

Elasticidades Precio e Ingreso de la Demanda de Alimentos en México con Base a Datos de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares de 1998

Angel Calderón Madrid
Centro de Estudios Económicos
El Colegio de México
email:acalde@colmex.mx

VERSION FEBRERO de 2002.
Comentarios Bienvenidos

En México, el consumidor paga una tasa diferenciada de impuesto al valor agregado, dependiendo del bien o servicio que adquiera: mientras que las medicinas, los alimentos no procesados y la mayoría de los alimentos procesados tienen una tasa cero, el resto está gravado con tasas superiores al 10%.

Esta situación ha convertido en un tema recurrente de discusión en materia de política tributaria la conveniencia de homogeneizar las tasas del IVA en México. Se argumenta, por una parte que gravar a los productos alimenticios fortalecería los ingresos públicos y eliminaría distorsiones en la asignación intersectorial de recursos, mientras que por otra parte se plantea que una medida de esa naturaleza tendría un impacto negativo inaceptable sobre los grupos de menores ingresos de la población.

Una condición necesaria para fundamentar estas discusiones con consideraciones de tipo cuantitativo, es contar con valores de la elasticidad precio de la demanda de los alimentos a los que se propone gravar. A pesar de ello, salvo algunas excepciones, como es el caso del trabajo de Urzua (2000), cuando se ha abordado el tema se ha hecho sin respaldar los argumentos con valores estimados de estos parámetros. Más aún, para el caso de los alimentos procesados implícitamente se imputa un valor menor ó igual a la unidad para la elasticidad precio propia del bien.

Lo mismo se puede decir de los debates de política de gasto social relacionados con la línea de pobreza y con montos de subsidio a la población identificada como pobre. En ellos implícitamente se utiliza un parámetro relacionado con la elasticidad ingreso de la demanda de consumo de los alimentos: el llamado coeficiente de Engel, sin que éste haya sido estimado con métodos adecuados.

¹ El autor agradece la colaboración de Jesús Serrano en la elaboración de este trabajo.

En este trabajo se presentan estimadores insesgados de las elasticidades ingreso y precio de demanda de alimentos en México que, como ya se mencionó, constituyen un elemento necesario para avanzar hacia discusiones más fundamentadas de política económica².

Nos concentramos en obtener las elasticidades correspondientes a las elasticidades de las demandas de dos bienes compuestos: alimentos no procesados y alimentos procesados. Para ello, estimamos la elasticidad ingreso y las elasticidades precio propia y cruzadas de un sistema de demanda constituido por estos dos bienes y por un tercer bien constituido por el resto de los bienes que consumen los hogares en México. Estos resultados se obtienen utilizando como insumo los datos recopilados por el INEGI con la ENIGH 1998³ y para dos definiciones alternativas de gasto, que son a) gasto monetario, y b) gasto corriente. El segundo de éstos comprende, además del gasto monetario, el autoconsumo.

En este trabajo nos basamos en los métodos desarrollados por A. Deaton (1997), a fin de evitar la subestimación del valor de las elasticidades de demanda cuando se utilizan métodos econométricos improcedentes con datos provenientes de encuestas de ingreso-gasto. Esta subestimación en el valor de los parámetros se presenta si no se considera explícitamente que el bien cuya demanda se desea estimar no tiene una calidad homogénea: la cantidad demandada de tortillas comprende no solo las de harina, sino también las de maíz; el bien ‘carne’ se refiere tanto a cortes finos como a carne molida y aún cuando se trata de bienes que son más homogéneos como el arroz, también es posible encontrar una amplia gama de calidad para su consumo.

En las encuestas de ingreso y gasto de los hogares, como la utilizada en este estudio, se pregunta al entrevistado cuánto gasta en un bien y cuántas unidades de éste adquiere. Con las respuestas a esta pregunta se obtiene el valor unitario del bien comprado, al dividir gasto entre cantidad declarada.

Para utilizar adecuadamente estos datos como regresores en estimaciones econométricas de demandas de bienes, es necesario tener en cuenta que los cambios en valor unitario del bien generalmente resultan menos que proporcionales a los cambios en su precio. Esto se debe a que la variación en la cantidad del ‘bien’ que los consumidores declaran haber adquirido está asociada no solo un cambio en su precio, sino también, en general, con una variación en la calidad de ese bien⁴.

²Estos parámetros también resultan un insumo necesario para la definición de estrategias de las empresas que producen esos bienes.

³ Una manera alternativa de estimar estos parámetros, que ante la falta de datos resulta poco factible, es con base en series de tiempo.

⁴ Un problema adicional que presenta la utilización de valores unitarios es que éstos se obtienen a partir de la división del gasto en el bien reportado entre las unidades físicas consumidas. Por ello, cualquier error de medición en cantidades se traduce en un error de medición en valores unitarios, introduciendo así una correlación negativa espuria. El método seguido en este trabajo también permite evitar correlaciones espurias atribuibles a errores de medición.

Por ello, cuando no se toma en cuenta que la variación en el valor unitario de un bien representa no solo una variación en su precio, sino también un cambio en la calidad de ese bien, los resultados econométricos de demandas de bienes resultan muy sesgados.

La estrategia para evitar estos sesgos originados por los cambios en la calidad del bien demandado, consta de varios pasos, entre los que destacan a) dividir el total de hogares entrevistados por la ENIGH a nivel nacional entre grupos de hogares (*clusters*). El criterio para constituir cada uno de estos grupos es que, por haber sido entrevistados en la misma fecha y ubicación geográfica, sus integrantes se hayan enfrentado a un mismo vector de precios relativos de bienes. b) identificar casos en los que se puede esperar que las variaciones observadas en valores unitarios de los bienes adquiridos se deban no a diferencias en variaciones en precios, sino en la calidad del bien demandado y c) incorporar al análisis variables sociodemográficas a fin de controlar diferencias en preferencias originadas por el tipo de estructura familiar y por rendimientos a escala en el consumo.

De esta forma, al disponer de *clusters* en distintas localizaciones geográficas y que, además no necesariamente fueron entrevistados en las mismas fechas, es posible captar variaciones en la cantidad demanda identificados con las variaciones en precios relativos de los bienes los bienes.

Mostrar la forma en que debe ser procesada la información contenida en las bases de datos de la ENIGH-98 para estimar estos parámetros, cumple con varios propósitos, entre los que destacan hacer accesible la infraestructura en programas de software y contar con una bases de datos organizada para que en trabajos posteriores sea posible estimar parámetros correspondientes a las elasticidades de otros subconjuntos de bienes y determinar la robustez de los resultados de este trabajo.

Para esto último se podría proceder en varias direcciones:

- a) Agregar de manera distinta los bienes, estimar un sistema con más de tres bienes y tener así más de dos elasticidades precio cruzadas por bien.
- b) Identificar los clusters de hogares considerando diferentes áreas geográficas. Aquí se identificaron 142 clusters a partir de las 33 entidades federativas del país y de los cinco estratos socioeconómicos en que se dividen los hogares de la muestra. Una especificación alternativa podría, por ejemplo, utilizar municipios, área estadística o algún otro criterio, que permita suponer de manera razonable que los hogares incluidos en el mismo cluster enfrentan los mismos precios. En particular, debe considerarse que algunos municipios participan de un mismo mercado aunque estén en diferentes estados, como es el caso de la Zona de la Laguna.

⁵ Como se describe en el trabajo de Deaton, las elasticidades precio e ingreso de la demanda no se obtienen de manera directa de las estimaciones econométricas. Se requiere del procesamiento de los resultados obtenidos de éstas a partir de fórmulas bien especificadas.

- c) Considerar otras variables en la definición de los clusters de hogares. Esto consistiría en definir los clusters de hogares a partir de su localización geográfica y alguna otra variable que pueda ser determinante de los hábitos de consumo. En particular, Jarque (1987) encuentra la ocupación del jefe de familia tiene poder explicativo sobre demanda por bienes y servicios.
- d) Ampliar el conjunto de variables explicativas sociodemográficas empleadas en el modelo.

Síntesis de los resultados

En una primera etapa nos concentramos en encontrar el valor de la elasticidad precio propia de los bienes, como lo hace Deaton en un artículo de 1988, a partir de un marco analítico que no considera explícitamente el efecto que en la demanda de un bien tienen los cambios en precio de otros bienes. En consecuencia, este marco no permite estimar elasticidades precio cruzadas. Si permite, en cambio, tener una primera aproximación al valor insesgado de la elasticidad precio y abordar los aspectos fundamentales de estas técnicas.

En esta fase inicial obtenemos valores de las elasticidades precio propias e ingreso para los dos bienes compuestos considerando

En una segunda etapa, tomando como base los resultados y la infraestructura desarrollada, extendemos el análisis del caso en que un hogar distribuye la totalidad de su gasto total en tres bienes agregados: alimentos no procesados, alimentos procesados y un tercer bien constituido por el resto de los bienes. Para el sistema de demanda derivado de esta agregación estimamos la elasticidad ingreso y las elasticidades precio propia y cruzadas de estos bienes.

Estimamos para cada una de los casos considerados en la primera etapa las elasticidades precio cruzadas con respecto a los otros dos bienes. Estas extensiones, que son las que Deaton presenta en su trabajo de 1990, nos permiten mejorar la estimación de las elasticidades precio propias de estos bienes. Adicionalmente extendemos en otra etapa el análisis a fin de que sean respetadas las restricciones a las que, a priori, deben estar sujetas las elasticidades de los bienes que componen la totalidad del gasto de los individuos.

Adicionalmente extendemos en otra etapa el análisis, aquí se imponen las restricciones mínimas que deben ser satisfechas para que las funciones de demanda estimadas sean consistentes con la teoría del consumidor.

Finalmente, por medio de técnicas de 'bootstrap' estimamos los errores standard de los parámetros obtenidos.

I METODOLOGIA

En las encuestas de ingreso y gasto de los hogares, como la utilizada en este estudio, se pregunte al entrevistado por un lado cuánto gasta en un bien y por otro cuantas unidades físicas de éste adquiere. Con las respuestas a estas preguntas se obtiene el valor unitario del bien comprado, al dividir gasto entre unidades. El valor unitario de un bien resultará más elevado mientras mayor sea la proporción de productos de elevada calidad que compongan ese bien.

Esto implica que, al estimar demandas de bienes con base a estos datos, es necesario tener en cuenta que los cambios en su valor unitario generalmente resultan menos que proporcionales a sus cambios de precio. Esto se debe a que, junto con la variación en la cantidad adquirida por los consumidores en respuesta a un cambio en su precio, también pueden variar la calidad del bien que demandan.

Por ello, cuando no se toma en cuenta que la variación en el valor unitario de un bien representa no solo una variación en su precio, sino también un cambio en la calidad del bien, los resultados econométricos de demandas de bienes resultan muy sesgados.

La metodología desarrollada por A. Deaton para evitar este problema y lograr una estimación consistente de demanda de bienes, parte de las siguientes dos ecuaciones:

$$(4) \quad w_{ic} = \mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1 \ln x_{ic} + \mathbf{g}_1 z_{ic} + \mathbf{q}_1 \ln p_c + f_c + u_{1ic}$$

$$(5) \quad \ln v_{ic} = \mathbf{a}_2 + \mathbf{b}_2 \ln x_{ic} + \mathbf{g}_2 z_{ic} + \mathbf{q}_2 \ln p_c + u_{2ic}$$

donde w es la participación del bien en el gasto del hogar, x es el gasto total del hogar, v es el valor unitario calculado como el gasto en el bien entre cantidad adquirida, z es un conjunto de características del hogar, p es el logaritmo del precio que observan los miembros del grupo y es una variable no observada por el econometrista, tampoco se observa el efecto fijo del grupo f .

La primera ecuación no representa una forma estructural de la demanda del bien, sino un predictor lineal de ésta.

En la segunda ecuación implícitamente se modelan los determinantes de la selección de la calidad del bien; ante un vector de precios dado de los productos, además del perfil demográfico del hogar, captado por las variables contenidas en z , los hogares con mayores recursos adquieren bienes de mayor calidad (lo que implica \mathbf{b}_2 positivo).

Solamente si no hay variaciones en calidad de los productos adquiridos ante cambios en el precio del bien en el que están agrupados, los cambios en precio se reflejaran uno a uno en cambios en valor unitario. Esto se puede apreciar con estas dos ecuaciones; solamente si \mathbf{q}_2 fuera uno y las variable z y x no afectaran a v , no se requerirían procedimientos como el que se sigue en este trabajo para estimar la respuesta de cantidades demandadas a cambios en precios y en ingreso.

La estrategia seguida con nuestras estimaciones a fin de evitar sesgos atribuibles a variaciones en la calidad del bien demandado consiste en primer lugar dividir el total de los entrevistados en grupos heterogéneos de hogares (clusters) que, por haber sido entrevistados en la misma fecha y localización geográfica, se enfrentaron a un mismo vector de precios.

Esto permite estimar económicamente los determinantes de cambios en valores unitarios que por construcción son debidas, dentro de un mismo cluster, a diferencias en preferencias originadas por el tipo de estructura familiar y por rendimientos a escala en el consumo.

Aislado por una parte estos efectos, es posible por otra parte estimar como responden las cantidades demandadas en respuesta a variaciones en precios que, por construcción, solo ocurren debido a que los clusters se encuentran en distinta localización geográfica o porque fueron entrevistados en fechas diferentes. Se utiliza la información entre clusters, a diferencia de la otra que utiliza solo información dentro de un cluster.

Resumiendo, la estimación se compone de dos pasos, en el primero se identifica con la estimación al interior del cluster de los efectos de las variables distintas al precio y en la segunda se identifica el efecto que tienen los precios al comparar diferentes clusters.

Cabe señalar que los efectos fijos no aparecen en la ecuación de valores unitarios pues de otra manera el modelo no estaría identificado y no podríamos hacer inferencia alguna en relación a los efectos de los precios a partir de los valores unitarios.

Los parámetros β_1 , β_2 , γ_1 y γ_2 pueden ser estimados al aplicar mínimos cuadrado ordinarios a las desviaciones con respecto a la media de grupo. Sea n el número total de hogares en C grupos y n_1 el número de hogares que reportan compras de mercado. Si e_1 y e_2 son, respectivamente, los residuos de mínimos cuadrados ordinarios de la primera y segunda regresiones anteriores, las varianzas y covarianzas pueden ser estimadas con las siguientes fórmulas:

$$(6) \quad \tilde{\mathbf{S}}_{11} = \frac{e_1' e_1}{n - k - C}$$

$$(7) \quad \tilde{\mathbf{S}}_{22} = \frac{e_2' e_2}{n_1 - k - C}$$

$$(8) \quad \tilde{\mathbf{S}}_{12} = \frac{e_2' e_1^+}{n_1 - k - C}$$

donde e_1^+ son los elementos de e_1 correspondientes a los hogares que realizan compras en el mercado.

Para estimar el resto de los parámetros se usan los estimados de mínimos cuadrado ordinarios para “corregir” las participaciones de gasto y los valores unitarios usando las siguientes dos variables:

$$(9) \quad \tilde{y}_{1ic} = w_{ic} - \tilde{\mathbf{b}}_1 \ln x_{ic} - \tilde{\mathbf{g}}_1 z_{ic}$$

$$(10) \quad \tilde{y}_{2ic} = \ln v_{ic} - \tilde{\mathbf{b}}_2 \ln x_{ic} - \tilde{\mathbf{g}}_2 z_{ic}$$

Debe notarse que las variables \tilde{y}_{1ic} e \tilde{y}_{2ic} no son los residuos de las regresiones anteriores pues no contienen los efectos fijos de grupo. En realidad, las variaciones entre grupos de estas variables es lo que nos permitirá capturar la variación en precios y sus efectos. Las contrapartes en la población de las medias por grupos de las variables que acaban de ser definidas satisfacen las siguientes relaciones:

$$(11) \quad y_{1c} = \mathbf{a}_1 + \mathbf{q}_1 \ln p_c + f_c + u_{1c}$$

$$(12) \quad y_{2c} = \mathbf{a}_2 + \mathbf{q}_2 \ln p_c + u_{2c}$$

Es posible mostrar que las siguientes relaciones se cumplen:

$$(13) \quad \text{cov}(y_{1c}, y_{2c}) = \mathbf{q}_1 \mathbf{q}_2 m_p + \mathbf{S}_{12} / n_c$$

$$(14) \quad \text{var}(y_{2c}) = \mathbf{q}_2^2 m_p + \mathbf{S}_{22} / n_c^+$$

donde m_p es la varianza entre grupos del $\ln p_c$. En consecuencia si definimos τ como $C/(\Sigma n_c^{-1})$ y a τ^+ como $C/(\Sigma n_c^{+1})$, que son las medidas apropiadas del tamaño medio de grupo el siguiente cociente de valores estimados:

$$(15) \quad \tilde{\mathbf{f}} = \frac{\text{cov}(\tilde{y}_1, \tilde{y}_2) - \tilde{\mathbf{S}}_{12} / \mathbf{t}}{\text{var}(\tilde{y}_2) - \tilde{\mathbf{S}}_{22} / \mathbf{t}^+}$$

resulta un estimador consistente del cociente θ_1/θ_2 , consistencia en el sentido de que el número de grupos crece en tanto el número de hogares por grupo se mantiene constante.

Por otro lado se puede mostrar (después de cierta algebra) que podemos estimar el valor de θ_1 a partir de los estimados de β y ϕ empleando la siguiente relación:

$$(16) \quad \mathbf{q}_1 = \frac{\mathbf{f}[\mathbf{b}_1 + w(1 - \mathbf{b}_2)]}{\mathbf{b}_1 + w - \mathbf{f}\mathbf{b}_2}$$

con los estimados de $\theta_1, \theta_2, \beta_1, \beta_2$ y ϕ podemos ya estimar los valores de las elasticidades precio e ingreso empleando las siguiente relaciones:

$$(17) \quad \frac{\partial \ln w}{\partial \ln p} = \mathbf{q}_2 + \mathbf{e}_p = \frac{\mathbf{q}_1}{w}$$

$$(18) \quad \frac{\partial \ln w}{\partial \ln x} = \mathbf{b}_2 + \mathbf{e}_x - 1 = \frac{\mathbf{b}_1}{w}$$

puesto que las elasticidades dependen del punto de la curva de demanda en que se este evaluando, en este trabajo las evaluaremos en el valor de la media muestral de la participación del gasto para cada bien.

Estimación de las elasticidades precio cruzadas (múltiples bienes)

El sistema de ecuaciones que sirve de punto de partida para la estimación de las elasticidades precio cruzadas son la generalización de las ecuaciones (4) y (5). El sistema es el siguiente:

$$(19) \quad w_{Ghc} = \mathbf{a}_G^0 + \mathbf{b}_G^0 \ln x_{hc} + \mathbf{g}_G^0 z_{hc} + \sum_{H=1}^M \mathbf{q}_{GH} \ln p_{Hc} + (f_{Gc} + u_{Ghx}^0)$$

$$(20) \quad \ln n_{Ghc} = \mathbf{a}_G^1 + \mathbf{b}_G^1 \ln x_{hc} + \mathbf{g}_G^1 z_{hc} + \sum_{H=1}^M \mathbf{y}_{GH} \ln p_{Hc} + u_{Ghx}^1$$

donde w es la participación del bien G en el gasto del hogar h del cluster c , x es el gasto total del hogar, v es el valor unitario calculado como el gasto en el bien entre la cantidad adquirida, z es un conjunto de características del hogar. El cómputo de los valores unitarios y demás consideraciones hechas para el caso de un solo bien se extienden al caso de la estimación simultánea de varios bienes.

La primera etapa es exactamente igual que en el caso anterior.

$$(21) \quad \bar{y}_{Gc}^0 = n_c^{-1} \sum_{i \in c} (w_{Gic} - \mathbf{b}_G^0 \ln x_{ic} - \mathbf{g}_G^0 z_{ic})$$

$$(22) \quad \bar{y}_{Gc}^1 = n_c^{+ -1} \sum_{i \in c} (\ln n_{Gic} - \mathbf{b}_G^1 \ln x_{ic} - \mathbf{g}_G^1 z_{ic})$$

Al igual que sus contrapartes en la estimación con un solo bien, estas nuevas variables no son los residuos de las regresiones anteriores sino las medias para grupos de consumidores.

Los parámetros $\beta_1, \beta_2, \gamma_1$ y γ_2 pueden ser estimados al aplicar mínimos cuadrado ordinarios a las desviaciones con respecto a la media de grupo. Sea n el número total de hogares en C grupos y n_1 el número de hogares que reportan compras de mercado. Si e_1 y e_2 son,

respectivamente, los residuos de mínimos cuadrados ordinarios de la primera y segunda regresiones anteriores, las varianzas y covarianzas pueden ser estimadas con las siguientes fórmulas:

$$(23) \quad \mathbf{S}_{GH} = (n - k - C)^{-1} \sum_c \sum_{h \in c} e_{Ghc}^0 e_{Hhc}^0$$

$$(24) \quad \mathbf{W}_{GH} = (n - k - C)^{-1} \sum_c \sum_{h \in c} e_{Ghc}^1 e_{Hhc}^1$$

$$(25) \quad \mathbf{C}_{GH} = (n - k - C)^{-1} \sum_c \sum_{h \in c} e_{Ghc}^1 e_{Hhc}^0$$

donde e_1^+ son los elementos de e_1 correspondientes a los hogares que realizan compras en el mercado.

Se puede mostrar que en particular:

$$(26) \quad \tilde{q}_{GH} = \text{cov}(\hat{y}_{Gc}^0, \hat{y}_{Hc}^0)$$

$$(27) \quad \tilde{\sigma}_{GH} = \text{cov}(\hat{y}_{Gc}^1, \hat{y}_{Hc}^1)$$

$$(28) \quad \tilde{\tau}_{GH} = \text{cov}(\hat{y}_{Gc}^1, \hat{y}_{Hc}^0)$$

Si empleáramos mínimos cuadrados ordinarios para y_0 y y_1 entre grupos de consumidores los estimadores serían.

El estimador correcto es:

$$(29) \quad \tilde{B} = (\tilde{S} - \tilde{\Omega} \tilde{N}_+^{-1})^{-1} (\tilde{T} - \tilde{X} \tilde{N}_+^{-1})$$

donde

$$\tilde{N}_+^{-1} = C^{-1} \sum_c D(n_c^+)^{-1}, \quad D(n_c^+) \text{ es una matriz diagonal formada con los elementos}$$

donde m_p es la varianza entre grupos del $\ln p_c$. En consecuencia si definimos τ como $C/(\sum n_c^{-1})$ y a τ_+ como $C/(\sum n_c^{+1})$,

El límite de probabilidad en presencia de efectos de calidad no es Θ , sino la generalización matricial del cociente de Θ entre Ψ ,

$$(30) \quad \text{plim } \tilde{B} = B = (\Psi')^{-1} \Theta'$$

La matriz Θ no está identificada sin información adicional

$$(31) \quad \Psi = I + D(\mathbf{b}^1) D(e)^{-1} E$$

E es la matriz de elasticidades precio y el operador de diagonalización $D(\cdot)$ convierte al vector argumento en una matriz diagonal.

$$(32) \quad E = -\Psi + D(w)^{-1} \Theta$$

$$(33) \quad e = \mathbf{i} - \mathbf{b}^1 + \mathbf{b}^0 D(w)^{-1}$$

Las ecuaciones puede ser combinadas para encontrar las matrices Θ y E a partir de la matriz B

$$(34) \quad \Theta = B\Psi = B'[I - D(\mathbf{z})B' + D(\mathbf{z})D(\bar{w})]^{-1}$$

$$(35) \quad E = [D(\bar{w})^{-1}B' - I]\Psi = [D(\bar{w})^{-1}B' - I][I - D(\mathbf{z})B' + D(\mathbf{z})D(\bar{w})]^{-1}$$

donde los elementos de ζ están definidos por:

$$(36) \quad \mathbf{z}_G = [(1 - \mathbf{b}_G^1)\bar{w}_G + \mathbf{b}_G^0]^{-1} \mathbf{b}_G^1$$

Con esta ecuación se puede llevar a cabo la estimación.

Completando el sistema:

En este apartado se presentan las restricciones que se imponen al sistema para completar el sistema al agregar el resto de los bienes en uno solo. Los cálculos comienzan con la matriz $M \times M$ Θ calculada con la ecuación (34). La matriz correspondiente para el sistema $(M+1) \times (M+1)$ Θ^x , que es la matriz Θ extendida un renglón y una columna.

Para extender la matriz se imponen restricciones derivadas de la teoría económica sobre el sistema de ecuaciones a estimar. Primero, debido a que las participaciones en el gasto total deben sumar la unidad las componentes del vector α^0 deben sumar uno, mientras que el vector β^0 y cada una de las columnas de matriz Θ deben sumar cero. Al imponer es homogeneidad de grado cero en gasto total y precios; a duplicar ambos debe duplicar los valores unitarios y dejar las participaciones en el gasto sin cambios. Esto es,

$$(37) \quad \sum_H \mathbf{q}_{GH} + \mathbf{b}_G^0 = 0$$

Similarmente, la homogeneidad lineal de las ecuaciones de valor unitario requieren que:

$$(38) \quad \sum_H \mathbf{y}_{GH} + \mathbf{b}_G^1 = 1$$

En consecuencia la columna final de Θ^x esta dada por

$$(39) \quad \mathbf{q}_{GM+1}^x = -\mathbf{b}_G^0 - \sum_{H=1}^M \mathbf{q}_{GH}$$

El renglón final de Θ^x es calculado con la restricción de adición:

$$(40) \quad \mathbf{q}_{M+1G}^x = -\sum_{H=1}^M \mathbf{q}_{HG}^x$$

De manera análoga, las restricciones de adición son empleadas para extender los vectores α^0 β^0 y w para obtener α^{0x} β^{0x} y w^x . Al aplicar (34) al sistema tenemos que

$$(41) \quad \Theta^x = B^x \Psi^x$$

$$(42) \quad \Psi^x = I - D(z^x)B^{x'} + D(z)D(\bar{w}^x)$$

eliminando B^x obtenemos:

$$(43) \quad \Psi^x = [I + D(z^x)D(\bar{w}^x)]^{-1} [I + D(z^x)\Theta^x]$$

El sistema completo de elasticidades precio y elasticidades ingreso se calculan a partir de las ecuaciones 32 y 33

Finalmente, para imponer simetría en la matriz de Slutsky la condición es (ver Deaton y Muellbauer (1980)):

$$(44) \quad \mathbf{q}_{GH} + \mathbf{b}_G^0 \bar{w}_H = \mathbf{q}_{HG} + \mathbf{b}_H^0 \bar{w}_G$$

Alternativamente Deaton (1997) sugiere que debido a que las elasticidades de la calidad son pequeñas se aproxime la matriz Ψ como una matriz identidad.

II Para la estimación de las elasticidades precio e ingreso es necesario agrupar a los hogares de la muestra en clusters de manera que sea razonable suponer que todos los miembros de un mismo grupo enfrentan los mismos precios. Un primer requisito para esto es imponer cierta cercanía geográfica entre los miembros de un grupo de hogares. Este requerimiento puede ser satisfecho agrupando hogares que se encuentran en el mismo municipio o localidad. Además de esta cercanía geográfica pueden tomarse en cuenta otras variables para agrupar los hogares. Para este propósito podría ser usada información en cuanto al carácter rural o urbano de la familia encuestada, de la ocupación del jefe u otros miembros de la familia, de la infraestructura o transporte disponibles, y en general, de cualquier otra variable que potencialmente pudiera afectar las opciones de abastecimiento para ese hogar.

La base de datos de la ENIGH 1998 contiene información que permite identificar por una parte la entidad federativa y por la otra, dentro de cada una de ellas hasta cinco diferentes estrato socioeconómicos en que es clasificado el hogar entrevistado. Usando este criterio, con los 10509 hogares para los que la ENIGH 1998 reporta los gastos efectuados durante la semana del levantamiento se forman 142 grupos de hogares (para algunas de las 33 entidades federativas no se reportan observaciones para cada uno de los cinco estratos socioeconómicos).

En este trabajo cada grupo de hogares (cluster) esta formado por familias que viven en la misma entidad federativa y pertenecen al mismo estrato socioeconómico. El supuesto implícito en nuestra estimación será que los hogares que viven en una misma entidad y pertenecen al mismo estrato socioeconómico tienen las mismas opciones de compra y en consecuencia los precios que observan en el mercado y determinan sus decisiones de compra son los mismos.

Para reproducir Deaton (1988) empleando los datos en el CD-ROM de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares 1998 (ENIGH-98) elaborada por el Instituto Nacional de Geografía y Estadística, se emplean de las bases de datos que contiene la ENIGH 1998 los componentes correspondientes gastos monetarios y a datos sociodemográficos. (Archivo gasto.txt).

El primer paso consiste en el cómputo de los datos necesarios para la estimación de las elasticidades precio de acuerdo a la especificación de Deaton(1988), Deaton(1987) y Deaton(1997). Las variables involucradas son gasto monetario total del hogar, gasto corriente total, la participación en el gasto total del hogar del gasto del bien en cuestión, tamaño del hogar, composición por grupos de edades y sexo del hogar y valores unitarios. Debido a que en este trabajo se estima los parámetros correspondientes a alimentos no procesados, alimentos procesados y el resto de los bienes. Como paso previo a la estimación será necesario agregar los gastos y cantidades de alimentos para obtener los valores correspondientes a los bienes compuestos.

Gasto Monetario Total

Los registros correspondientes a cada hogar en los archivos de la ENIGH-98 son identificados el folio que es un campo incluido en todas las bases. Por ello se usa este campo para unir los datos que se obtienen de las diferentes bases de datos y los cálculos numéricos descritos aquí.

Para obtener el gasto monetario total se usa el archivo gasto que contiene los siguientes campos: folio num_ren lug_com pago_mp clave dia cantidad gasto gas_tri precio. Para el cómputo del gasto total solo se emplean los campos folio clave y gasto. Debido al número de observaciones disponibles lo más conveniente es usar manejador de bases de datos (por ejemplo Access) para calcular el gasto total realizado por el hogar durante el periodo de la encuesta. El gasto total es la suman todos los gastos reportados por el hogar. En el archivo de resultados se conservan las variables folio y gasto total gtotal. En este paso se generan los archivos gtotal.txt (ASCII) y gtotal.dta (stata)

Gasto Corriente Total

El gasto corriente total es igual al gasto monetario total mas el valor imputado de autoconsumo.

Datos sociodemográficos

1. De la base de datos personas de la ENIGH-98 se genera el archivo socio1.txt que contiene los campos folio, sexo, edad, pering y trabajo. Esto se puede llevar a cabo con un manejador de bases de datos.
2. Con el archivo generado en el punto anterior se crean variables para cada uno de los siguientes grupos de edad:

Hombres menores de 12 años de edad	(rm1)
Hombres mayores de 12 años y menores de 25 años	(rm2)
Hombres mayores de 25 años y menores de 45 años	(rm3)
Hombres mayores de 45 años y menores de 65 años	(rm4)
Hombres mayores de 65 años	(rm5)
Mujeres menores de 12 años de edad	(rf1)
Mujeres mayores de 12 años y menores de 25 años	(rf2)
Mujeres mayores de 25 años y menores de 45 años	(rf3)
Mujeres mayores de 45 años y menores de 65 años	(rf4)
Mujeres mayores de 65 años	(rf5)

Esto se puede hacer con el programa socio1.do de STATA que crea archivo socio2.txt

3. Con un manejador de bases de datos se obtienen miembros por grupos de edad y se crea socio3.txt (si se empleará STATA en el siguiente punto es conveniente crear un archivo intermedio en Excel para llenar con ceros los valores nulos).

4. Se calculan las variables demográficas denotadas por z en las ecuaciones (4), (5), (19) y (20). Estos son los datos comunes para todos los bienes cuando se hace la estimación sin considerar efectos cruzados. Esto se puede hacer en STATA con el programa socio2.do que usa como insumo el archivo socio3.txt y crea el archivo de datos de STATA socio3.dta.

Cantidades y Valores Unitarios de los Bienes Compuestos

1. Del archivo de gasto se extraen las observaciones correspondientes al bien compuesto en cuestión (e.g., alimentos no procesados). Los campos empleados que se conservan son: folio clave día cantidad y gasto. Para esto se emplean las claves de gasto de acuerdo a la siguiente clasificación.

Alimentos no procesados: A001-A003, A007-A008, A011-A013, A015, A017, A019-A020, A022-A040, A049-A055, A060-A082, A085-A112, A117-A119, A122-A143, A147-A148, A157-A159, A177, A185-A186

Alimentos procesados: A005-A006, A009-A010, A014, A016, A018, A021, A041-A048, A056-A059, A083-A084, A113-A116, A120-A121, A144-A146, A149-A156, A160-A175, A178-A184, A187-A194

Esto se puede hacer usando el paquete estadístico Stata con los programas noproce1.do (alimentos no procesados) y proce1.do (alimentos procesados) usando como insumo el archivo de los datos de gasto que convertido a Stata ha sido nombrado gasto.dta convertido a Stata). Con estos programas se crean los archivos noproce1.txt (alimentos no procesados) y proce1.txt (alimentos procesados). Estos archivos contienen los datos a usar en bruto, es decir, hay un renglón de datos por cada día que se compró el bien.

2. Debido a que nos interesa el gasto por bien durante la semana en que se realizó la encuesta se requiere sumar los renglones que corresponde al mismo bien. Esto se puede llevar a cabo con un manejador de bases de datos como Access. También deben ser

ordenados por folio (y clave) para un mejor manejo en el siguiente paso. Los archivos de insumo serán `noproce1.txt` (alimentos no procesados) y `proce1.txt` (alimentos procesados) y se crean los archivos `noproce2.txt` (alimentos no procesados) y `proce2.txt` (alimentos procesados) que contienen el gasto por bien de cada hogar en la semana de la encuesta.

3. Para el cálculo de los valores unitarios del bien compuesto también es necesario conocer el gasto total en el bien compuesto (alimentos no procesados y alimentos procesados) para cada hogar. Al igual que las sumas del punto anterior esto se puede llevara a cabo con un manejador de bases de datos. Los archivos de insumo serán `noproce1.txt` (alimentos no procesados) y `proce1.txt` (alimentos procesados) y se crean los archivos `noproce3.txt` (alimentos no procesados) y `proce3.txt` (alimentos procesados) que convertidos a Stata tienen los nombres `noproce3.dta` y `proce3.dta` respectivamente. También es conveniente ordenarlos por folio y clave del gasto.

4. Para obtener un valor unitario de cada uno de los bienes compuestos (alimentos no procesados y alimentos procesados) se construye un índice de precios de Stone de acuerdo a la siguiente fórmula.

$$\ln n_{iBC} = \sum_{k \in BC} \frac{g_{ik}}{g_{iBC}} \ln n_{ik} = \sum_{k \in BC} \frac{g_{ik}}{\sum_{k \in BC} g_{ik}} \frac{g_{ik}}{q_{ik}}$$

Donde v_{iBC} representa el valor unitario del bien compuesto BC adquirido por el hogar i, g_{ik} es el gasto realizado por el hogar i en el bien k (componente del bien compuesto BC), g_{iBC} representa el gasto total en el bien compuesto BC por el hogar i y q_{ik} es la cantidad del bien k adquirido.

Esto se puede hacer usando el paquete estadístico Stata con los programas `noproce2.do` (alimentos no procesados) y `proce2.do` (alimentos procesados) usando como insumo los archivos `noproce2.txt` y `proce2.txt`, respectivamente. Estos programas rotan los datos obtenidos de los archivos de insumos (que estaban en renglones se transforman a columnas para manipularlas) y se unen a los de `noproce3.dta` `proce3.dta` para calcular participaciones de gasto en los bienes compuestos, obteniéndose así la ponderación con lo que se multiplica cada el valor unitario correspondiente para obtener el valor unitario del bien compuesto. Con estos programas se generan los archivos `noproce4.dta` (alimentos no procesados) y `proce4.dta` (alimentos procesados) con los datos de cantidades y gasto en cada uno de los bienes que forman el bien compuesto.

Con los mismos programas se unen estos datos a los contenidos en el archivo de gasto total por hogar (`gtotal.dta`) para tener las participaciones del bien compuesto no procesados en el gasto total y calcular los valores unitarios de los alimentos no procesados y los alimentos procesado. Se crean los archivos `noproce5.dta` (alimentos no procesados) y `proce5.dta` (alimentos procesados) que contiene los datos de gasto necesarios para la estimación de las elasticidades precio.

5. Puesto que para la estimación será necesario tener los datos sociodemográficos de los hogares en el mismo archivo es necesario los archivos creados en el punto anterior con el archivo de datos sociodemográficos (socio3.dta). Esto se hace con los programas noproce3.do (alimentos no procesados) y proce3.do (alimentos procesados) noproce3.do. Los datos se exportan a ASCII con los nombres danopro.txt y daproce.txt que contienen los datos necesarios para hacer la estimación de la elasticidades precio propias sin considerar los efectos cruzados.

Elasticidades Precio Propias Sin Efectos Cruzados (Gasto Monetario Total)

La estimación se llevó a cabo siguiendo la metodología desarrollada por Deaton (1988). Esto se puede hacer usando el paquete estadístico RATS con los programas noproce.prg (alimentos no procesados) y proce.prg (alimentos procesados). Este programa estima las ecuaciones (4) a (18) del texto. Los resultados de la estimación se guardan en los archivos noproce.res y proce.res, respectivamente.

Elasticidades Precio Cruzadas (Gasto Monetario Total)

1. Para la estimación de las elasticidades precio cruzadas es necesario unir los datos de alimentos no procesados y alimentos procesados. Esto se hace en STATA con el programa cross1.do que crea el archivo intermedio cross1.dta y el archivo de datos mexr.dta.
2. Con programa alim.do se estiman las elasticidades ingreso, precio propias y precio cruzadas y los valores estimados se guardan en el archivo alim.log. El programa alim.do estima las ecuaciones (19) a (44) en el texto. En el programa bootall.do se emplea la técnica de “bootstrap” para calcular los errores estándar de las elasticidades y los resultados se guardan en el archivo bootall.log

Estimación de Elasticidades considerando Autoconsumo (Gasto Corriente Total)

El procedimiento es el mismo que el descrito arriba usando el gasto monetario total excepto por:

1. Los archivos cambian de nombre iniciando con una a, por ejemplo gtotal.dta cambia a agtotal.dta
3. Con el programa en STATA gtotal1.do se unen los datos de gasto (original) y nomonetario (original) para dejar solo claves que entran en gasto corriente total de acuerdo al INEGI. Se crean anomone.dta, agasto.dta y a gasto.txt para calcular con Access los gastos totales por individuo. Siguiendo la definición del INEGI no las siguientes claves de gasto no se incluyeron en el Gasto Corriente Total: E001-E007, G002, K034-K037 y T906.

III Síntesis de los resultados

En una primera etapa nos concentramos en encontrar el valor de la elasticidad precio propia de los bienes, como lo hace Deaton en un artículo de 1988, a partir de un marco analítico que no considera explícitamente el efecto que en la demanda de un bien tienen los cambios en precio de otros bienes. En consecuencia, este marco no permite estimar elasticidades precio cruzadas. Si permite, en cambio, tener una primera aproximación al valor insesgado de la elasticidad precio y abordar los aspectos fundamentales de estas técnicas.

En esta fase inicial obtenemos valores de las elasticidades precio propias e ingreso para los dos bienes compuestos considerando

En una segunda etapa, tomando como base los resultados y la infraestructura desarrollada, extendemos el análisis del caso en que un hogar distribuye la totalidad de su gasto total en tres bienes agregados: alimentos no procesados, alimentos procesados y un tercer bien constituido por el resto de los bienes. Para el sistema de demanda derivado de esta agregación estimamos la elasticidad ingreso y las elasticidades precio propia y cruzadas de estos bienes.

Estimamos para cada una de los casos considerados en la primera etapa las elasticidades precio cruzadas con respecto a los otros dos bienes. Estas extensiones, que son las que Deaton presenta en su trabajo de 1990, nos permiten mejorar la estimación de las elasticidades precio propias de estos bienes. Adicionalmente extendemos en otra etapa el análisis a fin de que sean respetadas las restricciones a las que, a priori, deben estar sujetas las elasticidades de los bienes que componen la totalidad del gasto de los individuos.

Adicionalmente extendemos en otra etapa el análisis, aquí se imponen las restricciones mínimas que deben ser satisfechas para que las funciones de demanda estimadas sean consistentes con la teoría del consumidor.

Finalmente, por medio de técnicas de ‘bootstrap’ estimamos los errores standard de los parámetros obtenidos.

I. Resultados obtenidos:

Como se discute brevemente abajo los resultados obtenidos son en el sentido en que se esperarían a priori dada la naturaleza de los bienes para los cuales se estimaron las elasticidades y las definiciones de gasto empleadas.

Primera Etapa

Como ya se mencionó, en esta etapa estimamos elasticidades precio propias e ingreso para alimentos procesados y alimentos no procesados siguiendo el procedimiento descrito por

⁶ Las claves de gasto de la ENIGH-98 correspondientes a cada uno de los bienes compuestos considerados en la estimación son:

Alimentos no procesados: A001-A003, A007-A008, A011-A013, A015, A017, A019-A020, A022-A040, A049-A055, A060-A082, A085-A112, A117-A119, A122-A143, A147-A148, A157-A159, A177, A185-A186

Deaton (1988), el cual sólo permite la estimación de las elasticidades ingreso y precio propias. Los valores de las elasticidades presentados en la siguiente tabla se corresponden media muestral de la participación del gasto en el bien en el gasto total realizado por el hogar durante el periodo de la encuesta.

Tabla 1

	Estimación sin incluir Autoconsumo		Estimación incluyendo Autoconsumo	
	Alimentos No Procesados	Alimentos Procesados	Alimentos No Procesados	Alimentos Procesados
Elasticidad Ingreso	0.32509	0.40850	0.46833	0.54459
Elasticidad precio propia	-0.12288	-1.41432	-0.60491	-1.37841

Segunda Etapa: Estimación simultánea de las elasticidades precio propias y cruzadas

Los resultados de la estimación considerando los efectos precios cruzados se muestran en las siguientes tablas.

Estimación Sin Incluir Autoconsumo

	Estimación sin imponer simetría a la matriz de Slutsky			Estimación imponiendo simetría a la matriz de Slutsky		
	Alimentos No Procesados	Alimentos Procesados	Resto de los bienes	Alimentos No Procesados	Alimentos Procesados	Resto de los bienes
Elasticidad Ingreso	0.3250902 2	0.4120356 7	- 0.0493572 7	0.3250902 2	0.4120356 7	- 0.0493572 7

Matriz de Elasticidades Precio Sin Imponer simetría a la matriz de Slutsky

	Alimentos Procesados	Alimentos No Procesados	Resto de los Bienes
Alimentos Procesados	-1.3645812	0.77587241	0.17667308
Alimentos No Procesados	0.10062381	-0.21638055	-0.20933348
Resto de los Bienes	0.00004269	0.00486879	0.04444579

Alimentos procesados: A005-A006, A009-A010, A014, A016, A018, A021, A041-A048, A056-A059, A083-A084, A113-A116, A120-A121, A144-A146, A149-A156, A160-A175, A178-A184, A187-A194

En la tabla anterior y en las que siguen el renglón corresponde al bien que es consumido y la columna es el bien cuyo precio cambia. Con esta convención, la elasticidad de los alimentos procesados con respecto a un cambio en el precio de los alimentos no procesados es 0.77587241

Matriz de Elasticidades Precio Imponiendo Simetría a la Matriz de Slutsky

	Alimentos Procesados	Alimentos No Procesados	Resto de los Bienes
Alimentos Procesados	-1.35758420	0.45950159	0.48604695
Alimentos No Procesados	0.11525283	-0.22406704	-0.21627600
Resto de los Bienes	0.00015579	0.00435535	0.04484613

Es importante recordar que la condición de simetría de la matriz de Slutsky es una condición necesaria que se debe imponer a la demanda individual. Sin embargo, cuando se trata de la agregación de la demanda de diferentes individuos dicha condición no necesariamente debe cumplirse.

Estimación Incluyendo Autoconsumo

	Estimación sin imponer simetría a la matriz de Slutsky			Estimación imponiendo simetría a la matriz de Slutsky		
	Alimentos No Procesados	Alimentos Procesados	Resto de los bienes	Alimentos No Procesados	Alimentos Procesados	Resto de los bienes
Elasticidad Ingreso	0.5625935 7	0.4702226 1	- 0.0538351 1	0.5625935 7	0.4702226 1	- 0.0538351 1

Matriz de Elasticidades Precio Sin Imponer simetría a la matriz de Slutsky

	Alimentos Procesados	Alimentos No Procesados	Resto de los Bienes
Alimentos Procesados	-1.37220280	0.73741196	0.07219726
Alimentos No Procesados	0.13985052	-0.63993736	0.02986424
Resto de los Bienes	0.00021816	0.00186669	0.05175026

Matriz de Elasticidades Precio Imponiendo Simetría a la Matriz de Slutsky

	Alimentos Procesados	Alimentos No Procesados	Resto de los Bienes
Alimentos Procesados	-1.37829270	0.57983706	0.23586211
Alimentos No Procesados	0.14949817	-0.64108517	0.02136439
Resto de los Bienes	0.00026429	0.00166273	0.05190809

Resultados de la simulación “Bootstrap”

En las siguientes tablas se muestran los valores medios de las elasticidades precio cruzadas valuadas en el media muestral de la participación en el gasto total simulando 1000 estimaciones. Los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándar y el rango entre corchetes indica el rango de variación en la simulación siendo el primer valor el mínimo valor de la elasticidad estimada en las simulaciones y el segundo el máximo valor.

Matriz de Elasticidades Precio Sin Incluir Autoconsumo

	Alimentos Procesados	Alimentos No Procesados	Resto de los Bienes
Alimentos Procesados	-1.460297 (0.1541742) [-2.162202,-1.033757]	0.5221232 (0.2539301) [-0.1441566,1.464302]	0.5261377 (0.2013392) [-0.1550139,1.121232]
Alimentos No Procesados	0.1107112 (0.0536465) [-0.0300726,0.309751]	-0.1962702 (0.1512691) [-0.6472693,0.514367]	-0.2395312 (0.1640466) [- 0.8959675,0.3006861]
Resto de los Bienes	-0.0000253 (0.0002994) [- 0.0009051,0.0009889]	0.0046419 (0.0011509) [0.0008595,0.0092699]	0.0447407 (0.0012105) [0.0406129,0.0487937]

Matriz de Elasticidades Precio Incluyendo Autoconsumo

	Alimentos Procesados	Alimentos No Procesados	Resto de los Bienes
Alimentos Procesados	-1.463573 (0.1318791) [-1.993107,-1.160294]	0.693404 (0.2766143) [-0.0940817,1.679676]	0.2075759 (0.2874767) [-0.577415,1.219542]
Alimentos No Procesados	0.1597654 (0.0635455) [- 0.0211643,0.3863372]	-0.6166216 (0.1549335) [-1.03916,-0.0253742]	-0.0133664 (0.1779736) [- 0.5871266,0.5163819]

Resto de los Bienes	0.0002146 (0.000367) [- 0.0010742,0.0012168]	0.0019415 (0.0009881) [-0.0009913,0.005124]	0.0516791 0.0011706 [0.0481988,0.0555493]
----------------------------	---	---	---

Las elasticidades ingreso son positivas y menores que uno. Los valores de las elasticidades precio cruzadas entre los dos tipos de alimentos son positivas indicando efectos de sustitución entre sí, siendo mayor el efecto sobre los alimentos no procesados.

Los valores estimados de las elasticidades precio propias para los dos tipos de alimento son negativas, resultando más elástica la demanda por alimentos procesados, como es de esperarse desde un punto de vista teórico.

Como podía esperarse al incluir el autoconsumo en el gasto el valor estimado de la elasticidad precio propio de los alimentos no procesados cambia significativamente de magnitud volviéndose más elástico su consumo. Esto sugiere que el autoconsumo es un factor importante en la demanda de alimentos no procesados.

Se observa que los valores estimados de las elasticidades precio propio cuando no se incluyen los efectos cruzados son de magnitud semejante a cuando estos últimos son incluidos, a excepción de alimentos no procesados cuando no se incluye el autoconsumo en el gasto. Esto coincide también la observación relacionada con la importancia del autoconsumo en el caso de lo alimentos no procesados.

Los errores estándar encontrados en la simulación “bootstrap” indican que los valores estimados para las elasticidades son estadísticamente significativos de cero a niveles usuales de significancia.

REFERENCIAS

Deaton A., Muellbauer J. (1980) “*An Almost Ideal Demand System*”, American Economic Review Vol.70, No. 3, p.312-326.

Deaton A. (1987) “*Estimation of Own- and Cross-Price Elasticities from Household Survey Data*”, Journal of Econometrics Vol.36, p. 7-30.

Deaton A. (1988) “*Quality, Quantity, and Spatial Variation of Price*”, American Economic Review Vol.78, No. 3, p.418-430.

Deaton A. (1997), The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy, Baltimore, Md. Johns Hopkins University Published for the World Bank 1998,

Urzúa (2001) Welfare Consequences of a Recent Tax Reform in Mexico”, Estudios Económicos

Jarque C. M. (1987), “*An Application of LDV models to Household Expenditure Analysis in Mexico*”, Journal of Econometrics Vol.36, p. 31-53.

