



CEE

Centro de Estudios Económicos

[www.colmex.mx](http://www.colmex.mx)

El Colegio de México, A.C.

*Serie documentos de trabajo*

**ESPECIFICACION DE UN SISTEMA DE DEMANDA  
Y SU APLICACION A MEXICO**

Pascual García Alba Iduñate

DOCUMENTO DE TRABAJO

Núm. VII - 1984

ESPECIFICACION DE UN SISTEMA DE DEMANDA  
Y SU APLICACIÓN A MEXICO

Pascual García Alba Iduñate  
Centro de Estudios Económicos  
El Colegio de México

Seminario ITAM-COLMEX,  
Septiembre de 1984.

## R E S U M E N

Existen varias especificaciones de sistemas de demanda que son una aproximación de primer orden a cualquier sistema, pero que no requieren que la matriz de Slutsky sea negativa, lo que es un requisito de muchos análisis empíricos del bienestar. Por ello, en la mayoría de estos análisis se ha usado el Sistema Lineal de Gasto, en vez de alguna otra especificación más flexible. Este sistema impone restricciones demasiado fuertes sobre elasticidades ingreso y respecto del propio precio, las que son consecuencia de la aditividad de la función de utilidad implícita. En este documento se propone un sistema alternativo. Este sistema impone negatividad de la matriz de Slutsky y es mucho más flexible que el Sistema Lineal de Gasto. Ambos sistemas son estimados usando datos de México y los resultados son comparados.

## A B S T R A C T

There are several specifications of demand system that are first order approximation to any system, but that do not impose negativity of the Slutsky matrix, which is a requirement for many applied welfare analyses. Consequently, in most of these analyses the Linear Expenditure System has been used instead of other more flexible specifications. This system imposes very strong restrictions on income and own price elasticities, which result from the additivity of the underlying utility function. In this paper, an alternative system is proposed. This system imposes negativity of the Slutsky matrix and is much more flexible than the Linear Expenditure System. Both systems are estimated using Mexican data and the results are compared.

Muchos análisis empíricos del bienestar económico requieren, como insumo, del conocimiento de las elasticidades de un sistema de demanda que sea consistente con los postulados de la teoría del consumidor. En especial, que la matriz de Slutsky de derivadas con respecto a los precios de la demanda compensada sea negativa semidefinida. Las dificultades prácticas para imponer esta restricción en especificaciones muy generales ha llevado, en la práctica, al uso casi exclusivo, en este tipo de estudios, del Sistema Lineal de Gasto (Deaton y Muellbauer, 1980). El problema con este procedimiento es que la imposición de utilidad aditiva que se halla implícita en el Sistema Lineal de Gasto (LES) implica que: a) las elasticidades precio cruzadas sean cercanas a cero, y b) que las elasticidades respecto del propio precio sean casi proporcionales a las elasticidades ingreso (Deaton, 1974). De estos, el problema más serio es el segundo, ya que, en las palabras de Deaton:

Puesto que, en el trabajo econométrico, el número completo de efectos cruzados de los precios es casi nunca estimable sin información previa y puesto que estos efectos son probablemente de importancia limitada en cualquier caso, ... los supuestos de aditividad son enormemente útiles... La dificultad para modelar adecuadamente los efectos cruzados es, después de todo, demasiado grande en comparación con la ganancia que se obtiene, ya que ésta consistirá, probablemente, de sólo un aumento menor en la verosimilitud de efectos secundarios... Sin embargo, los resultados arriba demostrados acerca de las restricciones sobre las elasticidades respecto

del propio precio y la evidencia acerca de la distorsión pone en entredicho la utilidad del supuesto de aditividad como una simplificación de esta clase.

En la primera sección del presente estudio se deriva una familia de especificaciones de la utilidad y se muestra que la función de Geary-Stone, de la que se deriva el LES (Geary, 1950-51), es un caso especial de esta familia. Después se estudia otro caso especial de esta familia y que no impone las restricciones sobre elasticidades ingreso y precio propio que se derivan, en el caso del LES, del supuesto de aditividad. Las implicaciones de este sistema respecto de las elasticidades precio son entonces comparadas con las del LES, en términos teóricos. Asimismo, en la misma sección, se dan algunas razones de por qué el sistema de demanda propuesto podría ser preferible a otro aparentemente mucho más flexible: el Sistema de Demanda Casi Ideal (Deaton y Muellbauer, 1980). En la segunda sección, se estiman los dos casos de la familia de especificaciones discutidos en la primera sección: el LES y el Sistema Alternativo Propuesto (PAS). Con las estimaciones numéricas, las implicaciones de ambos son otra vez comparadas, pero ahora en términos empíricos. Por último, se incluye una sección con las conclusiones más relevantes de este estudio.

#### 1. Especificación de la función de utilidad.

La familia de funciones de utilidad que aquí será explorada viene dada por:

$$(1.1) \quad V(x) = \max_{\sum_j x^j \leq x} \bar{V}(V_j(x^j)), \quad j = 1, \dots, s,$$

en la que la utilidad queda representada por  $V$  y es función, solamente, del vector  $x$  de los consumos totales de cada una de las  $n$  mercancías:

$$(1.2) \quad x' = (x_1 \ x_2 \ \dots \ x_n)$$

La función de utilidad total es igual al valor máximo de otra función  $\bar{V}$  de  $s$  funciones particulares de utilidad  $V_j$ , sujeto a la restricción de que la suma de los argumentos  $x^j$  sea igual a la disponibilidad total,  $\sum x^j = x$ , donde la igualdad, en lugar de desigualdad de la forma "menor o igual que", refleja el supuesto que aquí se hace de que no hay saciedad para ninguna de las mercancías. Para mostrar que  $V(x)$  cumple con los requisitos impuestos por la teoría del consumidor, es necesario demostrar que los conjuntos  $(x | V(x) \geq k)$ , donde  $k$  es un escalar arbitrario, son convexos.

Se supone que cada una de las funciones  $V_j$  cumple con todos los supuestos usuales de la teoría del consumidor, en el sentido de que cualquiera de ellos sería aceptable como una función de utilidad simple. De hecho, el supuesto que se hace es aún más restrictivo, al exigirse que las funciones  $V_j$  sean semicóncavas, es decir,

$$(1.3) \quad V_j[\lambda A^j + (1-\lambda)B^j] \geq \lambda V_j(A^j) + (1-\lambda) V_j(B^j)$$

Este mismo supuesto de semiconcavidad se hace para la función  $\bar{V}$ :

$$(1.4) \quad \bar{V}[\lambda V_j(A^j) + (1-\lambda)V_j(B^j)] \geq \lambda \bar{V}(V_j(A^j)) + (1-\lambda) \bar{V}(V_j(B^j)).$$

Nótese que el supuesto (1.3) es más fuerte que el supuesto usual de causiconcavidad de las funciones de utilidad individuales. Para demostrar que los conjuntos  $(x|V(x) \geq k)$  son convexos, tome  $V(A) = V(B)$ , o  $0 \leq \lambda \leq 1$ ,  $\sum_j A^j = A$  y  $\sum_j B^j = B$ , donde  $A^j$  y  $B^j$  son los valores que maximizan el lado derecho de (1.1), sujeto a las disponibilidades totales  $A$  y  $B$ , respectivamente. Es claro que:

$$(1.5) \quad V(\lambda A + (1-\lambda)B) \geq \bar{V}(V_j(\lambda A^j + (1-\lambda)B^j)),$$

ya que, de acuerdo a la definición (1.1),  $V$  maximiza  $\bar{V}$ . Ahora, haciendo uso del supuesto de semiconcavidad de las funciones  $V_j$  (1.3), resulta que:

$$(1.6) \quad \bar{V}(V_j(\lambda A^j + (1-\lambda)B^j)) \geq \bar{V}(\lambda V_j(A^j) + (1-\lambda)V_j(B^j)).$$

Pero, debido a la semiconcavidad de  $\bar{V}$ ,

$$(1.7) \quad \bar{V}(\lambda V_j(A^j) + (1-\lambda)V_j(B^j)) \geq \lambda \bar{V}(A^j) + (1-\lambda)\bar{V}(B^j) = \lambda V(A) + (1-\lambda)V(B).$$

De (1.5), (1.6), (1.7) y  $V(A) = V(B)$ , se sigue que  $V(\lambda A + (1-\lambda)B) \geq V(A) = V(B)$ , con lo que la convexidad de los conjuntos  $(x|V(x) \geq k)$  queda demostrada.

Para maximizar la función de utilidad  $V(x)$  -la que, como ha sido demostrado, es una función de utilidad válida que cumple con los supuestos de la teoría del consumidor-, sujeto a precios e ingreso constantes, puede, bajo ciertas condiciones, ser descompuesto, de una manera ficticia, pero analíticamente válida, en dos problemas. El primero consiste en la determinación de la fracción del ingreso total a ser gastado en cada subcanasta  $x^j$  ( $j = 1, \dots, s$ ) y el segundo en escoger cada elemento de  $x^j$  para maximizar la respectiva  $V_j$ , sujeto a la fracción del ingreso

que le corresponda. Por supuesto, éste es un procedimiento completamente ficticio. No se quiere con esto implicar que, en efecto, los individuos tengan varias funciones de utilidad. El propósito es obtener funciones de utilidad simples que, siendo una especie de combinación de otras, sean más flexibles que cualquiera de estas últimas en lo particular.

Para obtener el máximo de utilidad  $\bar{V}$ , la siguiente condición debe cumplirse:

$$(1.8) \quad \frac{\delta \bar{V}}{\delta V_i} \frac{\delta V_i}{\delta Y_i} = \frac{\delta \bar{V}}{\delta V_j} \frac{\delta V_j}{\delta Y_j} \quad i, j=1, \dots, s,$$

donde  $Y_k$  es el ingreso gastado en obtener utilidad de  $V_k$ . Escribiendo esta última condición en forma de elasticidades:

$$(1.9) \quad \frac{Y_i}{Y_j} = \frac{Y_i \mu_i}{Y_j \mu_j} \quad i, j=1, \dots, s,$$

donde  $\gamma_k$  es la elasticidad de  $\bar{V}$  respecto de  $V_k$  y  $\mu_k$  la de  $V_k$  respecto de  $Y_k$ . La participación  $Y_i$  en  $Y$  es, entonces,

$$(1.10) \quad \beta_i = \frac{Y_i \mu_i}{\sum_j Y_j \mu_j}$$

Una vez que las fracciones de ingreso se conocen, las demandas totales por cada una de las mercancías de cada una de las funciones de utilidad  $V_j$  son conocidas:

$$(1.11) \quad x_i = \sum_{j=1}^s x_i^j(p, \beta_j Y), \quad i=1, \dots, n.$$

donde  $p=(p_1 p_2 \dots p_n)$  es el vector de precios y  $x_i^j(p, Y_j)$  son las funciones de demanda que se obtienen de maximizar  $V_j$ . Suponiendo que todas las funciones  $x_i^j$  son derivadas de funciones de utilidad homogéneas, entonces:

$$x_i^j(p, \beta_j Y) = \beta_j Y \cdot x_i^j(p, 1),$$

de suerte que (1.11) puede ser escrita en términos de participaciones en el ingreso,  $y_i = P_i X_i / Y$ , como:

$$(1.12) \quad y_i = \sum_{j=1}^s \beta_j y_i^j(p), \quad i=1, \dots, n.$$

Se puede demostrar fácilmente que el LES es un caso especial de (1.12). Tome  $y_i^1$  como las participaciones que se derivan de una función de utilidad Cobb-Douglas  $\frac{1}{s}$ , y  $y_i^2$  como las derivables de una del tipo Leontief o de coeficientes constantes; es decir:

$$(1.13) \quad y_i^1 = h_i, \quad i=1, \dots, n.$$

$\frac{1}{s}$  Es interesante hacer notar que, a su vez, la Cobb-Douglas, en sí misma, puede ser considerada como un caso especial de (1.12), donde  $s=n$ , y cada  $y_i^j$  es derivable de una función de utilidad tipo Leontief que sólo asigna utilidad a una, y sólo una, de las mercancías y las  $\beta_j$  son constantes.

Y

$$(1.14) \quad Y_i^2 = \frac{q_i p_i}{\sum_k q_k p_k}, \quad i, k=1, \dots, n,$$

Si, además,

$$(1.15) \quad \beta_1 = (1 - \frac{\sum_k q_k p_k}{Y}), \quad i=1, \dots, n,$$

de suerte que, también,

$$(1.16) \quad \beta_2 = \frac{\sum_k q_k p_k}{Y},$$

sustitución de (1.13)-(1.16) en (1.12) implica

$$(1.17) \quad Y_i = h_i (1 - \frac{\sum_k q_k p_k}{Y}) + \frac{q_i p_i}{Y}, \quad i=1, \dots, n,$$

lo que representa las participaciones en el consumo total del LES. Sin embargo, para la discusión subsecuente, es más conveniente el considerar al LES como generado por una función de utilidad Coob-Douglas desplazada del origen (la función de Geary-Stone):

$$(1.18) \quad V(x) = k \prod_{i=1}^n (x_i - q_i)^{\alpha_i}$$

En este contexto es importante puntualizar que si

$$Y_i = Y_i(p), \quad i=1, \dots, n,$$

es un sistema de demanda consistente con los axiomas de la teoría del consumidor, lo que implica continuidad en sus argumentos y que la matriz de Slutsky es negativa semidefinida, en un rango  $S(x \in S)$ , entonces el sistema

$$(1.19) \quad y_i^* = y_i \left( 1 - \frac{\sum_k q_k p_k}{Y} \right) + \frac{q_i p_i}{Y} \quad i=1, \dots, n,$$

también cumple con dichos axiomas en el rango  $x$ - $q \in S$ , puesto que  $y_i^*$  puede ser derivada de la misma función de utilidad de la que lo fue  $y_i$ , pero desplazando el origen de las coordenadas por el vector  $q = (q_1 \dots q_n)$ . En el caso de (1.13), el sistema está bien definido para  $x_i \geq 0$ , toda "i", de suerte que la restricción equivalente en el caso del LES es  $x_i > q_i$ . Esta restricción del LES es equivalente a:

$$(1.20) \quad h_i > 0, \text{ y } \sum_k q_k p_k < Y,$$

donde, como es obvio, valores negativos de  $q_k$  no quedan excluidos.

Otro caso especial de (1.12) es aquél en el que (1.13) y (1.14) entran en (1.12) con  $\beta_1$  y  $\beta_2 = 1 - \beta$ , constantes. Este caso es consistente con (1.9) si  $\bar{V}$  es definida como:

$$(1.21) \quad \bar{V} = V_1^{\alpha_1} V_2^{\alpha_2}, \quad \alpha_1, \alpha_2 \geq 0,$$

donde

$$V_1 = \prod_{i=1}^n (x_i^1)^{h_i}, \quad \sum h_i = 1, \quad i=1, \dots, n,$$

y

$$V_2 = \min \left( \frac{x_i^2}{a_i} \right), \quad i=1, \dots, n$$

En este caso  $V_k$  ( $k=1,2$ ) es una función homogénea de grado uno<sup>1/</sup>, por lo que:

$$V_k = Y_k \cdot U_k(p, 1),$$

donde  $U_k(p, Y_k)$  es la función indirecta de utilidad relacionada con  $V_k$ . De esta última relación se sigue que  $\mu_1 = \mu_2 = 1$ .

Con  $\mu_k$  y  $\gamma_k = \alpha_k$  constantes, los valores de  $\beta_k$  lo son también. La ventaja operacional de que las  $\beta_k$  sean constantes reside en la facilidad con que la especificación de una nueva función de utilidad a partir de otras conocidas, puede ser obtenida. En el caso específico que estamos considerando, se escogió combinar una función Cobb-Douglas con una Leontief, pero el método puede servir para combinar otras aún más flexibles; claro está, que al costo de tener que usar métodos de estimación más complicados para darles valores a los parámetros. Es de notar que la combinación de una función Cobb-Douglas con una Leontief, de acuerdo al método aquí diseñado, no sólo posee las características deseables que cada una de ellas pueda tener, sino que presenta ventajas que, a primera vista, resultarían insospechables. Así, por ejemplo, si bien estas funciones son un caso especial de la CES (elasticidad de sustitución constante), el uso de esta última implica utilidad aditiva y, por tanto, proporcionalidad cercana entre elasticidades ingreso y respecto del precio propio, mientras que éste no es el caso de la función combinada aquí considerada.

<sup>1/</sup> El supuesto de homogeneidad de cualquier grado, junto con (1.21), sería suficiente para tener participaciones constantes.

Sustituyendo  $\beta_1 = \beta$  y  $\beta_2 = 1-\beta$ , junto con (1.13) y (1.14), en (1.12), se obtiene el sistema

$$(1.22) \quad y_i = \left[ \beta h_i + (1-\beta) \frac{a_i p_i}{\sum_k a_k p_k} \right] \quad i=1, \dots, n$$

Este sistema tiene el inconveniente de ser homogéneo y, por tanto, de imponer elasticidades ingreso unitarias para todos los bienes. Para vencer este problema, se desplaza el origen de la función de utilidad implícita, de manera similar a como se procede en el caso del LES y de acuerdo a (1.19), lo que da como resultado el Sistema Alternativo Propuesto (PAS) en el presente estudio:

$$(1.23) \quad y_i = (\beta h_i + (1-\beta) \frac{a_i p_i}{\sum_k a_k p_k}) \frac{(1 - \sum_k q_k p_k)}{Y} + \frac{q_i p_i}{Y}, \quad i=1, \dots, n,$$

donde, para cumplir con los supuestos de la teoría del consumidor, las siguientes restricciones son impuestas:

$$(1.24) \quad q'p < Y, \quad 0 \leq \beta \leq 1, \quad h \geq 0 \text{ y } a \geq 0.$$

De la forma como (1.23) fue construido, es claro que las condiciones (1.24) son suficientes para que el sistema cumpla con todos los postulados de la teoría del consumidor. Sin embargo, estas condiciones no son necesarias como puede observarse por medio del siguiente caso especial de (1.23):

$$y_1 = -0.25 + \frac{p_1}{2p_1 - p_2}$$

$$y_2 = 0.75 - \frac{0.5p_2}{2p_1 - p_2}$$

En este ejemplo  $h_1 = -0.5$ ,  $h_2 = 1.5$ ,  $\beta = 0.5$ ,  $a_1 = 2$ ,  $a_2 = -1$  y  $q_1 = q_2 = 0$ , donde  $h_1$  y  $a_2$  violan (1.24). Sin embargo, se puede mostrar que existen conjuntos de precios para los que este sistema es consistente con los postulados de la teoría del consumidor. Haciendo  $p_1 = p_2 = 1$ , la matriz de Slutsky es

$$S = 1.1875Y \begin{bmatrix} -1 & 1 \\ 1 & -1 \end{bmatrix},$$

la que es una matriz simétrica y negativa semidefinida y, por tanto, para estos precios, las ecuaciones representan un sistema aceptable de demanda, a pesar de que (1.24) es violado. Sin embargo, aun cuando estas restricciones no son necesarias, ellas serán impuesta en el análisis subsecuente, porque son consistentes con la manera en que (1.23) se obtuvo y porque, para propósitos de estimación, es conveniente tener un conjunto de restricciones que aseguren la consistencia teórica del modelo y que puedan ser impuestas fácilmente en el procedimiento de estimación. Esto, sin embargo, tiene como costo el de una menor flexibilidad del modelo.

Aun con la imposición de (1.23), el PAS tiene algunas ventajas sobre el LES. Puesto que este último es un caso especial del primero, cualquier característica satisfactoria de LES también se aplica al PAS. Ninguno de los dos sistemas acepta la existencia de bienes inferiores ni de bienes sustitutos brutos

cuando los niveles de subsistencia ( $q_k$ ) son no negativos.<sup>1/</sup> mientras que en el LES todos los bienes son sustitutos netos entre sí, en el PAS puede haber tanto sustituibilidad como complementariedad neta entre bienes. Pero quizá el aspecto más satisfactorio del PAS, en comparación con el LES, es el de que eliminà la restricción ex ante de proporcionalidad cercana entre las elasticidades ingreso y las elasticidades respecto del precio propio. Todas estas relaciones del LES y del PAS se derivan de las fórmulas de las elasticidades en el Cuadro 1.1, recordando que el LES es un caso especial del PAS con  $\beta = 1$ .

<sup>1/</sup> Si las condiciones (1.23) suficientes, pero no necesarias para que la matriz de Slutsky sea negativa semidefinida, fueran desechadas, entonces el PAS podría aceptar bienes inferiores y sustituibilidad bruta. La inflexibilidad impuesta por (1.23) es un costo que hay que aceptar para asegurar, de manera sencilla, la negatividad de dicha matriz.

## CUADRO 1.1.

## Fórmulas de las elasticidades del PAS

$$\eta_i = \frac{1}{Y_i} (\beta h_i + (1-\beta) A_i)$$

$$\eta_{ii} = -\frac{(1-G)}{Y_i} (\beta h_i + (1-\beta) A_i^2) - \eta_i Q_i$$

$$\eta_{ii}^* = -\frac{(1-C)}{Y_i} (\beta h_i + (1-\beta) A_i^2) + \eta_i (y_i - Q_i)$$

$$\eta_{ij} = -(1-\beta) \frac{(1-G) A_i A_j}{Y_i} - \eta_i Q_j ; \quad i \neq j$$

$$\eta_{ij}^* = -(1-\beta) \frac{(1-G) A_i A_j}{Y_i} + \eta_i (y_j - Q_j) ; \quad i \neq j$$

donde:

$$G = \frac{\sum_k q_k p_k}{Y}; \quad A_k = \frac{a_k p_k}{\sum_r a_r p_r}; \quad Q_k = \frac{q_k p_k}{Y}$$

\* El asterisco se refiere a las demandas compensadas.

Existen en la literatura varias especificaciones de sistemas de demanda que se piensa que son muy flexibles y, que de ser el caso, harían que la labor de buscar una especificación alternativa fuera estéril. Concentremos la atención en el Sistema de Demanda Casi Ideal (AIDS), que se dice que funciona mejor que cualquier otra especificación existente. Sin embargo, el PAS puede, en muchas circunstancias, ser mejor que el AIDS en, al menos, dos aspectos, de naturaleza práctica uno y teórica el otro. Primero, el AIDS requiere de la estimación de  $2(n-1) + n(n+1)/2$  parámetros independientes (número que parece excesivo para cualquier aplicación muy desagregada), puesto que la especificación de este sistema es:

$$(1.25) \quad y_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log P_j + \beta_i \log(Y/p), \quad i=1, \dots, n$$

donde

$$\log P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \log P_i + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij} (\log P_i) (\log P_j)$$

y las siguientes restricciones son impuestas:

$$(1.26) \quad \sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_i \beta_i = 0, \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0, \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

En segundo lugar, las restricciones (1.26) aseguran que  $\sum_i y_i = 1$  y la simetría de la matriz de Slutsky, pero no el que ésta sea negativa semidefinida. Para algunas aplicaciones, esto último no sería un inconveniente si, como en algunos estudios se ha supuesto, el AIDS fuera lo suficientemente flexible como para desacreditar el uso de los postulados de la teoría del

consumidor individual como una aproximación satisfactoria en las demandas agregadas; pero que en la realidad no lo es, tal como será mostrado con el uso de un ejemplo sencillo. Por otra parte, no es obvio cómo la restricción de negatividad pueda ser impuesta de manera manejable en la estimación de este sistema. Además, como se ha mencionado, existen aplicaciones en el análisis de políticas que requieren de esta restricción para que los resultados tengan sentido. Estas observaciones respecto del AIDS se aplican a todos los sistemas existentes que son lo suficientemente flexibles como para proveer de una aproximación de primer orden a cualquier otro sistema en un punto determinado. Aquí se considera al AIDS por ser quizá el más satisfactorio de estos sistemas.

Si bien el AIDS tiene justo el número de parámetros suficientes para ajustar un punto cualquiera (un conjunto de valores de  $y_i$ ) con cualquier combinación de elasticidades ingreso y precio que cumplan con la restricción presupuestal, este sistema se ve en problemas cuando el sistema se ajusta a varios puntos, como es siempre el caso en la práctica. Supongamos que el interés principal se concentra en las elasticidades precio propio, más que en las cruzadas, como el propio Deaton parece conceder en la cita al comienzo de este estudio; de suerte que podemos concentrarnos en el análisis de las respuestas al precio propio en el AIDS, considerando el caso en el que todos los bienes, excepto uno (el primero), son constantes. Así el análisis, colapsa al caso de dos bienes (Hicks, 1948). Para simplificar, el análisis se restringe al caso de utilidad homogénea haciendo  $\beta_i = 0$ , para toda "i", de manera que (1.25), tomando en cuenta

(1.26), se puede escribir como:

$$(1.27) \quad Y_1 = \alpha_1 + \gamma \log P_2,$$

donde, sin pérdida de generalidad,  $P_1$  se hizo igual a la unidad.

Ahora, supongamos que se tienen las observaciones siguientes:

| $Y_1$    | $\log P_2$ |
|----------|------------|
| 0.02     | 0          |
| 0.016434 | 0.2        |

Estas observaciones pudieron haber sido generadas por una función del tipo Leontief, que es un caso especial del PAS. <sup>1/</sup> Supongamos que tal es el caso y, por tanto, que el comportamiento de la demanda es consistente con los postulados de la teoría del consumidor, con  $\eta_{11}^* = \eta_{22}^* = 0$ . Sin embargo, si (1.27) es ajustado a estos datos, resultan las siguientes estimaciones:

| $\log P_2$ | $\eta_{11}^*$ | $\eta_{22}^*$ |
|------------|---------------|---------------|
| 0          | -0.08855      | -0.00181      |
| 1          | +0.10131      | +0.001693     |

<sup>1/</sup> Haciendo  $\beta = q_1 = q_2 = 0$ ,  $a_1 = 1$  y  $a_2 = 49$  en (1.23).

las que contradicen el supuesto de que el comportamiento observado era consistente con los postulados de la teoría del consumidor, que implican  $n_{ii}^* \leq 0$ . Resulta pues injustificable el rechazar estos postulados sólo porque el AIDS falló en reproducirlos. Por otra parte, en el PAS estas elasticidades "observadas" pueden hacerse consistentes con las observaciones de  $y_1$ , puesto que el caso tipo Leontief fue modelado, explícitamente, como un caso particular de su especificación.

Por supuesto, se pueden construir otros ejemplos en los que se suponga que cierto caso especial del AIDS es cierto y el PAS dé resultados insatisfactorios. Sin embargo, se pueden hacer dos consideraciones en favor de este último. Primero, este sistema es siempre congruente con el enfoque de la utilidad; no así el AIDS. La teoría del consumidor provee algunas restricciones útiles, en un contexto donde la estimación no restringida puede dar, fácilmente, resultados absurdos. Mientras no haya evidencia seria de que estas restricciones sesgan considerablemente los resultados, lo mejor que en la práctica puede hacerse es imponerlas. Segundo, aun cuando el AIDS tiene, en el caso general, más parámetros que el PAS, éste tiene más parámetros para, en ciertas condiciones, modelar las respuestas a los precios propios. Esto puede verse comparando (1.27) con la especificación del PAS para el mismo caso (dos bienes y utilidad homogénea):

$$(1.28) \quad y_1 = \beta h_1 + (1-\beta) \frac{P_1}{1+a_2 P_2},$$

(donde se hizo  $a_1=1$ , para tomar en cuenta que, en (1.23), los va-

lores de  $a_i$  están determinados sólo en términos relativos,  $a_i/a_j$ ). Por ello, se puede esperar que el PAS sea más eficiente que el AIDS para modelar elasticidades respecto del propio precio, al menos en algunos casos. Por otra parte, podría esperarse que el AIDS sea más apropiado que el PAS para modelar elasticidades cruzadas, ya que, en el caso general (más de dos bienes), hay en total más parámetros a estimar en el primero que en el segundo. Esto es, sin embargo, una ventaja más bien pequeña si, como muchos lo hacen, se supone que las respuestas cruzadas son sólo de una importancia secundaria. Más aún, si el AIDS es tan ineficiente para reflejar elasticidades respecto del propio precio, no se puede sino ser sumamente escéptico respecto de las elasticidades cruzadas resultantes.

La discusión anterior subraya lo apropiado de proponer un sistema alternativo de demanda que supere algunos de los problemas de otros sistemas, como el LES, que suponen utilidad aditiva, a pesar de la existencia de otros sistemas que supuestamente son muy flexibles, pero que imponen fuertes requerimientos de datos y que, después de todo, no son tan flexibles como parece. También, esta discusión sirve para justificar la imposición de los postulados de la teoría del consumidor, a pesar de cierta "evidencia" reciente en su contra. En la próxima sección, tanto el LES como el PAS son estimados para la economía mexicana, con el propósito de resaltar empíricamente las ventajas del segundo.

## 2. Estimación del LES y del PAS

En esta sección se discute, primero, la agregación de los datos

utilizados en el análisis. Después, se discuten aspectos relacionados con la especificación dinámica de los sistemas de demanda considerados (el LES y el PAS) y con la especificación del comportamiento de los componentes aleatorios para la estimación econométrica. En seguida, ambos sistemas son estimados y los resultados comparados.

## 2.1 Agregación de los datos.

Las cuentas nacionales de México (SPP, 1981, 1982 y 1983) incluyen datos sobre el consumo privado desagregados en lo que allí se denomina grandes divisiones. Todos los sectores productivos de la economía se hallan agrupados en 9 grandes divisiones. A su vez, la gran división 3 (manufacturas), es dividida en 9 divisiones. Puesto que el consumo proveniente de la gran división 4 (construcción) es cero, hay información para 16 agregados de consumo privado. La vivienda queda incluida en la gran división 5, que agrupa también a los servicios financieros. Sin embargo, las cuentas nacionales hoy oficiales sólo contienen información anual a partir de 1970, y el último año para el que había información al momento en que se realizaron las estimaciones es 1981. Doce años es un período muestral muy pequeño para la realización del presente ejercicio. Por ello, se usó información de las antiguas cuentas nacionales (Banco de México, 1977) y de la matriz de insumo-producto de 1960 (Banco de México, 1966) para obtener una primera aproximación del comportamiento del consumo privado por sector de origen antes de 1970. Los resultados sirvieron para extrapolar los datos de 1970 a 1981 en el período

1969-1970, eliminando la discontinuidad o salto en los datos por cambio de fuente. La necesidad de lograr consistencia con la disponibilidad de datos impuso la necesidad de agrupar el consumo privado en 14 componentes, en vez de los 16 originalmente disponibles. La definición de cada uno de estos 14 agregados es reportada en el cuadro 2.1

## 2.2 Estimación

Las ecuaciones que fueron estimadas para el LES y para el PAS, son, respectivamente:

$$(2.1) \quad y_{it} = (1-\theta)h_i \left(1 - \frac{\sum_j p_{jt} q_{jN_t}^0}{Y_t}\right) + (1-\theta) \frac{p_{it} q_{iN_t}^0}{Y_t} + \theta y_{i,t-1} + u_{it},$$

$$i=1, \dots, n$$

y

$$(2.2) \quad y_{it} = (1-\theta) \left(\beta h_i + (1-\beta) \frac{a_i p_{it}}{\sum_j a_j p_{jt}}\right) \left(1 - \frac{\sum_j p_{jt} q_{jN_t}^0}{Y_t}\right) +$$

$$+ (1-\theta) \frac{p_{it} q_{iN_t}^0}{Y_t} + \theta y_{i,t-1} + u_{it},$$

$$i=1, \dots, n,$$

donde  $t$  designa el año de la observación,  $N_t$  es un índice del tamaño de la población y  $u_{it}$  es un error aleatorio. Las ecuaciones (2.1) y (2.2) son los equivalentes estocásticos de las ecuaciones

(1.17) y (1.23), excepto por dos nuevas características ahora introducidas. En vez de  $q_k$  se usa, ahora  $q_k^0 N_t$  para permitir que los niveles de subsistencia varíen con el tamaño de la población. El parámetro  $\theta$  fué incluido para permitir rezagos en las respuestas del consumo de acuerdo a un esquema de ajuste temporal del tipo de Koyck. Note que se restringe  $\theta$  al mismo valor para todos los sectores. Permitir un coeficiente diferente por sector sería inconsistente con la restricción presupuestal (Brainard y Tobin, 1968). Un procedimiento más satisfactorio que imponer la misma  $\theta$  a todos los sectores sería el de permitir que el ajuste en cada sector dependiera de los desequilibrios en todos los demás sectores, como Brainard y Tobin proponen. Sin embargo, esto haría necesario el tener que estimar un número demasiado grande de parámetros (16x16). En la estimación de (2.1) y (2.2) se logró un ajuste mucho mayor que el que se obtiene cuando se hace  $\theta=0$ .

En cuanto a la especificación de los errores se supuso que  $V(u) = \sigma^2 I$ , aun cuando se ha argumentado que este supuesto es inconsistente en el presente contexto (Lluch et al., 1977). Puesto que la agregación implica  $i'u=0$ , no todas las covarianzas pueden ser cero. Sin embargo, el que el error en cualquier sector deba ser compensado en los otros sectores puede, en la práctica, ignorarse, en la estimación de sistemas de demanda muy desagregados. Esta es la idea implícita en la mayoría de los análisis de la demanda por un solo bien con poco peso en el consumo total. En el caso de sistemas de demanda se ha trabajado, en algunos estudios, aunque quizá no en la mayoría, con el supuesto de

que  $V(u) = \sigma^2 \Omega$ , donde  $\Omega$  es una matriz positiva semidefinida a ser estimada, pero esto sólo con sistemas muy agregados. Aun así, la convergencia del algoritmo utilizado no siempre se ha logrado y, en estos casos, los analistas se han visto forzados a suponer que  $V(u) = \sigma^2 I$ , o algo similar. En enfoques muy desagregados, como el presente, la convergencia de un algoritmo de esta naturaleza es una posibilidad muy remota, sobre todo en el PAS, debido a la gran no linealidad de la forma de las funciones. Por ello se supone que  $V(u) = \sigma^2 I$ , tanto para el LES como para el PAS. Más aun, se ha mostrado que las estimaciones de los parámetros con  $V(u) = \sigma^2 I$  son equivalentes a las que se obtienen con el supuesto de  $V(u) = \sigma^2 (I - ii'/n)$ , el que, en vista de  $i'(I - ii'/n)i = 0$ , es consistente con  $i'u = 0$  (Deaton, 1975). Esto se debe a que esta matriz de covarianzas es idempotente y, por tanto, igual a su inversa generalizada, por lo que mínimos cuadrados generalizados se obtienen minimizando  $\sum_t e_t' (I - ii'/n) e_t$ , donde  $e_t$  es el vector de residuos en  $t$  (véase Theil, 1971, p. 271); ello es equivalente a minimizar  $\sum_t e_t' e_t$ , en este caso, puesto que:

$$\begin{aligned} \sum_t e_t' (I - ii'/n) e_t &= \sum_t [(I - ii'/n) e_t]' [(I - ii'/n) e_t] \\ &= \sum_t \sum_i (e_{it} - \frac{\sum_i e_{it}}{n})^2 = \sum_t \sum_i e_{it}^2 \end{aligned}$$

donde la última igualdad se sigue de la propiedad de aditividad de los sistemas de demanda, que implica  $\sum_i e_{it} = 0$ .

Consideramos ahora la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a (2.1) y a (2.2). El caso del LES (2.1) es muy simple

y ha sido muy discutida en la literatura; por ejemplo, Intriligator (1978) discute el caso con  $\theta=0$ . El caso  $\theta \neq 0$  no impone problemas especiales. La ecuación (2.1), cuando se conocen  $q_k^0$  y  $\theta$ , es lineal en  $h_i$ ; y cuando las  $h_i$  son conocidas, la ecuación es lineal en  $(1-\theta)q_i^0$  y  $\theta$ . Por tanto, el sistema puede ser estimado iterativamente. Las estimaciones de los parámetros así obtenidas se reportan en el cuadro 2.2.

El procedimiento que se siguió para estimar el PAS es un poco más complicado, debido a la no linealidad de los términos  $a_i p_{it} / \sum_j a_j p_{jt}$  en la ecuación (2.2), así como a las restricciones (1.24). Para facilitar la exposición, consideramos primero la forma de estimar el PAS sin imponer restricciones. La ecuación se simplifica mucho usando la aproximación

$$(2.3) \quad \sum_j a_j p_{jt} = k p_t,$$

donde  $k$  es una constante y  $p_t$  es un índice de precios del consumo total. Se supone, así, que las variaciones porcentuales del precio de una canasta definida por los pesos  $a_i$  son aproximadamente iguales que las del consumo total. En general, es de esperarse que esta aproximación sea buena para sistemas muy desagregados, en la medida que dicha canasta contenga gran parte de los bienes de consumo. <sup>1/</sup> Aproximaciones similares han sido utilizadas en la estimación de otros sistemas de demanda, como el Sistema con Elasticidades de Sustitución Constantes (Sato, 1972) y el

<sup>1/</sup> Las estimaciones del PAS que se reportan más adelante dieron como resultado que el coeficiente de variación del cociente  $\sum \hat{a}_j p_{jt} / p_t$ , donde  $\hat{a}_j$  son las estimaciones de  $a_j$ , fuera sólo de 0.018.

CUADRO 2.2

Parámetros del LES<sup>1/</sup>

| i  | $(1-\theta)c_i^\circ$ | $h_i$                 |
|----|-----------------------|-----------------------|
| 1  | 22640.0<br>(13.6173)  | 0.091930<br>(22.6646) |
| 2  | 1263.63<br>(6.34417)  | 0.012438<br>(49.7639) |
| 3  | 10547.4<br>(13.2990)  | 0.061140<br>(26.0625) |
| 4  | 10711.6<br>(11.9903)  | 0.086367<br>(27.8321) |
| 5  | 20394.2<br>(14.0302)  | 0.030028<br>(9.45056) |
| 6  | 20201.3<br>(14.7058)  | 0.034160<br>(6.59433) |
| 7  | 55608.5<br>(13.7920)  | 0.230843<br>(31.5007) |
| 8  | 24357.2<br>(12.8176)  | 0.149231<br>(33.8139) |
| 9  | 3326.24<br>(11.3976)  | 0.009633<br>(5.23492) |
| 10 | 1796.91<br>(8.89563)  | 0.007211<br>(12.1226) |
| 11 | 14373.8<br>(11.6207)  | 0.119551<br>(67.0882) |
| 12 | 1480.06<br>(7.46368)  | 0.008336<br>(16.1003) |
| 13 | 14796.7<br>(10.9804)  | 0.140745<br>(39.8926) |
| 14 | 278.189<br>(11.7762)  | 0.018388<br>(11.9718) |

$$\theta = 0.473411$$

$$(12.8527)$$

---

<sup>1/</sup> Estadístico "t" en paréntesis.

AIDS (Deaton y Muellbauer, 1980).

Sustituyendo (2.3) en (2.2) se tiene:

$$(2.4) \quad y_{it} = (1-\theta) \left( \beta h_i + a_i \frac{p_{it}}{p_t} \right) \frac{(1 - \sum_j p_{jt} q_{jt}^0 N_t)}{Y_t} + \\ + (1-\theta) \frac{p_{it} q_{it}^0 N_t}{Y_t} + \theta y_{i,t-1} + u_{it}$$

$i=1, \dots, n.$

En esta última expresión, el factor  $(1-\beta)/k$  fue cancelado, haciendo uso del hecho de que en (2.2) los valores de  $a_i$  ( $i=1, \dots, n$ ) sólo están determinados en términos relativos de unos con otros. La ecuación (2.4) puede ser fácilmente estimada siguiendo un método iterativo similar al aplicado al LES. Con  $\beta h_i$  y  $a_i$  conocidas, la ecuación es lineal en  $(1-\theta)q_i^0$  y  $\theta$ , y con  $\theta$  y las  $q_i^0$  conocidas, es lineal en las  $\beta h_i$  y las  $a_i$ . Sin embargo, debido a la aproximación (2.3), (2.4) no impone aditividad de las  $y_i$  a uno. Sin embargo, cuando los valores de los parámetros estimados se sustituyen en (2.2), la aditividad queda asegurada. Pero para evitar que todo este ajuste ad hoc recayera sobre sólo una parte de la ecuación, los valores de  $\beta h_i$  y de  $a_i$  fueron modificados por una constante que hiciera que las  $y_i$  sumaran uno en el último año del período muestral. Por las razones dadas para justificar el uso de la aproximación (2.3), el ajuste debe ser muy pequeño. De hecho, sólo fue necesario ajustar  $\beta$  en menos de un quinto de un punto porcentual. Las estimaciones de los parámetros del PAS son reportadas en el cuadro 2.3.

CUADRO 2.3  
Parámetros del PAS

| i  | $(1-\theta)\alpha_i$ | $\beta_i^{2/}$                   | $a_i^{3/}$            |
|----|----------------------|----------------------------------|-----------------------|
| 1  | 26940.2<br>(15.1909) | 0.0                              | 0.084536<br>(30.8388) |
| 2  | 1658.86<br>(8.05764) | 0.008474<br>(4.32322)            | 0.004167<br>(2.55130) |
| 3  | 12628.4<br>(14.6160) | 0.058377<br>(34.2682)            | 0.0                   |
| 4  | 13339.8<br>(13.0322) | 0.086745<br>(36.8167)            | 0.0                   |
| 5  | 23933.3<br>(15.9705) | 0.031332<br>(15.2130)            | 0.0                   |
| 6  | 23922.7<br>(16.3842) | 0.0                              | 0.047772<br>(11.7763) |
| 7  | 66635.4<br>(15.2445) | 0.0                              | 0.219387<br>(47.2351) |
| 8  | 29635.3<br>(13.9901) | 0.146008<br>(46.3759)            | 0.0                   |
| 9  | 3916.64<br>(13.2637) | 0.008865<br>(6.23415)            | 0.0                   |
| 10 | 2103.55<br>(10.5399) | 0.0                              | 0.006518<br>(15.0917) |
| 11 | 18106.7<br>(12.7086) | 0.090530<br>(3.95661)            | 0.028385<br>(1.38364) |
| 12 | 1774.29<br>(9.04700) | 0.0                              | 0.007736<br>(20.9920) |
| 13 | 18898.5<br>(11.9126) | 0.144559<br>(55.3450)            | 0.0                   |
| 14 | 3879.52<br>(13.2427) | 0.0                              | 0.016293<br>(15.0772) |
|    |                      | $\theta =$ 0.396002<br>(10.8378) |                       |

- 1/ Estadísticos "t" en paréntesis, excepto para parámetros restringidos a cero.
- 2/ Estos valores son los obtenidos directamente de (6.4). En el cálculo de las elasticidades  $\beta$  se corrigió por un factor de 1.001779, por las razones dadas en el texto.
- 3/ En el PAS, sólo los valores relativos de la  $a_i$  están identificados, los valores aquí reportados son los de los coeficientes de  $P_i/P$  en (6.4).

Hasta ahora no se ha discutido cómo se impusieron las restricciones (1.24) en la obtención de estas estimaciones. Las restricciones  $b_{hi} \geq 0$  y  $a_i \geq 0$  tuvieron que ser impuestas explícitamente. Si en algún paso del proceso iterativo, ambas restricciones fueron satisfechas para cierta "i", las estimaciones respectivas fueron adoptadas para la siguiente iteración. Si alguna restricción no se cumplía, se hizo uso del hecho de que la minimización de una función estrictamente convexa <sup>1/</sup> sobre un conjunto cerrado y convexo, implica que si el mínimo se obtiene en un punto interior, éste debe obedecer las condiciones de primer orden (Lancaster, 1968). Por tanto, si el mínimo no restringido estaba fuera del conjunto viable, se estimaron los parámetros sustituyendo  $b_{hi}=0$  primero y, luego, sustituyendo  $a_i=0$ , y tomando el resultado en el que se obtenía el mínimo valor de las desviaciones al cuadrado.

### 2.3 Comparación de los resultados del LES y del PAS

Hemos argumentado, desde una perspectiva teórica, que el PAS tiene la ventaja sobre el LES de que no impone ex ante una relación cercana entre las elasticidades precio propio y las elasticidades ingreso. Las estimaciones de los parámetros para ambos Sistemas reportadas en los cuadros 2.2 y 2.3 pueden ser usadas para calcular estas elasticidades, con el propósito de evaluar tal afirmación en términos empíricos. Los cuadros 2.4 y 2.5 muestran los

<sup>1/</sup>

La función objetivo en el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios es siempre estrictamente convexa, excepto en el caso de multicolinealidad perfecta de las variables en el lado derecho de la ecuación.

## CUADRO 2.4

## Elasticidades Ingreso y Precio Propio del LES

| Mercancía | Elasticidad<br>Ingreso | Elasticidad precio propio |            |
|-----------|------------------------|---------------------------|------------|
|           |                        | No compensada             | Compensada |
| 1         | 0.841705               | -0.173666                 | -0.081736  |
| 2         | 2.926523               | -0.321502                 | -0.309064  |
| 3         | 0.905963               | -0.152099                 | -0.090959  |
| 4         | 1.437703               | -0.226834                 | -0.140467  |
| 5         | 0.364873               | -0.067875                 | -0.037847  |
| 6         | 0.306819               | -0.065850                 | -0.031690  |
| 7         | 0.881700               | -0.303365                 | -0.072522  |
| 8         | 1.244603               | -0.262464                 | -0.113233  |
| 9         | 0.544141               | -0.067262                 | -0.057629  |
| 10        | 0.709805               | -0.082569                 | -0.075358  |
| 11        | 2.007926               | -0.308604                 | -0.189053  |
| 12        | 1.114225               | -0.126496                 | -0.118160  |
| 13        | 2.142075               | -0.337547                 | -0.196829  |
| 14        | 0.798354               | -0.102193                 | -0.083805  |

## CUADRO 2.5

## Elasticidades Ingreso y Precio Propio del PAS

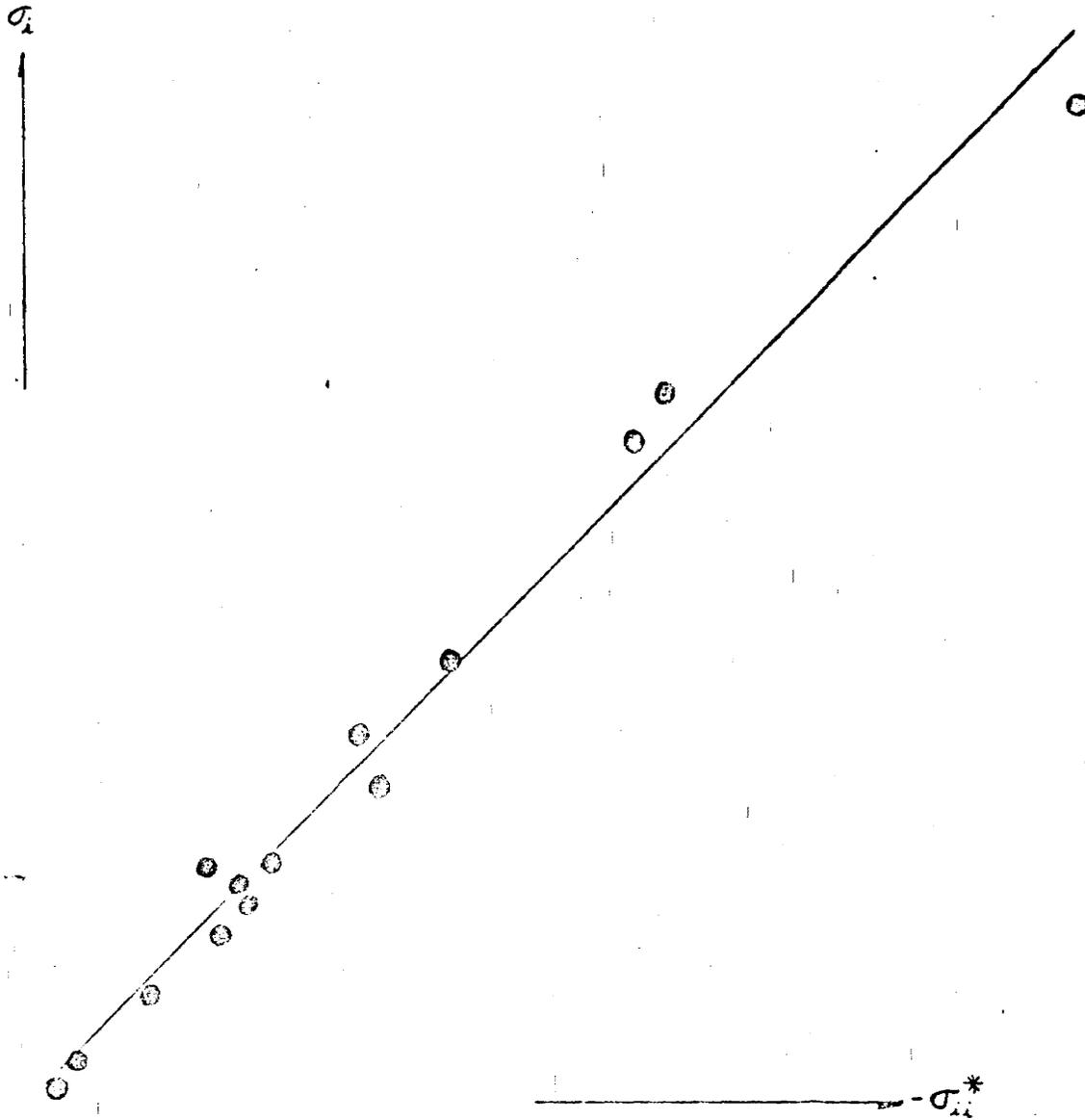
| Mercancía | Elasticidad<br>Ingreso | Elasticidad precio propio |            |
|-----------|------------------------|---------------------------|------------|
|           |                        | No compensada             | Compensada |
| 1         | 0.790746               | -0.091352                 | -0.005655  |
| 2         | 2.677331               | -0.139504                 | -0.128791  |
| 3         | 0.870061               | -0.108822                 | -0.050341  |
| 4         | 1.435464               | -0.167447                 | -0.080548  |
| 5         | 0.378877               | -0.053940                 | -0.022552  |
| 6         | 0.512267               | -0.061317                 | -0.002514  |
| 7         | 0.827657               | -0.230954                 | -0.014922  |
| 8         | 1.226580               | -0.210620                 | -0.064352  |
| 9         | 0.507838               | -0.039507                 | -0.030626  |
| 10        | 0.781283               | -0.008376                 | -0.000513  |
| 11        | 1.923531               | -0.195609                 | -0.083597  |
| 12        | 1.078307               | -0.008668                 | -0.000716  |
| 13        | 2.214096               | -0.261175                 | -0.116359  |
| 14        | 1.041200               | -0.026296                 | -0.002102  |

valores de las elasticidades ingreso, así como de las elasticidades compensadas y no compensadas respecto del precio propio. La proporcionalidad cercana entre elasticidades ingreso y precio, cuando se supone aditividad de la utilidad, como en el LES, se aprecia mejor usando las elasticidades precio compensadas. En los diagramas 2.1 y 2.2 se grafica la elasticidad ingreso con la respectiva elasticidad compensada, respecto del precio propio, para cada mercancía o sector, que resultan del LES y del PAS respectivamente. En el caso del LES la proporcionalidad es casi perfecta. En el del PAS, aun cuando se observa todavía cierta correlación, la dependencia lineal está lejos de ser muy cercana. Como ejemplo, la mercancía agregada 12, que se refiere a productos minerales no metálicos, tiene una elasticidad ingreso relativamente grande y una elasticidad precio compensada muy baja, de acuerdo al cuadro 2.5 y al diagrama 2.2.

El cuadro 2.6 muestra todas las elasticidades precio no compensadas del LES para 1981, el último año del período nustral. Como se esperaba, todas las elasticidades cruzadas en dicho cuadro son negativas, lo que significa que en este sistema todos los bienes son complementos brutos entre sí. Por otro lado, el cuadro 2.7 muestra las elasticidades precio no compensadas del PAS para el mismo año. En este caso, todos los bienes resultan ser también complementos brutos entre sí. Las elasticidades precio compensadas en 1981 para el LES y para el PAS son reportadas en los cuadros 2.8 y 2.9, respectivamente. Como se esperaba, todos los bienes son sustitutos netos en el LES. En cuanto al PAS, una flexi-

DIAGRAMA 2.1

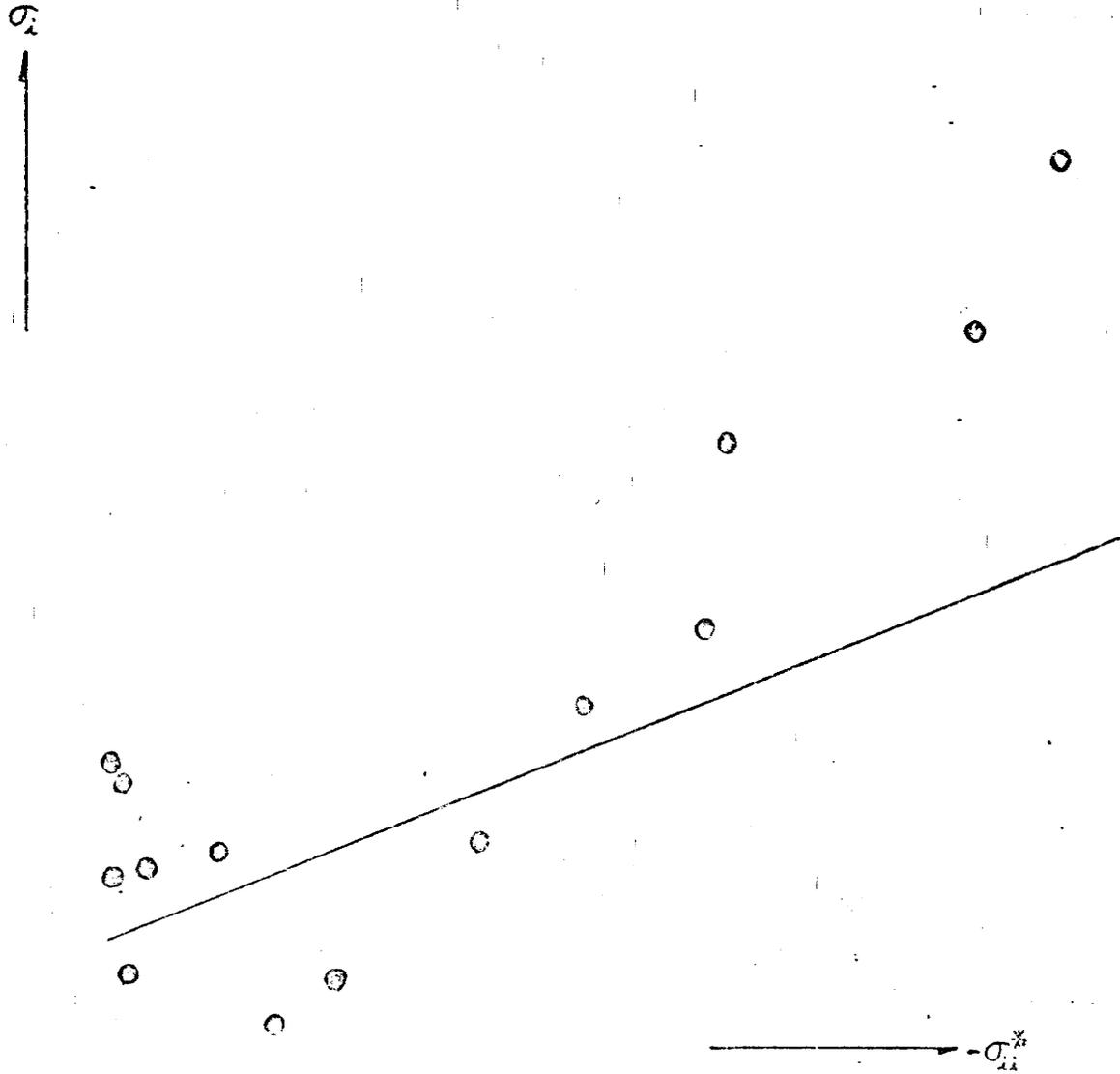
Relación entre Elasticidades Ingreso y Precio Propio en el LES



FUENTE: Cuadro 2.4

## DIAGRAMA 2.2

Relación entre Elasticidades Ingreso y Precios Propio en el PAS



FUENTE: Cuadro 2.5

CUADRO 2.6

Elasticidades Precio No Compensadas del LES  
(Primera Parte)

| $i \setminus j$ | 1         | 2         | 3         | 4         | 5         | 6         | 7         |
|-----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1               | -0.173666 | -0.002458 | -0.051300 | -0.042790 | -0.066567 | -0.090637 | -0.199593 |
| 2               | -0.290861 | -0.321502 | -0.178266 | -0.148776 | -0.231447 | -0.315137 | -0.693966 |
| 3               | -0.090042 | -0.002645 | -0.152099 | -0.046056 | -0.071649 | -0.097557 | -0.214831 |
| 4               | -0.142890 | -0.004198 | -0.087625 | -0.226834 | -0.113702 | -0.154816 | -0.340922 |
| 5               | -0.036264 | -0.001065 | -0.022238 | -0.018549 | -0.067875 | -0.039291 | -0.086522 |
| 6               | -0.030494 | -0.000896 | -0.018700 | -0.015598 | -0.024265 | -0.065850 | -0.072756 |
| 7               | -0.087630 | -0.002575 | -0.053738 | -0.044823 | -0.069730 | -0.094944 | -0.303365 |
| 8               | -0.123699 | -0.003634 | -0.075856 | -0.063272 | -0.098431 | -0.134023 | -0.295133 |
| 9               | -0.054081 | -0.001589 | -0.033164 | -0.027662 | -0.043034 | -0.058595 | -0.129032 |
| 10              | -0.070546 | -0.002073 | -0.043261 | -0.036084 | -0.056136 | -0.076434 | -0.168316 |
| 11              | -0.199564 | -0.005863 | -0.122379 | -0.102077 | -0.158799 | -0.216219 | -0.476139 |
| 12              | -0.110741 | -0.003254 | -0.067910 | -0.056644 | -0.088120 | -0.119983 | -0.264216 |
| 13              | -0.212897 | -0.006255 | -0.130555 | -0.108897 | -0.169408 | -0.230665 | -0.507950 |
| 14              | -0.079347 | -0.002331 | -0.048658 | -0.040586 | -0.063139 | -0.085969 | -0.189314 |

CUADRO 2.6

Elasticidades Precio No Compensadas del LES

(Segunda Parte)

| i \ j | 8         | 9         | 10        | 11        | 12        | 13        | 14        |
|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1     | -0.087490 | -0.014034 | -0.007902 | -0.039354 | -0.005547 | -0.042636 | -0.017731 |
| 2     | -0.304194 | -0.048794 | -0.027474 | -0.136830 | -0.019286 | -0.148240 | -0.061650 |
| 3     | -0.094169 | -0.015105 | -0.008505 | -0.042358 | -0.005970 | -0.045891 | -0.019085 |
| 4     | -0.140441 | -0.023971 | -0.013497 | -0.067220 | -0.009474 | -0.072825 | -0.030287 |
| 5     | -0.037926 | -0.006084 | -0.003425 | -0.017060 | -0.002405 | -0.018482 | -0.007686 |
| 6     | -0.031892 | -0.005116 | -0.002880 | -0.014345 | -0.002022 | -0.015542 | -0.006463 |
| 7     | -0.091647 | -0.014701 | -0.008277 | -0.041224 | -0.005810 | -0.044662 | -0.018574 |
| 8     | -0.262464 | -0.020751 | -0.011684 | -0.058191 | -0.008202 | -0.063044 | -0.026219 |
| 9     | -0.056560 | -0.067262 | -0.005108 | -0.025441 | -0.003586 | -0.027563 | -0.011463 |
| 10    | -0.073780 | -0.011835 | -0.082569 | -0.033187 | -0.004678 | -0.035954 | -0.014953 |
| 11    | -0.208712 | -0.033478 | -0.018850 | -0.308604 | -0.013232 | -0.101709 | -0.042299 |
| 12    | -0.115817 | -0.018577 | -0.010460 | -0.052096 | -0.126496 | -0.056440 | -0.023472 |
| 13    | -0.222658 | -0.035715 | -0.020110 | -0.100153 | -0.014116 | -0.337574 | -0.045125 |
| 14    | -0.082984 | -0.013311 | -0.007495 | -0.037327 | -0.005261 | -0.040440 | -0.102193 |

CUADRO 2.7

Elasticidades Precio No Compensadas del PAS  
(Primera Parte)

| $i \setminus j$ | 1         | 2         | 3         | 4         | 5         | 6         | 7         |
|-----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1               | -0.091352 | -0.002898 | -0.050308 | -0.043647 | -0.063984 | -0.094651 | -0.220649 |
| 2               | -0.282956 | -0.139504 | -0.170334 | -0.147781 | -0.216639 | -0.302394 | -0.680667 |
| 3               | -0.089710 | -0.002909 | -0.108822 | -0.048025 | -0.070402 | -0.096731 | -0.215545 |
| 4               | -0.148008 | -0.004799 | -0.091326 | -0.167447 | -0.116152 | -0.159591 | -0.355615 |
| 5               | -0.039065 | -0.001267 | -0.024105 | -0.020913 | -0.053940 | -0.042122 | -0.093361 |
| 6               | -0.059180 | -0.001878 | -0.032591 | -0.028276 | -0.041451 | -0.061317 | -0.142943 |
| 7               | -0.095618 | -0.003034 | -0.052657 | -0.045685 | -0.066972 | -0.099071 | -0.230954 |
| 8               | -0.126470 | -0.004100 | -0.078036 | -0.067704 | -0.099250 | -0.136368 | -0.303867 |
| 9               | -0.051847 | -0.001681 | -0.031991 | -0.027755 | -0.040688 | -0.055904 | -0.124570 |
| 10              | -0.090259 | -0.002864 | -0.049706 | -0.043125 | -0.063218 | -0.093518 | -0.218009 |
| 11              | -0.202878 | -0.006548 | -0.122377 | -0.106173 | -0.155644 | -0.216972 | -0.487988 |
| 12              | -0.124572 | -0.003952 | -0.068603 | -0.059519 | -0.087252 | -0.129071 | -0.300890 |
| 13              | -0.228291 | -0.007402 | -0.140863 | -0.122211 | -0.179156 | -0.246157 | -0.548509 |
| 14              | -0.120286 | -0.003816 | -0.066242 | -0.057471 | -0.084250 | -0.124630 | -0.290536 |

CUADRO 2.7

Elasticidades Precio No Compensadas del PAS  
(Segunda Parte)

| $i \backslash j$ | 8         | 9         | 10        | 11        | 12        | 13        | 14        |
|------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1                | -0.087183 | -0.013534 | -0.008477 | -0.043047 | -0.006357 | -0.044683 | -0.019971 |
| 2                | -0.295202 | -0.045825 | -0.026285 | -0.139195 | -0.019079 | -0.151288 | -0.060180 |
| 3                | -0.095933 | -0.014892 | -0.008336 | -0.044677 | -0.005992 | -0.049165 | -0.018924 |
| 4                | -0.158274 | -0.024569 | -0.013753 | -0.073710 | -0.009886 | -0.081114 | -0.031221 |
| 5                | -0.041775 | -0.006485 | -0.003630 | -0.019455 | -0.002609 | -0.021409 | -0.008241 |
| 6                | -0.056483 | -0.008768 | -0.005492 | -0.027887 | -0.004118 | -0.028947 | -0.012938 |
| 7                | -0.091259 | -0.014166 | -0.008873 | -0.045057 | -0.006654 | -0.046769 | -0.020904 |
| 8                | -0.210620 | -0.020994 | -0.011752 | -0.062984 | -0.008447 | -0.069310 | -0.026678 |
| 9                | -0.055443 | -0.039507 | -0.004818 | -0.025820 | -0.003463 | -0.028414 | -0.010937 |
| 10               | -0.086144 | -0.013372 | -0.008376 | -0.042532 | -0.006281 | -0.044148 | -0.019732 |
| 11               | -0.212089 | -0.032923 | -0.018847 | -0.195609 | -0.013669 | -0.108693 | -0.043120 |
| 12               | -0.118894 | -0.018456 | -0.011560 | -0.058071 | -0.008669 | -0.060932 | -0.027234 |
| 13               | -0.244126 | -0.037896 | -0.021213 | -0.113692 | -0.015248 | -0.261175 | -0.048157 |
| 14               | -0.114803 | -0.017821 | -0.011162 | -0.056681 | -0.008371 | -0.058835 | -0.026296 |

CUADRO 2.8

Elasticidades Precio Compensadas del LES

(Primera Parte)

| $i \setminus j$ | 1         | 2         | 3         | 4         | 5         | 6         | 7         |
|-----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1               | -0.081736 | 0.001120  | 0.005503  | 0.007774  | 0.002703  | 0.003075  | 0.020778  |
| 2               | 0.028770  | -0.309064 | 0.019134  | 0.027029  | 0.009397  | 0.010691  | 0.072244  |
| 3               | 0.008906  | 0.001205  | -0.090959 | 0.008367  | 0.002909  | 0.003309  | 0.022365  |
| 4               | 0.014134  | 0.001912  | 0.009400  | -0.140467 | 0.004617  | 0.005252  | 0.035491  |
| 5               | 0.003587  | 0.000485  | 0.002386  | 0.003370  | -0.037347 | 0.001333  | 0.009007  |
| 6               | 0.003016  | 0.000408  | 0.002006  | 0.002834  | 0.000985  | -0.031690 | 0.007574  |
| 7               | 0.008669  | 0.001173  | 0.005765  | 0.008143  | 0.002831  | 0.003221  | -0.072522 |
| 8               | 0.012235  | 0.001655  | 0.008137  | 0.011495  | 0.003997  | 0.004547  | 0.030724  |
| 9               | 0.005349  | 0.000724  | 0.003558  | 0.005026  | 0.001747  | 0.001988  | 0.013433  |
| 10              | 0.006978  | 0.000944  | 0.004641  | 0.006556  | 0.002279  | 0.002593  | 0.017522  |
| 11              | 0.019740  | 0.002671  | 0.013128  | 0.018545  | 0.006448  | 0.007335  | 0.049567  |
| 12              | 0.010954  | 0.001482  | 0.007285  | 0.010291  | 0.003578  | 0.004070  | 0.027506  |
| 13              | 0.021058  | 0.002849  | 0.014005  | 0.019784  | 0.006878  | 0.007825  | 0.052879  |
| 14              | 0.007848  | 0.001062  | 0.005220  | 0.007374  | 0.002564  | 0.002916  | 0.019708  |

CUADRO 2.8

Elasticidades Precio Compensadas del LES  
(Segunda Parte)

| $i \backslash j$ | 8         | 9         | 10        | 11        | 12        | 13        | 14        |
|------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1                | 0.013432  | 0.000867  | 0.000649  | 0.010761  | 0.000750  | 0.012668  | 0.001655  |
| 2                | 0.046703  | 0.003015  | 0.002257  | 0.037414  | 0.002609  | 0.044047  | 0.005755  |
| 3                | 0.014458  | 0.000933  | 0.000699  | 0.011582  | 0.000808  | 0.013636  | 0.001781  |
| 4                | 0.022944  | 0.001481  | 0.001109  | 0.018380  | 0.001282  | 0.021639  | 0.002827  |
| 5                | 0.005823  | 0.000376  | 0.000281  | 0.004665  | 0.000325  | 0.005492  | 0.000717  |
| 6                | 0.004896  | 0.000316  | 0.000237  | 0.003923  | 0.000274  | 0.004618  | 0.000603  |
| 7                | 0.014071  | 0.000908  | 0.000680  | 0.011272  | 0.000786  | 0.013270  | 0.001734  |
| 8                | -0.113233 | 0.001282  | 0.000960  | 0.015912  | 0.001109  | 0.018733  | 0.002447  |
| 9                | 0.008684  | -0.057629 | 0.000420  | 0.006957  | 0.000485  | 0.008190  | 0.001070  |
| 10               | 0.011327  | 0.000731  | -0.075358 | 0.009075  | 0.000633  | 0.010683  | 0.001396  |
| 11               | 0.032043  | 0.002068  | 0.001548  | -0.189053 | 0.001790  | 0.030221  | 0.003948  |
| 12               | 0.017781  | 0.001148  | 0.000859  | 0.014245  | -0.118160 | 0.016770  | 0.002191  |
| 13               | 0.034184  | 0.002207  | 0.001652  | 0.027385  | 0.001910  | -0.196829 | 0.004212  |
| 14               | 0.012741  | 0.000822  | 0.000616  | 0.010207  | 0.000712  | 0.012016  | -0.083805 |

CUADRO 2.9

Elasticidades Precio Compensadas del PAS

(Primera Parte)

| $i \setminus j$ | 1         | 2         | 3         | 4         | 5         | 6         | 7         |
|-----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1               | -0.005655 | 0.000266  | 0.002842  | 0.004223  | 0.001525  | -0.003880 | -0.014256 |
| 2               | 0.007198  | -0.128791 | 0.009622  | 0.014297  | 0.005164  | 0.004939  | 0.018145  |
| 3               | 0.004582  | 0.000573  | -0.050341 | 0.004646  | 0.001678  | 0.003144  | 0.011551  |
| 4               | 0.007560  | 0.000945  | 0.005159  | -0.080548 | 0.002769  | 0.005187  | 0.019057  |
| 5               | 0.001995  | 0.000249  | 0.001362  | 0.002023  | -0.022552 | 0.001369  | 0.005030  |
| 6               | -0.003664 | 0.000172  | 0.001841  | 0.002736  | 0.000988  | -0.002514 | -0.009235 |
| 7               | -0.005919 | 0.000278  | 0.002975  | 0.004420  | 0.001596  | -0.004062 | -0.014922 |
| 8               | 0.006460  | 0.000808  | 0.004408  | 0.006550  | 0.002366  | 0.004432  | 0.016284  |
| 9               | 0.002648  | 0.000331  | 0.001807  | 0.002685  | 0.000970  | 0.001817  | 0.006676  |
| 10              | -0.005587 | 0.000263  | 0.002808  | 0.004172  | 0.001507  | -0.003834 | -0.014085 |
| 11              | 0.005583  | 0.001148  | 0.006913  | 0.010272  | 0.003710  | 0.003831  | 0.014075  |
| 12              | -0.007712 | 0.000362  | 0.003875  | 0.005758  | 0.002080  | -0.005292 | -0.019440 |
| 13              | 0.011660  | 0.001458  | 0.007957  | 0.011824  | 0.004271  | 0.008001  | 0.029394  |
| 14              | -0.007446 | 0.000350  | 0.003742  | 0.005560  | 0.002008  | -0.005110 | -0.018771 |

CUADRO 2.9

Elasticidades Precio Compensadas del PAS

(Segunda Parte)

| $i \setminus j$ | 8         | 9         | 10        | 11        | 12        | 13        | 14        |
|-----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1               | 0.007108  | 0.000432  | -0.000519 | 0.003000  | -0.000525 | 0.007037  | -0.001597 |
| 2               | 0.024065  | 0.001461  | 0.000660  | 0.016712  | 0.000668  | 0.023827  | 0.002032  |
| 3               | 0.007221  | 0.000475  | 0.000420  | 0.005989  | 0.000425  | 0.007743  | 0.001294  |
| 4               | 0.012903  | 0.000783  | -0.000694 | 0.009881  | 0.000702  | 0.012775  | 0.002134  |
| 5               | 0.003406  | 0.000207  | 0.000183  | 0.002608  | 0.000185  | 0.003372  | 0.000563  |
| 6               | 0.004605  | 0.000280  | -0.000336 | 0.001944  | -0.000340 | 0.004559  | -0.001034 |
| 7               | 0.007440  | 0.000452  | -0.000543 | 0.003140  | -0.000549 | 0.007366  | -0.001671 |
| 8               | -0.064352 | 0.000669  | 0.000593  | 0.008443  | 0.000599  | 0.010916  | 0.001824  |
| 9               | 0.004520  | -0.030626 | 0.000243  | 0.003461  | 0.000246  | 0.004475  | 0.000748  |
| 10              | 0.007023  | 0.000426  | -0.000513 | 0.002964  | -0.000519 | 0.005953  | -0.001577 |
| 11              | 0.017290  | 0.001050  | 0.000512  | -0.083597 | 0.000518  | 0.017118  | 0.001576  |
| 12              | 0.009692  | 0.000589  | -0.000708 | 0.004091  | -0.000716 | 0.009596  | -0.002177 |
| 13              | 0.019902  | 0.001208  | 0.001070  | 0.015241  | 0.001082  | -0.116359 | 0.003292  |
| 14              | 0.009359  | 0.000568  | -0.000683 | 0.003950  | -0.000691 | 0.009266  | -0.002102 |

bilidad un tanto mayor para modelar elasticidades compensadas es lograda. El cuadro 2.9 muestra que, en este sistema, algunos bienes son complementos netos entre sí, mientras otros son sustitutos netos. Esta aparentemente mayor flexibilidad del PAS, en comparación con el LES, no debe enfatizarse demasiado, ya que, en cualquier caso, la manera como el PAS modela las elasticidades cruzadas es aún altamente insatisfactoria.

### 3. Comentarios finales.

En la sección 1 se discutió una manera simple de combinar diferentes sistemas de demanda en uno solo que, como tal, tiene una mayor flexibilidad que cualquiera de ellos para analizar el comportamiento del consumo. Este método abre la posibilidad de extender los análisis empíricos de la demanda del consumidor en múltiples direcciones. Aquí, sólo se exploró una de éstas. Es obvio, también, que algunas de las ideas del presente estudio pueden aplicarse con éxito en el análisis del comportamiento de las empresas. Otras aplicaciones de este método quedan como tareas para investigaciones futuras.

El sistema de demanda concreto aquí propuesto (el PAS), resultó ser, en la teoría y en la práctica, mucho más flexible que el LES. En especial, la proporcionalidad ex ante y casi exacta entre elasticidades ingreso y precio propio, que en el caso del LES resulta del supuesto de utilidad aditiva, fue eliminada en el caso del PAS. Sin embargo, la representación de las elasticidades cruzadas es muy insatisfactoria en ambos sistemas.

Si bien existen otros sistemas que, en principio, permiten una representación más adecuada de las respuestas cruzadas, estos sistemas imponen fuertes requerimientos de datos, son muy difíciles de estimar con mucha desagregación y no son susceptibles para imponer el requisito de que la matriz de Slutsky sea negativa semidefinida. Aun cuando este requisito teórico derivado de la teoría del consumidor individual no necesariamente se aplica a la demanda agregada, el hecho de que modelarla en una forma realmente flexible implica la estimación de un alto número de parámetros con pocas restricciones, el no imponer negatividad lleva a procedimientos de estimación que pueden dar cualquier cosa. La estimación restringida lleva, generalmente, a resultados intuitivamente más satisfactorios. Más aún, la negatividad semidefinida de la matriz de Slutsky es un requisito de muchos análisis del bienestar.

Es de subrayar, en base a los dos sistemas aquí estimados (el LES y el PAS), la gran sensibilidad de las estimaciones de las elasticidades a la forma funcional adoptada. Esta no es una característica sólo de los sistemas aquí considerados, sino de todos los existentes, incluyendo aquéllos que dependen de un gran número de parámetros. Recuérdese, por ejemplo, la discusión del AIDS en la sección 1. Esto se debe a las múltiples influencias cruzadas que deben, en principio, ser incorporadas en las ecuaciones de demanda y que ni siquiera los muy complicados y más flexibles sistemas pueden hacerlo de manera realmente satisfactoria. Esto ha llevado a muchos economistas a ser muy escépticos respecto de los análisis que requieren del conocimiento de un sistema de demanda más o menos desagregado (Tresch, 1980). Por ello, sería

una buena idea, el que, cuando se usen las estimaciones del PAS en el análisis de alguna política, los resultados se sometan a un análisis de sensibilidad, usando otro sistema; por ejemplo, el LES.

## BIBLIOGRAFIA

- Banco de México (1956), Cuadro de Insumo-Producto de México, 1960.
- \_\_\_\_\_ (1977), Estadísticas de la Oficina de Cuentas de Producción 1960-1976.
- Brainard, W.C. y J. Tobin (1968), "Pitfalls in Financial Model Building", American Economic Review, 58.
- Deaton, A. S. (1974), "A Reconsideration of the Empirical Implications of Additive Preferences", Economic Journal, 84.
- \_\_\_\_\_ (1975), Models and Projections of Demand in Post-War Britain (Londres: Chapman y Hall)
- Deaton, A.S. y J. Muellbauer (1980), "An Almost Ideal Demand System", American Economic Review, vol. 70, no. 3
- Dirección General de Estadística (1971), VI Censo Comercial.
- Geary, R.C. (1950-51), "A Note on a Constant Utility Index of the Cost of Living", Review of Economic Studies, 18
- Hicks, J.R. (1946), Value and Capital (Gran Bretaña: Oxford University Press).
- Intrilligator, M.D. (1978), Econometric Models, Techniques, and Applications (New Jersey: Prentice Hall).

- Lancaster, K. (1968), Mathematical Economics (Londres: Macmillan)
- Lluch, C., A.A. Powell y R.A. Williams (1977), Patterns in Household Demand and Saving (Nueva York: Oxford University Press)
- Sato, K. (1972), "Additive Utility Functions and Double-Log Consumer Demand Functions", Journal of Political Economy, 80.
- Secretaría de Patrimonio y Fomento Industrial (1978), La Estructura de la Oferta y la Demanda en México, 1975.
- Secretaría de Programación y Presupuesto (1981), Sistema de Cuentas Nacionales de México, V.
- \_\_\_\_\_ (1982), Sistema de Cuentas Nacionales de México 1978 - 1980, III.
- \_\_\_\_\_ (1983), Sistema de Cuentas Nacionales de México 1979 - 1981, III.
- Theil, H. (1971), Principles of Econometrics (Nueva York: John Willey and Sons).
- Tresch, R.W. (1981), Public Finance: A Normative Theory (Plano, Texas: Business Publications).

Serie Documentos de Trabajo 1984

- No. I Alberro, José Luis, "Introduction and Benefit of Technological Change under Oligopoly".
- No. II Serra-Pucho, Jaime y Ortíz, Guillermo, "A Note on the Burden of the Mexican Foreign Debt".
- No. III Bhaduri, Amit, "The Indebted Growth Process".
- No. IV Easterly, William, " Devaluation in a Dollarized Economy".
- No. V Unger, Kurt, "Las Empresas Extranjeras en el Comercio Exterior de Manufacturas Modernas en México".
- No. VI De Alba, Enrique y Yolanda Mendoza, "El Uso de Modelos Log-Lineales para el Análisis del Consumo Residencial de Energía".
- No. VII García Alba, Pascual, "Especificación de un Sistema de Demanda y su Aplicación a México".

Serie Documentos de Trabajo 1983

- No. I Bhaduri, Amit "Multimarket Classification of Unemployment".
- No. II Ize, Alain y Salas, Javier "Prices and Output in the Mexican Economy: Empirical Testing of Alternative Hypotheses".
- No. III Alberro, José Luis "Inventory Valuation, Realization Problems and Aggregate Demand".
- No. IV Sachs, Jeffrey "Theoretical Issues in International Borrowing".
- No. V Ize, Alain y Ortíz, Guillermo "Political Risk, Asset Substitution and Exchange Rate Dynamics".
- No. VI Lustig, Nora "Políticas de Consumo Alimentario: Una Comparación de los Efectos en Equilibrio Parcial y Equilibrio General".
- No. VII Seade, Jesús "Shifting Oligopolistic Equilibria: Profit-Raising Cost Increases and the Effects of Excise Tax".
- No. VIII Jarque, Carlos M. "A Clustering Procedure for the Estimation of Econometric Models with Systematic Parameter Variation".
- No. IX Nadal, Alejandro "La Construcción del Concepto de Mercancía en la Teoría Económica".
- No. X Cárdenas, Enrique "Some Issues on Mexico's Nineteenth Century Depression".
- No. XI Nadal, Alejandro "Dinero y Valor de Uso: La Noción de Riqueza en la Génesis de la Economía Política".
- No. XII Blanco, Herminio y Garber, Peter M. "Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso".

El Centro de Estudios Económicos de El Colegio de México, ha creado la serie "Documentos de Trabajo" para difundir investigaciones que contribuyen a la discusión de importantes problemas teóricos y empíricos aunque estén en versión preliminar. Con esta publicación se pretende estimular el análisis de las ideas aquí expuestas y la comunicación con sus autores. El contenido de los trabajos es responsabilidad exclusiva de los autores.

Editor: José Luis Alberro

Serie Documentos de Trabajo 1982

- No. I Ize, Alain "Disequilibrium Theories, Imperfect Competition and Income Distribution: A Fix Price Analysis"
- No. II Levy, Santiago "Un Modelo de Simulación de Precios para la Economía Mexicana"
- No. III Persky, Joseph and Tam, Mo-Yin S. "On the Theory of Optimal Convergence"
- No. IV Kehoe, Timothy J., Serra-Puche, Jaime y Solís, Leopoldo "A General Equilibrium Model of Domestic Commerce in Mexico"
- No. V Guerrero, Víctor M. "Medición de los Efectos Inflacionarios Causados por Algunas Decisiones Gubernamentales: Teoría y Aplicaciones del Análisis de Intervención"
- No. VI Gibson, Bill, Lustig, Nora and Taylor, Lance "Terms of Trade and Class Conflict in a Computable General Equilibrium Model for Mexico"
- No. VII Dávila, Enrique "The Price System in Cantillon's Feudal Mercantile Model"
- No. VIII Ize, Alain "A Dynamic Model of Financial Intermediation in a Semi-Industrialized Economy"
- No. IX Seade, Jesús "On Utilitarianism and Horizontal Equity: When is the Equality of Incomes as such Desirable?"
- No. X Cárdenas, Enrique "La Industrialización en México Durante la Gran Recesión: Política Pública y Respuesta Privada"