Economic Papers*, vol. 38, núm. 3, pp. 223-237.
- Deaton, A. (1987), "Estimation of Own- and Cross-Price Elasticities from Household Survey Data", *Journal of Econometrics*, vol. 36, núms. 1-2, pp. 7-30.
- (1988), "Quality, Quantity and Spatial Variation of Price", *American Economic Review*, vol. 78, núm. 3, pp. 418-430.
- (1990), "Price Elasticities from Survey Data: Extensions and Indonesian Results", *Journal of Econometrics*, vol. 44, núm. 3, pp. 281-309.
- (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy*, The Johns Hopkins University Press, Washington D. C.
- , y A. Tarozzi (2000), "Prices and Poverty in India", Research Program in Development Studies, Princeton University.
- Duvendack, M., R. Palmer-Jones y R. Reed (2015), "Replications in Economics: A Progress Report", *Econ Journal Watch*, vol. 12, núm. 2, pp. 164-191.
- Gibson, J., y S. Rozelle (2005), "Prices and Unit Values in Poverty Measurement and Tax Reform Analysis", *World Bank Economic Review*, vol. 19, núm. 1, pp. 69-97.
- Hamermesh, D. (2007), "Replication in Economics", NBER Working Paper, núm. 13026.
- Harberger, A. (1954), "Monopoly and Resource Allocation", *American Economic Review*, vol. 44, núm. 2, pp. 77-87.
- Hicks, D. (2015), "Consumption Volatility, Marketization, and Expenditure in an Emerging Market Economy", *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 7, núm. 2, pp. 95-123.
- Lahatte, A., R. Miquel, F. Laisney e I. Preston (1997), "Demand Systems with Unit Values: A Comparison of Two Specifications", ZEW Discussion Papers núm. 97-24.
- Nicita, A. (2004), "Efficiency and Equity of a Marginal Tax Reform: Income, Quality and Price Elasticities for Mexico", World Bank Policy Research Working Paper núm. 3266.
- Posner, R. (1975), "The Social Costs of Monopoly and Regulation", *Journal of Political Economy*, vol. 83, núm. 4, pp. 807-827.
- Schmalensee, R. (1989), "Inter-industry Studies of Structure and Performance", en Richard Schmalensee y Robert Willig (ed.), *Handbook of Industrial Organization*, vol. II, cap. 16, Elsevier Science Publishers, Ámsterdam.
- Thomas, L. G. (1980), "Monopoly and the Distribution of Wealth: A Reappraisal", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 94, núm. 1, pp. 185-194.
- Tirole, J. (1988), *The Theory of Industrial Organization*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

- Urzúa, C. (2008), “Evaluación de los efectos distributivos y espaciales de las empresas con poder de mercado en México”, Comisión Federal de Competencia, México.
- (2013a), “Distributive and Regional Effects of Monopoly Power”, *Economía Mexicana*, vol. 22, núm. 2, pp. 279-295.
- (2013b), “Distributive and Regional Effects of Monopoly Power”, en *Competition and Poverty Reduction, Organization for Economic Co-operation and Development*.