UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

ESCUELA NACIONAL DE ESTUDIOS PROFESIONALES
ACATLÁN

"Estimación y Comparación de Dos Sistemas de Demanda Aplicados a México"

Tesis que para obtener el Título de
Licenciado en Economía presenta

Andrés Zamudio Carrillo

1984

ÍNDICE

INTRODUCCION

La estimación de funciones de demanda agregadas cobra importancia para países que, como México, han mantenido un ritmo más o menos sostenido de crecimiento económico; el cual lleva consigo tanto cambios en los métodos de producción, como cambios en la estructura de la producción.

Estos cambios en la estructura de la producción se explica por los cambios que se dan en la importancia relativa de los bienes que se producen; así se ve que ciertos artículos muestran, en el transcurso del crecimiento económico, un mayor dinamismo que otros; lo cual se puede explicar tanto por razones de tipo productivo, como por cambios en la estructura de la demanda.

Entonces, para efectos de planificación, tiene importancia el poder decir que artículos se van a demandar relativamente más o menos, cuando el ingreso aumenta. Si el Producto Interno Bruto esta creciendo constantemente nos gustaría saber que repercusiones tiene este hecho sobre la estructura de la demanda agregada, para así poder planear el crecimiento de la capacidad productiva de los bienes cuya demanda cambia más.

Se debe tener en cuenta que, además del ingreso, los precios de los bienes repercuten sobre la estructura de la demanda. Este factor, los precios, ha sido generalmente despreciado en cuantos a su importancia sobre la estructura de la demanda, siendo que, en algunos casos, sólo se le ha dado importancia al ingreso. Sin embargo, la experiencia actual de cambios en los precios relativos, principalmente de petróleo y sus derivados, y su efecto sobre la composición de la demanda (por ejemplo de automóviles y varias materias sintéticas), han venido a señalar que las modificaciones en los precios relativos no pueden considerarse como despreciables, y que deben tomarse en cuenta, además del ingreso, para efectos de planeación (se puede ver la importancia de los precios relativos sobre la composición de la demanda, en las experiencias recientes que ha tenido México en devaluaciones, las cuales han encarecido los artículos importados en relación a los nacionales, y ha provocado un cambio en la demanda bastante significativo, lo cual se puede apreciar claramente en la zona fronteriza con Estados Unidos). En relación a la importancia de los precios relativos para explicar la demanda se tiene lo siguiente: "A un nivel empírico la importancia de los precios depende tanto de las estimaciones numéricas de las elasticidades como de los movimientos observados o probables en los precios relativos. El movimiento sustancial en los precios relativos del consumo en los últimos años, sugiere un gran papel para los efectos de precios en los modelos de desarrollo"1/

Entonces, dada la importancia que tiene los cambios en la estructura de la demanda sobre la composición de la producción, y dada la importancia que tienen las modificaciones en el ingreso y los precios relativos sobre la estructura de la demanda, se planteó la necesidad de estimar una función de demanda agregada.

Sin embargo, la estimación de funciones de demanda presenta muchos problemas, y muchos recaen, a mi modo de ver, en el hecho de que se debe dar siempre una estructura apriori a las funciones de demanda a estimar para obtener las ecuaciones.

Se debe dé dar una especificación a las funciones de demanda, de modo que sea consistente con cierta teoría o cierta información; ya que sería poco correcto el plantear di-

1/ Lluch, C., Powell, A. y Williams, R. (1977), pag. 2

ferentes ecuaciones, por ejemplo lineales, multiplicativas, inversas, semilogaritmicas o doble logaritmicas, luego estimar estas ecuaciones y escoger la que de el mejor ajuste, y entonces decir que la demanda se comporta de acuerdo a esta ecuación. Esto sería poco correcto puesto que siempre queda abierta la posibilidad de que alguna ecuación no ensayada de todavía un mejor ajuste, lo que implicaría que esta ecuación nos de la relación verdadera. De hecho el que una cierta ecuación de el mejor ajuste, no necesariamente implica el que sea la mejor relación, ya que en este buen ajuste pueden estar ocultos algunos factores que no se tomaron en cuenta en la especificación, los cuales pudieron provocar que por casualidad, y daba la muestra que se escogió, esa ecuación diera el mejor ajuste.

En la presentación de las ecuaciones o el modelo a estimar, se puede también pensar en que deben de ser consistentes con alguna teoría por ejemplo de la mayor uso la teoría tradicional o neoclásica del consumidor. Sin embargo las especificaciones de los sistemas de demanda derivados, o consistentes, con la teoría del consumidor, siguen teniendo los mismo problemas: se debe dar una especificación, y al darla se está suponiendo implícita o explícitamente una cierta estructura a las funciones de demanda, de modo que los resultados obtenidos estarán en función de esos supuestos.

En este trabajo lo que se hace es una estimación y comparación de dos especificaciones del Sistemas de demanda, las cuales son consistentes con la teoría traidicional del consumidor, con la idea de ver qué tanto influye el que se tenga un sistema concreto y no otro en cuanto a los resultados de las elasticidades.

Los sistemas de demanda que se escogieron son el Sistema de Gasto Lineal y el Sistema casi Ideal de Demanda. El primero porque es, tal vez, el que más se ha utilizado en la estimación, dada su sencillez. Y el otro porque es uno de los últimos sistemas de demanda propuestos, el cual, se plantea, es tan flexible que casi no impone restricciones apriori sobre los valores de las elasticidades.

El Sistema de Gasto Lineal impone ciertas restricciones ex-ante sobre las elasticidades , por lo que se espera una cierta proporcionalidad entre las elasticidades ingreso y las elasticidades precio propio normales, lo cual se ha señalado como un problema que tienen los sistemas de demanda derivados de utilidad aditiva (lo cual se verá más ampliamente para el caso del Sistema de Gasto Lineal). Este sistema tiene otros problemas, los cuales se explicarán de manera más amplia en el primer capítulo, y consisten principalmente en que, en general, todo los bienes resultan inelásticos (el valor de las elasticidades calculadas resulta ser, en términos absolutos , menores a la unidad), se tiene que los bienes son complementos brutos (efecto total y sustitutos netos (efecto sustitución sólamente).

En cuanto al Sistema casi Ideal de Demanda se tiene que, aunque es derivado a partir de la teoría del consumidor, puede dar resultados contrarios a ésta (este fue el caso de la estimación que hicieron Deaton y Muellbauer[1/] para Inglaterra con este Sistema de Demanda, la cual dió que la elasticidad de precio propia compensada del combustible fuera positiva, lo cual está en contradicción con la teoría del consumidor), situación

1/ Deaton, A y Muellbauer , J. (1980a)

que se puede deber a que no se imponen las suficientes condiciones (cosa que sí sucede con el Sistema de Gasto Lineal) en la especificación del Sistema, situación que es reconocida por los mismos autores [1/]; sin embargo, dado el mayor número de parámetros a estimar, en relación al anterior Sistema, se esperaría una mayor flexibilidad en las elasticidades en comparación con el otro.

* * *

Para la estimación se utilizó el procedimiento de los mínimos cuadrados ordinarios, lo que nos da estimadores que, aunque insesgados, no son de varianza mínima (de ésto se hablará más tarde).

En esta estimación se utilizó la información de las "Cuentas Nacionales de México", publicadas por la Secretaría de Programación y Presupuesto[2/] y el Banco de México. De éstas fuentes se tomó la información que sobre consumo privado se reporta. Así la estimación se hizo con base en datos sobre consumo agregado o nacional, y no con base en datos sobre consumo familiar.

Como se explica en el añexo, la estimación se llevó a cabo para cinco sectores, delimitando cada uno de éstos de acuerdo al tipo de consumo que representan. Los sectores que se consideraron se definieron como: Sector Primario, Alimentos Procesados, Manufacturas Tradicionales (excluyendo alimentos), Manufacturas Modernas y Servicios.

1/ Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980a).

2/ Véase el Anexo para una discución más detallada de cómo se trabajó la información.

El presente trabajo se divide en cuatro partes. En la primer parte, que es el capítulo I, se hace la presentación y estimación del Sistema de Gasto lineal. En el capítulo II se hace lo correspondiente para el Sistema casi ideal de Demanda. En el capítulo III se hace una comparación de los resultados de éstos sistemas. Y, finalmente, en la última parte se presenta un resumen y conclusiones del presente trabajo.

CAPITULO I

SISTEMA DE GASTO LINEAL

Los primeros Sistemas de Demanda que se estimaban consistían en una sóla ecuación en función de diferentes variables, como el precio propio, el ingreso y los precios de bienes relacionados, y la ecuación a estimar era del tipo doble logarítmica, esto es, tomar las variables en logaritmos en ambos lados de la ecuación, para de este modo interpretar a los coeficientes de las variables como elasticidades (en este caso de funciones de demanda se tendrían las elasticidades de la demanda de cierto bien con respecto a su propio precio, o al ingreso, etc.). El estimar las funciones de demanda para diferentes bienes ecuación por ecuación creaba ciertos problemas. Por un lado al no haber relación entre una estimación y la otra, se producían inconsistencias (en relación a la teoría del consumidor) en cuanto a la simetría que deben tener los efectos cruzados; esto es, el cambio en la cantidad demandada para un bien i cuando cambia el precio del bien j, considerando sólamente el efecto sustitución (cuando se le compensa al individuo), debería ser igual al cambio en la cantidad demandada del bien j cuando cambia el precio del bien i, y este resultado no siempre se producía. Por otro lado, estas estimaciones separadas podrían dar lugar a que no se cumpliera con la propiedad de suma o adición (adding-up), esto es, que la suma del gasto hecha en todos los bienes, precio por cantidad, no fuera igual al ingreso o gasto total; lo cual da lugar a estimaciones incorrectas, por ejemplo Deaton dice "Si ningún intento es hecho para satisfacer la propiedad de suma, es posible hacer una elección más o menos pragmática de cual variable explicativa da el mejor ajuste" 1/.

Entonces, para evitar esta arbitrariedad en la elección de las variables explicativas (con tal de que den el mejor ajuste), y para relacionar las estimaciones de una ecuación con otra, de modo que cumplan conciertas condiciones de simetría y consistencia, se planteó la necesidad de sustituir las estimaciones ecuación por ecuación por un método que abarque la totalidad de las funciones, es decir, que se realice una estimación conjunta que abarque el sistema de ecuaciones.

1.1 Presentación teórica del Sistema de Gasto Lineal.

De los primeros Sistemas de Demanda propuestos con el anterior fin está el Sistema de Gasto Lineal (SGL), que es conocido en la Literatura Inglesa como Linear Expenditure System, y fué propuesto por Stone en 1954.

Este sistema ha sido, quizá, el más utilizado en la aplicación a sistemas de demanda, hecho que se puede deber a dos causas principales. La primera está en relación a ser el SGL de los primeros en plantear una estimación conjunta. Y la otra (tal vez la más importante), a la facilidad con que se puede estimar; si se tienen n sectores sólo se requieren de 2n parámetros a estimar (esto a su vez trae consigo sus problemas, como se verá después), aunque de éstos 2n parámetros sólo (2n-1)

1/ Deaton, A. (1980), pag. 61.

son independientes, como se verá después.

El SGL se puede ver como el resultado de la maximización de la utilidad sujeta a la restricción habitual de que la suma del gasto en todos los bienes sea igual al ingreso, siendo que la utilidad a maximizar sea la conocida función de utilidad Stone-Geary 1/

$$U = (X_1 - b_1)^{\beta_1} \cdot (X_2 - b_2)^{\beta_2} \cdot\cdot (X_n - b_n)^{\beta_n} \qquad (1.1)$$

donde U = utilidad en forma ordinal,

X_i = cantidad consumida del bien i,

b_i = parámetro que desplaza el origen de esta función de utilidad (así se puede ver a esta función de utilidad Stone-Geary como una función tipo Cobb-Douglas desplazada del origen), aunque también se le pueden interpretar como el nivel de consumo mínimo más abajo del cual no quedaría definida la función de utilidad, o sea como un nivel de subsistencia,

β_i = parámetro que representa el efecto que tiene el bien i sobre la utilidad o demanda.

Aquí no se requiere que las b's sean todas positivas para que la función esté bien definida, pero sí que para cada bien $b_i \leq X_i$ 2/ ; también se requiere, para que se cumpla la propiedad de suma, que

$$\sum_{i=1}^{n} \beta_i = 1 \qquad (1.2)$$

y esta es la razón por la cual se tienen sólo (2n-1) paráme-

1/ Véase Layard, P. y Walters, A. (1978).

2/ Véase Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980b).

tros independientes, ya que sólo se tienen que estimar n parámetros de subsistencia (b's) y (n-1) betas (la última se deduce por diferencia).

Entonces para que la función de utilidad esté bien definida de modo que cumpla con la teoría del consumidor, esto es, sea una función cuasi-cóncava y la matriz de Slutsky sea simétrica y negativa semidefinida, sólo se requiere que 1/

$$b_i \leq x_i \quad , \quad \beta_i > 0 \quad , \quad \forall \; i = 1, \ldots, n$$

$$\sum_{i=1}^{n} \beta_i = 1$$

Como U es ordinal, cualquier transformación monótona creciente la seguirá representando. Tomando logaritmos naturales de ambos lados de (1.1) queda,

$$U' = \log(U) = \sum_{i=1}^{n} \beta_i \log(X_i - b_i) \tag{1.3}$$

donde U' representa a U (representa a las mismas preferencias)

Las condiciones de primer orden para la maximización de (1.3) sujeta a la restricción habitual de que

$$\sum_{i=1}^{n} P_i X_i = Y \tag{1.4}$$

(donde Y = ingreso o gasto total), implican que,

$$\frac{\beta_i}{(X_i - b_i)} = \lambda P_i \qquad \forall \quad i = 1, \ldots, n \tag{1.5}$$

$$Y = \sum_{i=1}^{n} P_i X_i \tag{1.6}$$

1/ Véase Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980b).

De (1.5) se tiene que $X_iP_i = b_iP_i + \beta_i/\lambda$ (1.7), sustituyendo en (1.6)

$$Y = \sum_{i=1}^{n}(b_iP_i + \beta_i/\lambda) = \sum_{i=1}^{n}P_ib_i + \frac{1}{\lambda}\sum_{i=1}^{n}\beta_i$$

$$Y = \sum_{i=1}^{n}P_ib_i + \frac{1}{\lambda} \qquad (1.8)$$

dado (1.2). Pero de (1.5) se tiene que

$\frac{1}{\lambda} = \frac{(X_i - b_i)P_i}{\beta_i}$ y sustituyendo en (1.8)

$Y = \sum_{j=1}^{n} P_jb_j + \frac{1}{\beta_i}(X_i - b_i)P_i$ de donde

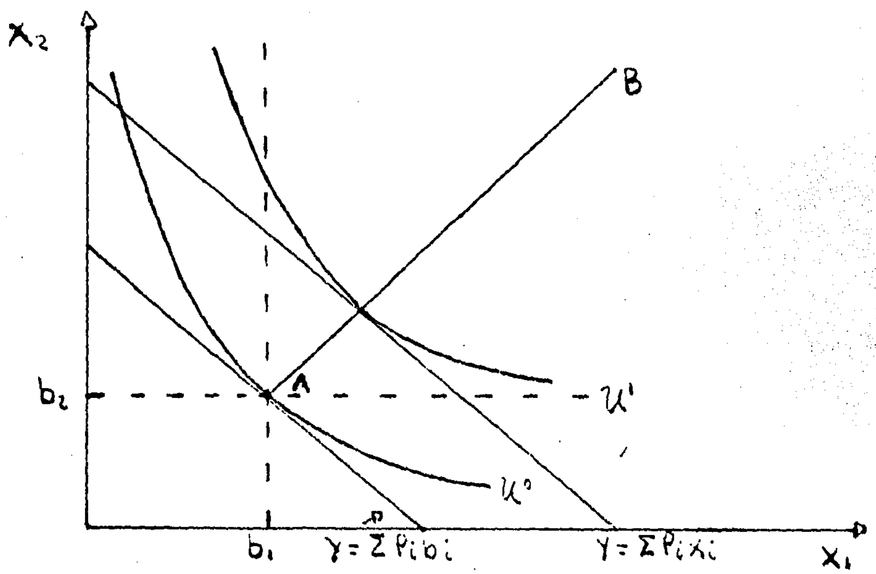
$$P_iX_i = P_ib_i + \beta_i\left(Y - \sum_{j=1}^{n} P_jb_j\right) \qquad (1.9)$$

Aquí tenemos la ecuación clásica del SGL. En ella el gasto en el bien i, precio por cantidad, es igual al gasto que se hace para el consumo de subsistencia, o sea, la cantidad de subsistencia reflejada en el parámetro b_i por su precio P_i, más una proporción siempre fija, reflejada en el parámetro β_i, del llamado ingreso supernumerario. Este ingreso supernumerario es el ingreso sobrante una vez satisfechos los requerimientos de subsistencia para los n bienes, o sea,

$$S = Y - \sum_{i=1}^{n} P_ib_i \qquad (1.10)$$

el cual debe ser asignado al consumo de los n bienes, pero en una proporción fija (β_i).

La linearidad de (1.9) implica una ruta de expansión (cuando aumenta el ingreso a precios constantes) que es una línea recta, por ejemplo se tiene que la derivada parcial de X_i con respecto al ingreso el igual a β_i/P_i que es constante, puesto que β_i es un parámetro y P_i permanece constante en la ruta de expansión; sin embargo esta ruta no parte del origen como sería en cualquier función homotética, sino del punto donde $Y = \sum_{i=1}^{n} p_i b_i$, es por esto que se dice que el SGL es una función Cobb-Douglas desplazada del origen. Gráficamente esto se puede ver para el caso de dos sectores como:



La ruta de expansión AB es una línea recta que no parte del origen O, sino del origen desplazado A. Las funciones de utilidad son las mismas que en una Cobb-Douglas, pero sólamente están definidas para niveles de consumo de las mercancías mayores o iguales que el nivel de subsistencia $(X_i \geq b_i)$; por ejemplo en el punto A la utilidad es cero.

1.2 Problemas asociados al SGL.

El Sistema de Gasto Lineal tiene asociados muchos problemas teóricos, por lo cual ha sido muy criticado.

Por ejemplo, el hecho de que la función de utilidad sea aditiva (cuando menos la transformación logarítmica que se hizo de la función de utilidad Stone-Geary) da lugar a que la utilidad marginal de un bien sea independiente del nivel de consumo de los otros bienes.

La aditividad de las funciones de demanda (que puede ser el caso del SGL o cualquiera otra función de demanda aditiva) produce dos efectos principales 1/ . Por un lado se tiene una pobre estimación de los efectos cruzados, que se verá patente para el caso del SGL. Y si este hecho pudiera despreciarse, dada la poca importancia que se le da a los efectos cruzados, sí en cambio presenta problemas de proporcionalidad entre las elasticidades ingreso y las elasticidades precio propias, lo cual opina Deaton resulta ser algo muy restrictivo, pues pueden existir bienes con una alta elasticidad ingreso y una baja elasticidad precio. Esta proporcionalidad se puede demostrar, siguiendo a Deaton (1974), del siguiente modo:

se tiene la utilidad $U(X) = \sum_{k=1}^{n} U_k(X_k)$ (2.1)

donde U es utilidad, X es un vector de n mercancías, U_k es la utilidad que sólo está en función del bien X_k .
Las condiciones de primer orden para la maximización son,

1/ Para esto y la demostración se sigue a Deaton, A. (1974).

$\frac{\partial U_k}{\partial X_k} = \lambda P_k$ y tomando logaritmos naturales:

$$\log U_i' = \log\lambda + \log P_i \qquad (2.2)$$

donde U_i' es la derivada de la utilidad U_i con respecto a su único argumento, X_i. Diferenciando (2.2) con respecto a logY (Y es el ingreso),

$$\frac{\partial \log U_i'}{\partial \log Y} = \frac{\partial \log\lambda}{\partial \log Y} \Rightarrow \frac{\partial \log U_i'}{\partial \log X_i} \cdot \frac{\partial \log X_i}{\partial \log Y} = \frac{\partial \log\lambda}{\partial \log Y} = \omega \qquad (2.3)$$

y con respecto a $\log P_j$,

$$\frac{\partial \log U_i'}{\partial \log X_i} \cdot \frac{\partial \log X_i}{\partial \log P_j} = \frac{\partial \log\lambda}{\partial \log P_j} + \delta_{ij} \qquad (2.4)$$

donde δ_{ij} es la delta de Kroeneker, igual a uno si i = j y cero en cualquier otro caso, y ω es un índice de flexibilidad de la utilidad marginal del ingreso. De (2.3) se tiene que

$\frac{\partial \log U_i'}{\partial \log X_i} = \omega e_i$, y de (2.4) que

$$\frac{\partial \log U_i'}{\partial \log X_i} = \left(\frac{\partial \log\lambda}{\partial \log P_j} + \delta_{ij} \right) \cdot 1/e_{ij},$$

con e_i siendo la elasticidad ingreso del bien i, y e_{ij} la elasticidad precio cruzada (no compensada) del bien i con respecto al precio del bien j. Igualándolas se tiene que,

$$\omega\, e_{ij} = e_i \cdot \left(\frac{\partial \log\lambda}{\partial \log P_j} + \delta_{ij} \right) \qquad (2.5)$$

multiplicando por $W_i = \frac{X_i P_i}{Y}$, y sumando sobre las i's

$$\omega \sum_{i=1}^{n} W_i e_{ij} = \sum_{i=1}^{n} e_i W_i \cdot \frac{\partial \log\lambda}{\partial \log P_j} + \sum_{i=1}^{n} e_i W_i\, \delta_{ij}$$

se llega a

$$- \omega W_j = \frac{\partial \log \lambda}{\partial \log P_j} + e_j W_j \tag{2.6}$$

utilizando las propiedades provenientes de la restricción presupuestal, consistentes en:

$$\sum_{i=1}^{n} e_i W_i = 1 \quad \text{y} \quad \sum_{i=1}^{n} W_i e_{ij} + W_j = 0,$$

sustituyendo (2.6) en (2.5),

$$e_{ij} = \phi e_i \delta_{ij} - e_i W_j (1 + \phi e_j) \tag{2.7}$$

con $\phi = 1/\omega$. Aquí se dice que W_j es del orden de 1/n (bastante pequeño si se tienen modelos muy desagregados donde n es muy grande), y teniendo en cuenta que ϕ es negativo, lo que produce que $(1 + \phi e_j)$ tiendan a eliminarse, entonces $W_j(1 + \phi e_j)$ va a ser muy pequeño, por lo que aproximadamente será cierto que $e_{ii} = \phi e_i$, la elasticidad precio propia será proporcional a su elasticidad ingreso. Y por las mismas razones e_{ij} será, en términos absolutos, muy pequeña.

Este desarrollo es válido para cualquier función de utilidad aditiva, pero para el caso específico del SGL se tienen otros problemas.

Para ver éstos problemas es conveniente escribir las fórmulas de las elasticidades para el caso del SGL:

$$e_i = \beta_i / W_i \tag{2.8}$$

$$e_{ii} = \frac{b_i}{X_i}(1 - \beta_i) - 1 \tag{2.9}$$

$$e_{ij} = \frac{P_j \beta_i (-b_j)}{P_i X_i} \qquad (2.10)$$

$$e^*_i = \frac{(X_i - b_i)(\beta_i - 1)}{X_i} \qquad (2.11)$$

$$e^*_{ij} = \frac{P_j \beta_i (X_j - b_j)}{P_i X_i} \qquad (2.12)$$

donde el arsterisco significa elasticidades compensadas. Las elasticidades no compensadas (sin el arsterisco) se obtuvieron al aplicar la definición de elasticidad a la ecuación del SGL (1.9), y las elasticidades compensadas utilizando la propiedad proveniente de la ecuación de Slutsky,

$$e^*_{ij} = e_{ij} + W_j e_i \; .$$

A partir de (2.8) se puede ver que no existen bienes inferiores en el SGL; esto es, no es posible que $e_j < 0$, porque β_i es positivo y menor a uno y $W_i = \frac{P_i X_i}{Y}$ (proporción del gasto en el bien i en relación al gasto total) también lo es, por lo tanto e_i tendrá que ser positivo.

De (2.9) se puede ver que la elasticidad precio propia (no compensada) es negativa y menor a uno en términos absolutos (no existen en el SGL bienes elásticos en relación al precio, aunque en relación al ingreso sí pueden haber), esto porque como $b_i < X_i$, entonces b_i/X_i será menor a uno, $(1 - \beta_i)$ también es un número menor a uno, porque $0 < \beta_i < 1$, entonces $(b_i/X_i)(1 - \beta_i)$ será todavía menor a uno, y al restar la unidad se tiene que $-1 < e_{ii} < 0$.

De (2.10) se ve que los bienes son complementos brutos (efecto total) porque siempre e_{ij} es negativo; esto se ve en que P_j, β_i, P_i, X_i y b_j son todos positivos, y al estar multiplicados por un signo menos da el resultado anteriormente dicho. Además como b_j, el nivel de consumo de subsistencia, es generalmente bastante menor a cualquier X_i, y está multiplicado por un número menor a la unidad (β_i), se tiene que $-1 < e_{ij} < 0$.

De (2.11) se puede ver, por razones similares que la elasticidad precio propia compensada está entre cero y menos uno.

Y de (2.12) se puede ver que los bienes son sustitutos netos, esto es, la elasticidad precio cruzada pero compensada (efecto sustitución exclusivamente) es positiva pero menor a la unidad.

Estos efectos cruzados serían los esperados si uno examinara la ecuación (1.9)

$$P_i X_i = P_i b_i + \beta_i (Y - \sum_{j=1}^{n} P_j b_j) \qquad (1.9)$$

donde el gasto en el bien i es una función lineal del ingreso supernumerario, si éste aumenta entonces se incrementa $P_i X_i$ por el coeficiente β_i. Entonces si aumenta el precio del bien j, los gastos por consumo de subsistencia se incrementarán en $\Delta P_j b_j$, lo cual reduce el ingreso supernumerario por ese mismo monto, y reduce por lo tanto el gasto en el bien i en $\beta_i \Delta P_j b_j$, por lo que el efecto cruzado total es siempre negativo.

Al tomarse en cuenta exclusivamente al efecto sustitución se tiene que el efecto total es siempre positivo para las relaciones cruzadas; pues al incrementarse el precio del bien j, la compensación que se hace es del orden de $\Delta P_j X_j$, mientras que el incremento en los gastos que se hace en consumo de subsistencia es del orden de $\Delta P_j b_j$, por lo que el efecto neto sobre el ingreso supernumerario es

$\Delta S = \Delta P_j (X_j - b_j)$, y como X_j es mayor a b_j, entonces ΔS es positivo por lo que el gasto en el bien i aumenta, dado que β_i es positivo.

1.3 Método de Estimación.

La ecuación del SGL (1.9) es una ecuación no lineal en los parámetros betas y b's, por lo cual no se podría utilizar mínimos cuadrados ordinarios; sin embargo se puede hacer uso del hecho de que (1.9) es lineal en las betas una vez dadas las b's, y lineal en éstas últimas una vez dadas las betas; de modo que se podría realizar una estimación por mínimos cuadrados ordinarios de una manera iterativa 1/.

Así, dando unos valores iniciales para las b's (que en el programa implementado los valores iniciales fueron de cero) se estimarían las betas a partir de

$P_i X_i - P_i b_i = \beta_i (y - \sum_{j=1}^{n} P_j b_j)$, lo cual se haría ecuación por ecuación, dado que β_i sólo aparece en la ecuación i,

1/ Véase por ejemplo Goldberger, A. y Gamaletsos, T. (1970), así como Lluch, L., Powell, A., Williams, R. (1977), que plantean esta situación.

de este modo se obtendrían unas estimaciones para las n betas. Y una vez obtenidas estas betas se procedería a estimar los niveles de subsistencia, o sea, las b's. Sin embargo aquí se presenta el hecho de que las b's aparecen en todas las ecuaciones con lo que no es posible estimarlas ecuación por ecuación como se hace con las betas, por lo que, para estimarlas, se requiere de hacer una estimación conjunta, esto es, que abarque todas las ecuaciones. En este caso se tendrían que agrupar a las variables que contengan los mismos coeficientes, y utilizar la información de todas las ecuaciones y hacer una estimación como si fuera una sóla ecuación.

Por ejemplo para el sector 1 tenemos en el lado izquierdo a las observaciones y parámetros conocidos (las betas para esta iteración son conocidas), y en la derecha están las variables con los parámetros a estimar. Por ejemplo, $P_1X_1 - \beta_1 Y = (P_1 - \beta_1 P_1)b_1 - \ldots - (\beta_1 P_n)b_n$. De esta primer ecuación tenemos m observaciones, si la unimos con la ecuación 2, que también tiene los mismos parámetros a estimar b_1, $b_2, \ldots, b_n$ (pero sólo que multiplicados por unas variables ajustadas por la beta del sector dos) y que también tiene m observaciones, obtendríamos un total de (2m) observaciones para estimar las b's; pero si unimos las n ecuaciones, se obtendrían un total de mxn observaciones.

Una ve·· hechas las estimaciones para las n b's, se toman éstas como datos y se vuelven a estimar las betas; y con estas nuevas betas se vuelve a hacer otra estimación para las b's, y así sucesivamente hasta que la diferencia en la suma de errores al cuadrado de la estimación conjunta, entre una iteración y otra, sea menor al 1% (algo similar al método de Cochrane-

Orcutt para autocorrelación).

De hecho esta estimación implica escoger las betas y b's que minimicen la suma de errores al cuadrado a travéz de todas las observaciones y a travéz de todas las ecuaciones, o sea se trata de minimizar, $\sum_{t=1}^{m} \sum_{i=1}^{n} e_{it}^{2}$ (t es el índice de tiempo).

Como se sabe los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios son estimadores insesgados de los verdaderos parámetros, además de ser de mínima varianza 1/, si se cumple con

$$E(\mu) = 0 \quad (3.1)$$

$$E(\mu, \mu') = \sigma^{2} I \quad (3.2)$$

(de hecho también se requiere que las variables explicativas estén dadas, o sea, no sean aleatorias).

La ecuación (3.2) plantea una doble hipótesis, homocedásticidad y no autocorrelación de errores. Suponiendo que se cumple el supuesto de homocedásticidad, y que no existe autocorrelación serial de errcr aún es posible, y de hecho en este caso se da, que se de una autocorrelación contemporánea de errores; es decir, los errores no están correlacionados entre un período y otro, pero sí entre una ecuación y otra para un período u observación dada. Por ejemplo de (1.9) se tiene que

$$P_{it}X_{it} = P_{it}b_{i} + \beta_{i}(Y_{t} - \sum_{j=1}^{n} P_{jt}b_{j}) + \mu_{it}$$

sumando sobre las i's,

1/ Véase Johnston, J. (1979).

$$\sum_{i=1}^{n} P_{it}X_{it} = \sum_{i=1}^{n} P_{it}b_{it} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i(Y_t - \sum_{j=1}^{n} P_{jt}b_j) + \sum_{i=1}^{n} \mu_{it}$$

como $\sum_{i=1}^{n} \beta_i = 1$ (de hecho esta es la condición necesaria para que se cumpla la propiedad de adición),

$$\sum_{i=1}^{n} P_{it}X_{it} - \sum_{i=1}^{n} P_{it}b_i = Y_t - \sum_{j=1}^{n} P_{jt}b_j + \sum_{i=1}^{n} \mu_{it}$$

esto implica que $\sum_{i=1}^{n} \mu_{it} = 0$ (3.3)

es decir, implicaría que una $\mu_{kt} = -\sum_{i=1}^{n-1} \mu_{it}$, con lo cual los errores, para una observación dada, no son independientes, pues deben satisfacer la ecuación (3.3). De este modo se tendría que

$$E(\mu_t, \mu_s') = \begin{cases} \Omega & \text{para } t=s \\ 0 & \text{para } t\neq s \end{cases} \qquad (3.4)$$

donde Ω (matríz de varianzas y covarianzas de los errores para un mismo período) tiene la propiedad de que

$$\Omega\, i = 0 \qquad (3.5)$$

con i como un vector de n "unos", y 0 como un vector de n "ceros". Esto es así porque se debe cumplir con la condición (3.3); esto implica que la matríz omega, de varianzas y covarianzas de los errores, es singular.

En esta situación se tiene que los estimadores minimocuadráticos de las betas y b's siguen siendo insesgados, si se cumple con (3.1), pero ya no son los estimadores de mínima varianza 1/, es decir no son eficientes.

Bajo esta situación se podría pensar en que los estimadores por mínimos cuadrados ordinarios son sólo una aproximación, pues aunque no son eficientes siguen siendo insesgados, por ejemplo Goldberger y Gamaletsos dicen "En cualquier caso,

1/ Véase Johnston, J. (1979).

nuestro estudio (refiriéndose a una aplicación del SGL) no aprovecha estas herramientas desarrolladas recientemente y usa el criterio simple de los mínimos cuadrados. Nosotros debemos apelar al hecho de que el olvido de la matriz de covarianzas de los errores reduce la eficiencia de nuestros estimadores, pero no distorsiona sus valores esperados" 1/.

De hecho esta es la idea que se siguió en este trabajo al utilizar mínimos cuadrados ordinarios.

Para el caso del Sistema Casi Ideal de Demanda, que tiene el mismo problema en la matriz de covarianzas de los errores que el SGL, los autores de este Sistema casi Ideal de Demanda suponen cierta estructura de los errores, y al hacerlo llegan a que los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios son los mismos que los de mínimos cuadrados generalizados.

Por ejemplo Deaton y Muellbauer (1980a) suponen que

$$\mathrm{Var}(\mu_t) = \sigma^2(I - ii'/n) = \sigma^2 V \tag{3.6}$$

donde I es la matriz identidad de dimensión n, y $i = (1, \ldots, 1)$.

La matriz V en (3.6) cumple con $Vi = 0$, como se requiere en (3.5). Es simétrica, lo cual se puede ver transponiéndola; y es una matriz idempotente, esto es $VV = V$.

En este caso que se conoce a V es posible utilizar el método de mínimos cuadrados generalizados, pero claro para el caso en que la matriz de covarianzas de los errores es singular, pues en este caso tenemos que se debe cumplir (3.5) lo que im-

1/ Goldberger, A. y Gamaletsos, R. (1970).

plica dependencia lineal en las columnas o renglones de la matriz V.

Las estimaciones por mínimos cuadrados generalizados implican que la suma de errores al cuadrado a minimizar sea

$$\sum_{t=1}^{m} \sum_{i=1}^{n} v_{it}^2 = \sum_{t=1}^{m} v_t' v_t = \sum_{t=1}^{m} e_t' V^+ e_t \quad \text{1/} \qquad (3.7)$$

donde v_t es un vector de residuos del método de mínimos cuadrados generalizados para el período t, e_t es el vector de residuos del método de mínimos cuadrados ordinarios para el período t, y V^+ es la inversa generalizada de V.

Ahora, en este caso en que la matriz V está definida por (3.6); sabemos que V es una matriz idempotente y simétrica, y es, por lo tanto, igual a su inversa generalizada. O sea, (3.7) implica que se trata de minimizar,

$$\sum_{t=1}^{m} e_t'(I - ii'/n)e_t = \sum_{t=1}^{m} \sum_{i=1}^{n} (e_{it} - \bar{e}_t)^2 \qquad (3.8)$$

donde $\bar{e}_t = \sum_{i=1}^{n} e_{it}/n$; pero como $\sum_{i=1}^{n} e_{it} = 0$, dado (3.3), entonces (3.8) queda como

$\sum_{t=1}^{m} \sum_{i=1}^{n} (e_{it})^2$ que es el criterio de mínimos cuadrados ordinarios.

1/ Véase Theil, H. (1971), pag. 268-277.

Por último, ya más en relación a la estimación que se hizo, se tiene que en vez de considerar a los niveles de subsistencia (b's) como constantes a lo largo de la muestra, de 1960 a 1981, se le ajustó para permitir que variasen con el nivel de la población, de modo que la ecuación del SGL a estimar quedó como,

$$P_i X_i = P_i b_i POB + \beta_i (Y - \sum_{j=1}^{n} P_j b_j POB) \qquad (3.9)$$

donde $b_{it} = b_i POB_t$, y POB es el índice de población para toda la muestra.

1.4 Resultados.

Después de utilizar el método de mínimos cuadrados ordinarios a (1.9) durante 30 iteraciones, que fué en el punto en que la suma de errores al cuadrado de la estimación conjunta (las b's) dejó de disminuir en menos de 1%, se llegaron a los siguientes resultados.

En el cuadro 1.1 se reportan los coeficientes estimados, así como sus estadísticas t y Durbin-Watson (para los coeficientes b's no se reportó el estadístico Durbin-Watson ya que, para la estimación de éstos coeficientes, se utilizaron series de tiempo mezcladas con series de corte transversal, pues la estimación se hizo de manera conjunta, y cuando existen series se corte transversal el estadístico Durbin-Watson pierde sentido). Como se puede apreciar todos los coeficientes betas son muy significativos(el punto crítico sería un valor de t cercano a 2), y para todos se tienen valores positivos de las betas.

En relación a los niveles de subsistencia se ve que todos son significativos, a excepción del coeficiente del sector cuatro. Como se ve tanto el nivel absoluto del coeficiente de subsistencia del sector cuatro, como su estadístico t son los menores de todos, y esto se podría explicar por el hecho de que el sector cuatro es un sector de bienes de lujo o no muy necesarios, pues incluye artículos como automóbiles, aparatos eléctricos y electrónicos, y por esta razón no cabría esperar un nivel de consumo de subsistencia de éstos bienes.

Por último en los cuadros 1.2, 1.3 y 1.4 se presentan las estimaciones de las elasticidades ingreso, precio y precio compensadas, de las cuales se hablará posteriormente.

CUADRO 1.1

Parámetros del SGL

i	Betas	t	D-W
1	.0855482	83.198	1.2389
2	.252752	100.553	.4551
3	.164852	110.586	.9087
4	.192307	163.446	1.0177
5	.304541	126.855	.6917

i	b's	t
1	18 947.6	16.1086
2	38 201.8	11.7154
3	7 279.41	3.17009
4	2 536.24	1.0025
5	36 211.1	8.41807

CUADRO 1.2

Variables ajustadas y elasticidades para el SGL

1981

i	X's	W's	Elasticidad ingreso.
1	66 408.931	.1086165	.7876169
2	174 525.58	.2772812	.9115367
3	86 158.514	.1418377	1.1622579
4	111 244.17	.1505527	1.27734
5	180 983.73	.3217118	.9466267

Promedio de la Muestra

i	X's	W's	Elasticidad ingreso.
1	50 175.223	.1130498	.7567302
2	124 414.3	.283336	.8765884
3	62 209.074	.1374534	1.1993301
4	69 381.654	.1439449	1.3359765
5	140 400.24	.3172161	.9600427

CUADRO 1.3

Elasticidades precio no compensadas para el SGL (1981).

i j	1	2	3	4	5
1	-.631237	-.0675646	-.0133402	-.003821	-.0716544
2	-.0399261	-.768821	-.0154391	-.0044222	-.0829282
3	-.0509079	-.0997026	-.9002713	-.0056385	-.1057379
4	-.0559486	-.1095748	-.0216349	-.9739734	-.1162076
5	-.0414631	-.081205	-.0160335	-.0045924	-.8033325

Elasticidades precio compensadas para el SGL (1981).

i j	1	2	3	4	5
1	-.5456888	.1508268	.0983736	.1147569	.1817313
2	.0590818	-.516069	.1138512	.1328121	.2103239
3	.0753325	.2225697	-.7354193	.1693426	.2681742
4	.0827916	.2446076	.1595401	-.7816664	.2947278
5	.0613562	.1812768	.1182339	.1379248	-.4987915

CUADRO 1.4

Elasticidades precio no compensadas para el SGL (Promedio)

i j	1	2	3	4	5
1	-.5805158	-.0813848	-.0147853	-.004837	-.0752073
2	-.0454591	-.7212799	-.0171271	-.0056031	-.0871194
3	-.0621961	-.1289856	-.8812876	-.007666	-.119195
4	-.0692825	-.1436816	-.0261028	-.9641341	-.1327755
5	-.0497869	-.1032507	-.0187577	-.0061365	-.782111

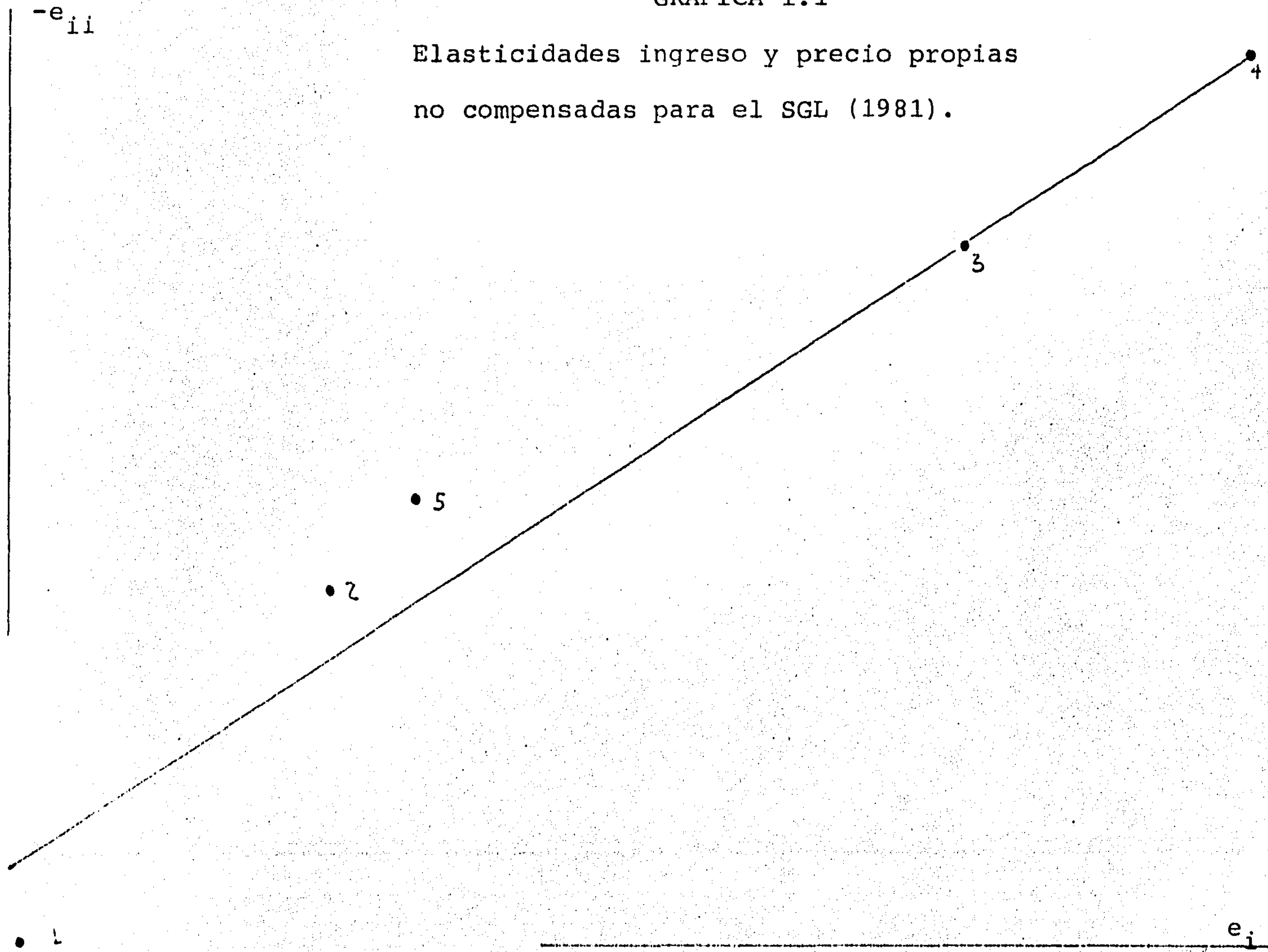
Elasticidades precio compensadas para el SGL (Promedio)

i j	1	2	3	4	5
1	-.4949676	.1368078	.0892298	.1040905	.1648397
2	.053639	-.4685279	.103363	.1205773	.1909486
3	.0733879	.2168244	-.7164356	.1649715	.2612518
4	.0817494	.2415285	.1575317	-.7718271	.2910178
5	.0587457	.1735642	.1132034	.1320568	-.47757

GRAFICA 1.1

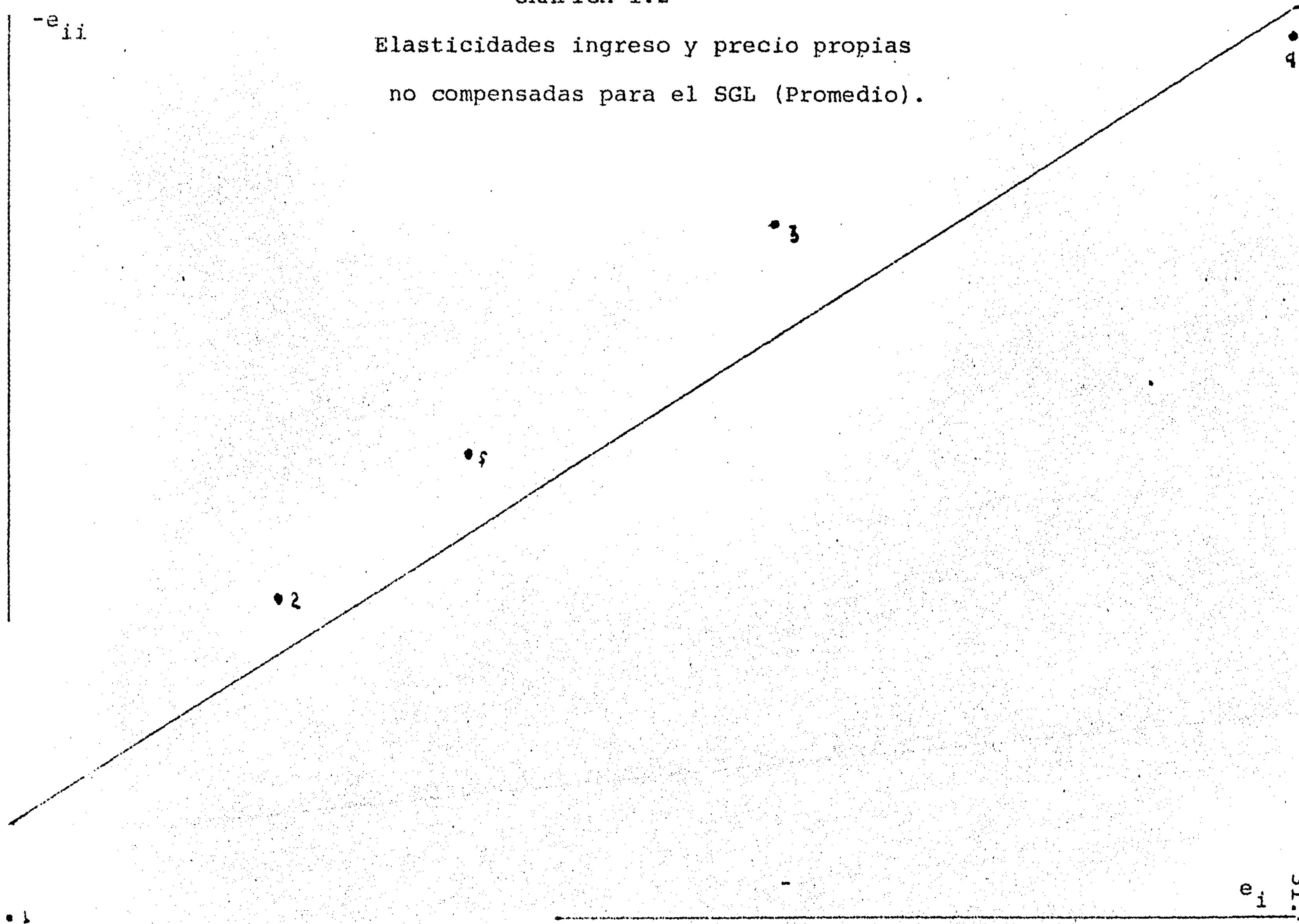
Elasticidades ingreso y precio propias

no compensadas para el SGL (1981).



GRAFICA 1.2

Elasticidades ingreso y precio propias no compensadas para el SGL (Promedio).



CAPITULO II

SISTEMA CASI IDEAL DE DEMANDA

Con la idea de hacer estimaciones de funciones de demanda de manera conjunta, tal como se hace con el Sistema de Gasto Lineal, pero con el propósito de evitar las restricciones que los sistemas derivados de utilidad aditiva generan, se han ido proponiendo diferentes especificaciones de modo que permitan una mayor flexibilidad en las elasticidades; de acuerdo a esto se han propuesto sistemas como el Modelo de Rotterdam, el modelo translogarítmico, etc. Siguiendo esta idea uno de los últimos modelos que se han propuesto es el Sistema Casi Ideal de Demanda [1/] (en la Literatura inglesa Almost Ideal Demand System).

2.1 Especificación teórica.

El Sistema Casi Ideal de Demanda (SCID) es derivado, como muchos otros sistemas, a partir de la función de costo (el mínimo costo para obtener un nivel de utilidad dado a unos precios dados). Dada una forma funcional para la función costo [1/]

1/ Véase Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980a).

se llega a la ecuación característica del SCID,

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log P_j + \beta_i \log(X/P) \qquad (1.1)$$

donde $\log P = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \log P_k + 1/2 \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} \log P_j \log P_k$ (1.2)

donde la demanda del bien i está en forma de proporción del gasto, o sea precio por cantidad sobre gasto total o ingreso $(=W_i)$,

$\log P_i$ = logaritmo natural del precio del bien i,

X = gasto total,

α's, β's y γ's son parámetros a estimar. Las restricciones que deben tener los parámetros son:

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0 \qquad (1.3)$$

$$\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} = 0 \qquad (1.4)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \qquad (1.5)$$

Dado que la suma del gasto en todas las mercancías debe ser igual al ingreso (propiedad de suma o adición), las restricciones representadas por (1.3) se satisfacen automáticamente; en este caso, en que las demandas están en forma de proporción del gasto, el hecho de que $\sum_{i=1}^{n} W_i = 1$ hace que se cumpla (1.3).

Para ver esto hay que sumar (1.1) sobre las i's:

$$W_i = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i + \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log P_j + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \log(X/P)$$

como $\sum_{i=1}^{n} W_i = 1$, y utilizando (1.3)

$$1 = 1 + \sum_{j=1}^{n} \log P_j \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} + \log(X/P) \sum_{i=1}^{n} \beta_i \qquad (1.6)$$

porque logX y logP no cambian con las i's, entonces la ecuación (1.6)se cumple dado (1.3).

La restricción (1.4), o más bien su imposicón, producen la homogeneidad; esto es, una de las propiedades de las funciones de demanda ordinarias es que son funciones homogéneas de grado cero en precios e ingreso, es decir, si aumentan los precios y el ingerso en la misma proporción la cantidad demanda no se verá afectada. Para ver esto hay que seguir dos pasos, por un lado veremos cómo se afecta el logP, la ecuación (1.2), para después, utilizando esta información, ver cómo se afecta la ecuación global (1.1).

De (1.2) se tiene,

$$\log P = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \log P_k + 1/2 \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} \log P_j \log P_k$$

multiplicando todos los precios por el factor λ se tiene,

$$\log P^* = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \log(P_k \lambda) + 1/2 \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} \log(P_k \lambda) \log(P_j \lambda)$$

$$\log P^* = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \log P_k + \log(\lambda) \sum_{k=1}^{n} \alpha_k +$$

$$1/2 + \sum_{k=1}^{n} \log(P_k \lambda) \left(\sum_{j=1}^{n} \gamma_{jk} \log P_j + \log \lambda \sum_{j=1}^{n} \gamma_{jk} \right)$$

como $\sum_{k=1}^{n} \alpha_k = 1$ dado (1.3) y $\sum_{j=1}^{n} \gamma_{jk} = 0$, se tiene que,

$$\log P^* = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \log P_k + \log(\lambda) +$$

$$+ 1/2 \sum_{j=1}^{n} \log P_j \left(\sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} \log P_k + \log \lambda \sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} \right)$$

y dado que $\sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} = 0$ por (1.4) se llega a,

$$\log P^* = \log P + \log(\lambda) = \log(P \cdot \lambda) \tag{1.7}$$

haciendo lo mismo para (1.1) y utilizando (1.7),

$$W_i^* = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log(P_j \cdot \lambda) + \beta_i \log(X\lambda/P\lambda)$$

$$W_i^* = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log P_j + \log(\lambda) \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} + \beta_i \log(X/P)$$

utilizando la condición (1.4),

$W_i^* = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log P_j + \beta_i \log(X/P)$ que es (1.1), por lo tanto $W_i^* = W_i$; entonces (1.3) y (1.4) bastan para que se tenga una función homogénea de grado cero en precios e ingreso 1/.

Por último la ecuación (1.5) lo que impone es simetría en los efectos cruzados compensados, entonces se tiene que la matriz de Slutsky es simétrica.

2.2 Problemas asociados al SCID.

El SCID definido por (1.1) y (1.2) es tan flexible que casi no impone restricciones en las elasticidades precio o ingreso, o sea permite una gran flexibilidad a estas. De alguna manera esto se refleja en el mayor número de parámetros a

1/ Aunque (1.3) se satisface automáticamente.

estimar, sobre todo en comparación con el anterior Sistema de Gsato Lineal; por ejemplo en el SGL se tenían que estimar (2n-1) parámetros, mientras que en el SCID se tienen que estimar para el caso sin simetría pero homogéneo, del que después se hablará, $(n-1)(n+1) = n^2 - 1$ parámetros (n-1 alfas, n-1 betas y n-1 por n-1 gamas), y para el caso con simetría $2(n-1) + n(n-1)/2$ parámetros, donde $2(n-1)$ son de las alfas y betas y $n(n-1)/2$ de las gamas.

Este mayor número de parámetros a estimar puede lograr una mayor flexibilidad en los efectos, tanto cruzados como propios, sin embargo tiene el problema de presentar serias dificultades de estimación cuando se hacen estudios muy desagregados, puesto que el número de parámetros a estimar crece de manera considerable al aumentar el número de sectores, y si no se puede conseguir más información se va ha tener problemas con los grados de libertad.

A pesar de la mayor flexibilidad que tiene el SCID, presenta además el problema de que puede dar resultados (en relación a las elasticidades precio propias compensadas, que según la teoría del consumidor siempre deben ser negativas) contrarios a lo que marca la teoría del consumidor; y esto porque los parámetros no tienen las restricciones necesarias como para que no arrojen tales resultados, por ejemplo, Deaton y Muellbauer dicen, "Como es cierto para otras formas funcionales flexibles, negatividad no puede ser asegurada por ninguna restricción sobre sólo los parámetros" 1/.

1/ Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980a), pag. 316.

Esta mayor flexibilidad que tiene el SCID se puede ver con las siguientes fórmulas para elasticidades:

$$e_{ii} = \left[\gamma_{ii} - \beta_i \left\{ \alpha_i + 1/2 \sum_{k=1}^{n} \gamma_{ki} \log P_k + \right. \right.$$

$$\left. \left. + 1/2 \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log P_j \right\} \right] \cdot 1/W_i -1$$

$$e^{s}_{ii} = \left[\gamma_{ii} - \beta_i \left\{ \alpha_i + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{ki} \log P_k \right\} \right] \cdot 1/W_i -1$$

donde la s denota que se trata del caso con simetría,

$$e_{ij} = \left\{ \gamma_{ij} - \beta_i (\alpha_j + 1/2 \sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} \log P_k + \right.$$

$$\left. + 1/2 \sum_{k=1}^{n} \gamma_{kj} \log P_k) \right\} \cdot 1/W_i$$

$$e^{s}_{ij} = \left\{ \gamma_{ij} - \beta_i (\alpha_j + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} \log P_k) \cdot 1/W_i \right.$$

$$e^{*}_{ii} = \left\{ \gamma_{ii} - \beta_i (\alpha_i + 1/2 \sum_{k=1}^{n} \gamma_{ki} \log P_k + \right.$$

$$\left. + 1/2 \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log P_j) - W_i \right\} 1/W_i + \beta_i + W_i$$

$$e^{*s}_{ii} = \left\{ \gamma_{ii} - \beta_i (\alpha_i + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{ki} \log P_k) - W_i \right\} \cdot 1/W_i + \beta_i + W_i$$

$$e^{*}_{ij} = 1/W_i \left\{ \gamma_{ij} - \beta_i (\alpha_j + 1/2 \sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} \log P_k + \right.$$

$$\left. + 1/2 \sum_{k=1}^{n} \gamma_{kj} \log P_k) + W_j (\beta_i + W_i) \right\}$$

$$e^{*s}_{ij} = 1/W_i \cdot \left\{ \gamma_{ij} - \beta_i \left(\alpha_j + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} \log P_k \right) + W_j \left(\beta_i + W_i \right) \right\}$$

2.3 Método de estimación.

Al igual como lo hicieron Deaton y Muellbauer en su artículo(1980a), se hicieron las estimaciones de los parámetros y las elasticidades para tres casos del SCID: primeramente para el caso no homogéneo y sin simetría (sólo se cumple la restricción 1.3); segundo, cuando hay homogeneidad pero no simetría, es decir, sólamente no se cumple la restricción (1.5); y tercero, cuando se tiene homogeneidad y simetría, es decir cuando se cumplen (1.3), (1.4) y (1.5).

Para estimar los dos primeros casos tenemos, de las ecuaciones (1.1) y (1.2):

$$W_i = (\alpha_i - \beta_i \alpha_0) + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log P_j + \beta_i (\log X - \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \log P_k - 1/2 \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} \log P_j \log P_k \qquad (3.1)$$

Esta ecuación es no lineal en los parámetros, sin embargo para los dos primeros casos, o sea el no homogéneo y el homogéneo, se hace lo siguiente. El último término de (3.1), es decir,

$$\sum_{k=1}^{n} \alpha_k \log P_k + 1/2 \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \gamma_{jk} \log P_j \log P_k \qquad (3.2)$$

se puede interpretar como el logaritmo de un índice general de precios; siguiendo la misma idea de los autores se puede sustituir la anterior expresión por el logaritmo de algún índice general de precios. Para este trabajo se utilizó el mismo criterio de los autores de definir el índice general de precios como el índice de precios de Stone (propuesto por este autor en 1953), el cual es un promedio ponderado de todos los precios, siendo los ponderadores las proporciones de gasto, es decir,

$$\log P^* = \sum_{i=1}^{n} W_i \log P_i \quad . \tag{3.3}$$

Utilizando (3.3) como una aproximación de (3.2) en (3.1), se llega a la siguiente expresión,

$$W_i = (\alpha_i - \beta_i \log \phi) + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log P_j + \beta_i \log(X/P^*), \tag{3.4}$$

donde el coeficiente ϕ viene de que $P \cong \phi P^*$.

De este modo la ecuación a estimar (3.4) es una ecuación lineal en los parámetros, y que, cuando no se impone la condición de simetría, no envuelve restricciones en los prámetros a travéz de las ecuaciones, de modo que la estimación se puede hacer ecuación por ecuación.

Para el caso no homogéneo y sin simetría se tiene que, utilizando (3.4), se tienen que estimar (n + 2) parámetros; n gamas, una beta y una constante. Esta constante en (3.4) se interpreta como $\alpha_i - \beta_i \log\phi$ y que le podemos llamar como a_i. Como se dijo antes, para este caso se hace una estimación ecuación por ecuación, pues no se tienen restricciones en los parámetros a travéz de las ecuaciones.

La aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a (3.4) da por resultado la estimación de los coeficientes α's, γ's y a's; sin embargo, para poder calcular las elasticidades hace falta calcular primeramente las alfas, y no se tienen éstas sino las a's, pero es posible obtener las alfas a partir de éstas estimaciones de las a's, pues éstas se definieron como,

$a_i = \alpha_i - \beta_i \log \emptyset = \alpha_i - \beta_i(\log P - \log P^*)$, lo que implica que,

$$\alpha_i = a_i + \beta_i(\log P - \log P^*) \ . \qquad (3.5)$$

Como $\log P = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \log P_k + 1/2 \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \gamma_{kj} \log P_k \log P_j$,

sustituyendo (3.5) da,

$$\log P = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} a_k \log P_k + \log P \sum_{k=1}^{n} \beta_k \log P_k -$$

$$- \log P^* \sum_{k=1}^{n} \beta_k \log P_k + 1/2 \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \gamma_{kj} \log P_k \log P_j,$$

y despejando LogP,

$$\log P = \frac{1}{1 - \sum_{k=1}^{n} \beta_k \log P_k} \Big\{ \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} a_k \log P_k - \log P^* \sum_{k=1}^{n} \beta_k \log P_k$$

$$+ 1/2 \sum_{k=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \gamma_{kj} \log P_k \log P_j \Big\} \qquad (3.6)$$

Aquí tenemos a logP como una función de variables (logaritmos de precios) y parámetros conocidos o ya estimados por el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios, a excepción del parámetro α_0. Si se puede estimar logP entonces se pueden calcular los valores para las alfas a partir de la ecuación (3.5) y esto es suficiente para poder calcular los valores de las elasticidades (las cuales se presentarán más tarde).

Como se ve lo único que falta para poder estimar logP y con éste los parámetros alfas necesarios para calcular las elasticidades, es el parámetro α_0. Este coeficiente de alguna manera está incluido en la estimación de las constantes a's, a travéz del término log($\emptyset$).

Para la estimación de este coeficiente se siguió el procedimiento empleado por Deaton y Muellbauer, el cual consistió en dar un valor apriori a α_0 en vez de estimarlo por programa 1/.

Utilizando las ecuaciones (1.1) y (1.2), pero considerando al período base (en este trabajo el año base es 1970); en el cual los precios de todos los bienes son uno, y por lo tanto el logaritmo de los precios es cero, se tendrá,

$$W_{i,0} = \alpha_i + \beta_i(\log X_0 - \alpha_0), \qquad (3.7)$$

donde al igual que en el caso del SGL, se puede pensar en α_0 como el logaritmo de un nivel de subsistencia del ingreso, pero en el año base, arriba del cual la proporción del gasto aumenta en el coeficiente β_i; si $\log X_0 = \alpha_0$, la proporción de gasto

1/ Se intentó hacer la estimación de este coeficiente por programa, lo cual sólo es posible cuando se hace la estimación conjunta, pero no fué posible dado que el programa no iteraba, por lo cual se optó por dar un valor apriori para todos los casos.

es constante e igual a α_i.

Para estimar a α_0, considerándolo como un nivel de subsistencia para el año de 1970, se utilizó los resultados que, sobre estudios para México, obtuvieron Lluch y otros 1/; se utilizaron estos resultados porque los autores aplicaron El Sistema de Gasto Lineal Extendido, el cual da por resultados niveles de subsistencia para diferentes bienes y para diferentes estratos de la población (El Sistema de Gasto Lineal Extendido sólo se diferencía del SGL en que permite el consumo futuro). En base e estos resultados se llegó a una estimación del nivel de subsistencia para el nivel de precios de 1970, para el nivel de población de ese mismo año, pero no considerando ingreso percápita, sino el ingreso de subsistencia para el total de población de aquel entonces, el es de 12.446072 (es el logaritmo del nivel de subsistencia, el cual se utilizó en la estimación de los tres casos del SCID).

Para el segundo caso en la estimación, en el cual se tiene homogeneidad de grado cero en precios e ingreso, se sigue un procedimiento similar al anterior. Al igual que el caso no homogéneo, al todavía no imponerse restricciones de simetría entre los coeficientes gama, la estimación puede hacerse ecuación por ecuación, puesto que los parámetros que aparecen en una ecuación ya no se repiten en otra (siempre y cuando se siga utilizando la aproximación logP*, pues de otra manera en cada una de las n ecuaciones se tendrían todos los parámetros gama, y éstos están incluidos en el logP, el cual está incluido en

1/ Lluch, L., Powell, A., Williams, R. (1977).

todas las ecuaciones). De modo que se estimaría una ecuación del tipo (3.4).

La diferencia entre el caso homogéneo y el que no lo es, es, como ya se dijo, la introducción de la restricción (1.4), $\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} = 0$; esta restricción se puede introducir de la siguiente manera. A partir de (3.4) se tiene,

$$W_i = a_i + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_{ij} \log P_j + \gamma_{in} \log P_n + \beta_i \log(X/P^*),$$

donde $a_i = \alpha_i - \beta_i \log(\phi)$; como se tiene que, a partir de (1.4), $\gamma_{in} = -\sum_{j=1}^{n-1} \gamma_{ij}$, y sustituyendo se llega a,

$$W_i = a_i + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_{ij} (\log P_j - \log P_n) + \beta_i \log(X/P^*),$$ y si se define

$\log P_k^* = \log P_k - \log P_n$, para toda $k \neq n$, se tiene que,

$$W_i = a_i + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_{ij} \log P_j^* + \beta_i \log(X/P^*). \tag{3.8}$$

Aplicando mínimos cuadrados a esta ecuación, se llega e estimaciones para una constante (a_i), una beta y (n - 1) gamas, siendo que ahora sólo se tienen n variables explicativas y no (n + 1) como en el caso no homogéneo; esto porque se introdujo la restricción (1.4), y es a travéz de esta restricción como se obtiene la "enésima" gama.

Al igual que en el caso anterior, para calcular las elasticidades se requieren, además de los parámetros ya estimados, los coeficientes alfas, no las a's que aparecen en (3.8). Para calcular los valores de las alfas se utiliza el mismo procedimiento que en el caso anterior, o sea, primeramente calculando el logP, y a partir de esto, los valores de los coeficientes alfas.

Por último, para el tercer caso, dado que se tienen que satisfacer todas las restricciones, pero especialmente la restricción (1.5), que indica $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$, se requiere de una estimación conjunta; pues, por ejemplo, al haber simetría, el parámetro $\gamma_{12} = \gamma_{21}$, con lo cual γ_{12} aparece tanto en la ecuación uno como en la ecuación dos, y lo mismo se puede decir del parámtero γ_{1n} , etc.

En este caso se tiene que utilizar la expresión de logP y no su aproximación como antes (el índice de precios de Stone), de modo que la ecuación a estimar es,

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log P_j + \beta_i (X - \alpha_0 - \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \log P_k - 1/2 \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} \gamma_{kj} \log P_k \log P_j \qquad (3.9)$$

donde se tiene un Sistema no lineal en los parámetros.

Al igual que en el SGL, esta nolinearidad en los parámetros se puede solucionar al hacer estimaciones por mínimos cuadrados de manera iterativa; pues (3.9) es lineal en las γ's y α's dadas las β's, y lineal en las β's dadas las γ's y α's 1/.

1/ Vease Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980a), pag. 316.

De este modo se tiene una estimación conjunta, la cual se va a hacer de un modo iterativo, asignando valores iniciales para las β's se pueden estimar las γ's y las α's, y una vez estimadas éstas se vuelven a estimar las β's. El único problema aquí sería el parámetro α_0, sin embargo se sustituyó el mismo valor estimado para los casos homogéneo y no homogéneo.

Por ejemplo, si tenemos como dadas las betas, la estimación de (3.9), de acuerdo con las restricciones (1.3), (1.4) y (1.5), se debe hacer del siguiente modo,

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_{ij} \log P_j + \gamma_{in} \log P_n + \beta_i (X - \alpha_0 - \sum_{k=1}^{n-1} \alpha_k \log P_k - \alpha_n \log P_n - 1/2 \sum_{k=1}^{n} \log P_k (\sum_{j=1}^{n-1} \gamma_{kj} \log P_j + \gamma_{kn} \log P_n)$$

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_{ij} (\log P_j - \log P_n) + \beta_i (X - \alpha_0 - \sum_{k=1}^{n-1} \alpha_k (\log P_k - \log P_n) - \log P_n - 1/2 \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{k=1}^{n-1} \gamma_{kj} (\log P_j - \log P_n)(\log P_k - \log P_n),$$

aplicando las restricciones anteriormente dichas (por ahora no se ha aplicado la condición $\sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0$). Si se define

$\log P_k^* = \log P_k - \log P_n$, para $k \neq n$, se tendría,

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_{ij}\log P_j^* + \beta_i(X - \alpha_0 - \sum_{k=1}^{n-1} \alpha_k \log P_k^* - \log Pn -$$
$$- 1/2 \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{k=1}^{n-1} \gamma_{kj}\log P_k^* \log P_j^*) \qquad (3.10)$$

Y para estimar los coeficientes betas, dado que en este caso se hace una estimación ecuación por ecuación, se estimarían sólamente (n - 1) ecuaciones, y la "enésima" beta se obtendría de la condición $\sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0$.

Ahora bien, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios del SCID presenta los mismos problemas que el SGL, en lo que a la especificación de los errores se refiere, pues dado que se tiene $\sum_{i=1}^{n} W_i = 1$, la suma de los errores aleatorios debe ser cero, con lo cual las covarianzas de los errores no deben ser todas cero; además se tiene que la matríz de varianzas y covarianzas de los errores es singular (esto no sólo implicaría la estimación por mínimos cuadrados generalizados, sino que se debe incluir el caso en que la matriz de varianzas y covarianzas de los errores en singular, con lo cual se debe de incorporar el criterio de la inversa generalizada).

En una situación como ésta los estimadores minimocuadráticos son ineficientes; siguen siendo insesgados, pero ya no son de mínima varianza.

En lugar de considerar a los estimadores minimocuadráticos como ineficientes, se puede suponer una estructura a la matriz de covarianzas de los errores, de modo que los estimadores por mínimos cuadrados generalizados sean los mismos que los ordinarios. Este caso se vió en la especificación de los errores para el SGL. Aquí se planteó el mismo supuesto hecho por Deaton y Muellbauer, el cual consiste en,

$$V(\mu) = \sigma^2(I - ii'/n) = \sigma^2 A \quad \text{1/} \tag{3.11}$$

donde A es una matríz simétrica e idempotente, y por lo tanto igual a su inversa generalizada. Entonces suponer la estructura de errores como en (3.11), equivale a que los estimadores minimocuadráticos sean los mismos que los que se obtienen por el método de mínimos cuadrados generalizados (esto se vió en el Capítulo I, Sección 1.3).

Por último, y para tomar en cuenta el crecimiento de la población como en el caso del SGL, se definió el ingreso como ingreso per cápita, dividiendo las series de ingreso por el índice de población.

2.4 Resultados.

Las estimaciones de los coeficientes alfa, beta y gama se presentan en los cuadros 2.1, 2.2, 2.3, 2.4 y 2.5. Siendo que en los dos primeros se reportan los coeficientes para el caso sin simetría y sin homogeneidad, en los segundos para el caso sin simetría pero con homogeneidad, y en el último cuadro se reportan los resultados para el caso con simetría.

En el cuadro 2.1 se pueden ver las estimaciones de los parámetros gama para el caso nohomogéneo (entre paréntesis se

1/ Véase Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980a), pag. 318.

reportan las estadísticas t correspondientes). En este cuadro se puede ver que generalmente los parámetros gama que son significativos son los de la diagonal principal, aunque con cier excepciones como se dan para el sector cuatro y cinco. En el cuadro 2.2 se reportan los resultados para los coeficientes a's y beta, así como otros estadísticos, para el mismo caso no homogéneo; aquí se puede ver que sólo los sectores 3, 4 y 5 tienen a éstos coeficientes como significativos (los coeficientes betas son importantes puesto que miden cómo se afecta el gasto en cada uno de los bienes cunado cambia el ingreso real).

En el Cuadro 2.3 se presentan los coeficientes gama para el caso homogéneo. Se puede ver que no se reportan los valores para los coeficientes γ_{in}, los cuales se obtienen al usar la restricción (1.4), la cual apenas se introdujo al estimar este caso. Al igual que en el caso anterior, los coeficientes gama que son significativos son los que pertenecen a la diagonal principal, y del mismo modo con excepción de los sectores cuatro y cinco. En el Cuadro 2.4 se reportan los coeficientes a's y betas, además de otros estadísticos, para este caso homogéneo; aquí se ve que sólo los sectores cuatro y cinco tienen a estos coeficientes como significativos. Al igual que para el caso no homogéneo, se reportan también los valores de la Suma de Errores al Cuadrado de cada ecuación, así como la R^2 y el estadístico Durbin-Watson. Utilizando la suma de errores al cuadrado para estos dos casos (la suma de errores al cuadrado se reporta para cada una de las cinco ecuaciones de los dos casos), se pueden hacer las pruebas de hipótesis de si la imposición de la homogeneidad, o sea la utilización de la restricción (1.4), da lugar a una estimación significativamente diferente, o sea, si importa o no la imposición de la restricción de homogeneidad de grado cero en la función de demanda propia del SCID; estos ensayos se hacen para cada una de las cinco ecuaciones estimadas, y da por resultado, que sólo en el sector cinco es donde se rechaza la homogeneidad (o que su imposición da lugar a resultados diferentes). Observando los estadísticos Durbin-Watson para los dos casos, se ve que es en el sector cinco donde este estadístico sufre el cambio más considerable, y es justamente en el sector en el cual se rechaza la homogeneidad; esto se puede explicar diciendo que la imposición de la homogeneidad produce correlación serial en los errores, por ejemplo Deaton y Muellbauer dicen, "... la introducción de correlación serial a travéz de la imposición de homogeneidad es un resultado el cual no ha sido previamente señalado, aunque podría haber estado implícito en trabajos anteriores. Existen un número de explicaciones plausibles para este fenómeno. Por ejemplo, el gasto en diferentes cosas podría ser relativamente inflexible en el corto plazo; la habitación es el caso obvio aquí. La explicación de tales cosas podría requerir otras variables tales como stocks, variables dependientes rezagadas, o ten encias en el tiempo, las cuales pueden ser,quizá , indexadas por el nivel de precios absolutos. La omisión de tales variables nos llevará al rechazo de la homogeneidad asociada con la introducción de correlación serial en los residuales de las ecuaciones restringidas" 1/.

1/ Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980a), pag. 320.

Por último, en el cuadro 2.5 se reportan los coeficientes del caso con Simetría, en el cual se pueden observar que casi sólo los coeficientes del sector cuatro son significativos (en lo que a los coeficientes gama se refiere). Y a diferencia de los casos anteriores, todas las alfas y betas son significativas. La introducción de la simetría produjo, como se verá más claro cuando se calculen las elasticidades, una estimación bastante diferente, lo cual no sólo se puede deber a la introducción de la simetría sino también a la eliminación de la aproximación a través del índice de precios de Stone.

CUADRO 2.1

PARAMETROS GAMA DEL SCID. CASO NO HOMOGENEO.

i j	1	2	3	4	5
1	0.123852	-0.0159687	-0.0682234	-0.025287	-0.0180627
	(3.49)	(-.86)	(-1.58)	(-.74)	(-.60)
2	-0.0856838	0.189449	-0.487006	0.027019	-0.0909989
	(-1.70)	(7.21)	(-.79)	(.56)	(-2.12)
3	0.0122409	-0.0465923	0.070265	0.005801	-0.0523982
	(.29)	(-2.10)	(1.35)	(.14)	(-1.44)
4	-0.0336507	-0.0424467	0.0484852	0.0972032	-0.0682805
	(-1.31)	(-3.15)	(1.54)	(3.9)	(-3.11)
5	-0.0167587	-0.0844415	-0.00182608	-0.104736	0.22974
	(-.68)	(-6.57)	(-.06)	(-4.42)	(10.95)

Entre paréntesis las estadísticas t's.

CUADRO 2.2

PARAMETROS Y ESDADISTICOS DEL SCID. CASO NO HOMOGENEO.

i	a_i	$_i$	Suma de errores al cuadrado	R^2	Durbin-Watson
1	0.43589 (1.32)	-0.0252062 (-0.97)	0.000143226	0.929	2.141
2	0.1421 (.30)	0.0115346 (.31)	0.000288658	0.9371	1.1362
3	-0.999159 (-2.52)	0.08970066 (2.87)	0.000207468	0.8663	1.4716
4	-1.36129 (-5.68)	0.118367 (6.26)	0.0000757412	0.9692	2.0702
5	2.78246 (12.15)	-0.194402 (-10.77)	0.0000689984	0.9583	2.1908

Entre paréntesis las estadísticas t.

CUADRO 2.3

PARAMETROS GAMA DEL SCID. CASO HOMOGENEO

i j	1	2	3	4
1	0.0990161	-0.00871187	-0.0516214	-0.0174108
	(3.49)	(-.50)	(-1.26)	(-.52)
2	-0.145698	0.206985	-0.00858373	0.046051
	(-3.37)	(7.72)	(-.14)	(.89)
3	-0.0596804	-0.0255778	0.118341	0.0286089
	(-1.49)	(-1.03)	(2.03)	(.60)
4	-0.0248291	-0.0450243	0.0425882	0.0944056
	(-1.24)	(-3.64)	(1.47)	(3.97)
5	0.131191	-0.127671	-0.100724	-0.151655
	(2.55)	(-4.00)	(-1.35)	(-2.47)

Entre paréntesis las estadísticas t.

CUADRO 2.4

PARAMETROS Y ESTADISTICOS DEL SCID. CASO HOMOGENEO.

i	a_i	i	Suma de errores al cuadrado	R^2	Durbin-Watson
1	0.561502 (1.79)	-0.0351702 (-1.42)	0.000155774	0.9228	1.7404
2	0.445628 (.93)	-0.012542 (-.33)	0.000361927	0.9211	1.1612
3	-0.63541 (-1.43)	0.608527 (1.74)	0.000312695	0.7985	1.2146
4	-1.40591 (-6.35)	0.121906 (6.99)	0.0000773243	0.9685	1.9631
5	2.03419 (3.56)	-0.135046 (-3.00)	0.000514287	0.6894	0.786

Entre paréntesis las estadísticas t.

CUADRO 2.5

PARAMETRO GAMA DEL SCID. CASO SIMETRICO.

i j	1	2	3	4
1	0.120318 (1.23)	-0.0460815 (-.77)	-0.00558029 (-.06)	-0.144923 (-3.69)
2		0.174943 (2.70)	-0.0659553 (-1.05)	0.052334 (1.62)
3			-0.0943062 (-.62)	0.299893 (7.05)
4				0.520886 (16.12)

PARAMETROS ALFA Y BETA DEL SCID. CASO SIMETRICO

	1	2	3	4
's	-0.155142 (-40.99)	0.0196549 (5.07)	0.296314 (46.54)	0.651783 (45.04)
's	0.154561 (36.49)	0.280554 (62.15)	0.0668585 (15.08)	-0.0215955 (-6.22)

Entre paréntesis las estadísticas t.

CAPITULO III

COMPARACIÓN

En lo que al SGL se refiere, los cálculos de las elasticidades, tanto ingreso como precio, se presentan en los cuadros (1.2), (1.3) y (1.4). En estos cuadros se puede ver las restricciones que imponía el SGL de manera ex-ante a los valores de las elasticidades. Por ejemplo, como se dijo en la sección 1.2, en este sistema no se tienen bienes elásticos con respecto a los precios, lo cual se puede ver en los cuadros (1.3) y (1.4), donde ninguna elasticidad precio, tanto ordinaria como compensada, y tanto correspondiente al último año muestral (1981) como al promedio 1/, es mayor en términos absolutos a la unidad. Sin embargo las elasticidades ingreso sí resultan mayores a la unidad, aunque no se tiene ningún bien inferior (elasticidad ingreso negativa), lo cual ya se había hecho notar como otra de las restricciones que impone el SGL.

En relación a las elasticidades precio no compensadas, o normales, , sus valores cruzados son todos negativos, tanto

1/ Estas elasticidades del promedio se calcularon utilizando los mismos parámetros estimados, pero dando valores a los precios, el ingreso y el índice de población, correspondientes al promedio de la muestra.

para 1981 como para el promedio. El que una elasticidad precio cruzada sea negativa, implica que los bienes en cuestión son complementos, lo cual era una restricción del SGL señalada anteriormente. Por otro lado se tienen que las elasticidades precio propias no compensadas son todas negativas, lo cual se podría considerar como un resultado normal.

Para las elasticidades precio compensadas, se ve, tanto para 1981 como para el promedio, que las elasticidades precio propias son siempre negativas, lo que es consistente con la teoría del consumidor. En cuanto a las elasticidades precio cruzadas, se ve que todas son positivas, lo que indica que todos los bienes son sustitos netos. Entonces tenemos que, para el SGL, los bienes son complementos cuando se toma en cuenta el efecto ingreso que producen las modificaciones en los precios (o sea se compensa al individuo), y son sustitutos si se elimina esta compensación.

Examinando los cuadros (1.3) y (1.4) se ve que las elasticidades para 1981 son generalmente mayores, en términos absolutos, que las correspondientes al promedio, lo cual se ve más claro para las elasticidades precio propias, tanto normales como compensadas. Este sería un resultado normal si se tiene en cuenta que la función de utilidad, de la cual se deriva el SGL, es una Cobb-Douglas desplazada del origen; entonces, si los niveles de consumo para las diferentes mercancías están muy próximos a los niveles de subsistencia, las elasticidades son muy bajas, o las demandas muy rígidas, pues casi se está consumiendo en las proporciones fijas dadas por los niveles de subsistencia (las b's); en cambio si los niveles de consumo real son muy superiores a los correspondientes al nivel de subsistencia, se está practicamente eliminando el hecho de que el consumo responda a patrones fijos, y entonces se presenta cierta flexibilidad en las demandas; de este modo si la economía está creciendo, el consumo para los diferentes bienes será mayor para el último año que para el promedio de la muestra.

El otro problema que se había señalado, y el cual Deaton consideraba como el más restrictivo de estos sistemas basados en utilidad aditiva, es el de la proporcionalidad entre las elasticidades ingreso y las elasticidades precio propias no compensadas. Este problema se puede ver en las Gráficas 1.1 y 1.2, en las cuales se dibujan las elasticidades ingreso contra las elasticidades precio propias no compensadas, para 1981 y para el promedio. En éstas gráficas se observa la casi perfecta relación lineal que guardan dichos valores (la recta dibujada es la que se obtuvo del ajuste por mínimos cuadrados ordinarios de los datos sobre estas elasticidades).

En el cuadro (1.2) se presentan, además de otras estimaciones, las elasticidades ingreso para 1981 y para el promedio muestral. En estas estimaciones se ve que el sector más elástico es el correspondiente a las manufacturas modernas (sector cuatro), y el sector más inelástico resultó ser el sector primario (número uno). Este resultado podría considerarse como normal, dado que al aumentar el ingreso en un país la demanda de bienes de consumo cambia de los sectores tradicionales a los sectores modernos, con lo que el crecimiento del sector primario es menos que proporcional al crecimiento del ingreso, y el crecimiento de éste es, a su vez, menos que proporcional al crecimiento del sector de manufacturas modernas.

En relación a las elasticidades precio no compensadas, se puede ver, además del problema de proporcionalidad anteriormente dicho, que el sector más sensitivo a los movimientos en precios es, aproximadamente, el sector de manufacturas modernas (el número cuatro), pues presenta los valores de las elasticidades, en términos absolutos, más grandes (esto se ve a travéz del renglón cuatro de los cuadros sobre elasticidades); sin embargo, el precio de este sector es el que menos afecta a las demandas por los otros bienes (y esto se ve atravéz de la columna cuatro). También resulta ser el sector primario el que se comporta de una manera rígida ante modificaciones, no ya en el ingreso, sino en los precios (renglón número uno), lo cual se consideraría como normal por tratarse de un sector tradicional.

Los cálculos de las elasticidades para el SCID se presentan en los cuadros (3.1), (3.2), (3.3), (3.4), (3.5), (3.6) y (3.7), donde se presentan los tres tipos de elasticidades correspondientes a los tres casos considerados, el caso no homogéneo, el caso homogéneo y el caso con simetría, y también para el año de 1981 y para el promedio muestral.

En el cuadro (3.1) se presenta una comparación de las elasticidades ingreso con las elasticidades precio propias ordinarias, para todos los bienes y para los tres casos considerados (aunque sólo para el año de 1981). A diferencia del SCL en el SCID se puede ver que, de manera aproximada, no existe una relación lineal entre dichas elasticidades, lo que se mantiene para los tres casos. En cuanto a los valores de las elasticidades ingreso, se puede ver que éstas tienen un comportamiento similar al que tuvieron en el SGL, ya que el sector más elástico, con respecto al ingreso, fué el sector cuatro o de manufacturas modernas (lo que se mantuvo para los tres casos del SCID), mientras que los sectores más inelásticos fueron los de servicios (número cinco) y el primario (número uno), aunque en el SCID se invirtió el orden de éstos, pues fué el de Servicios el que se comportó de una manera más rígida, y no el primario como sucedió en el SGL.

Los demás cálculos para las elasticidades precio se presentan en los otros cuadros. En éstos se puede ver la mayor flexibilidad que tienen las elasticidades precio con respecto de las calculadas para el SGL, ya que ahora no se tiene que los bienes deban ser necesariamente sustitutos netos o complementos brutos, sino que los signos de las elasticidades cruzadas pueden ser tanto positivos como negativos. Además se puede ver que, para el caso con Simetría, se tienen diferentes bienes que son elásticos con respecto a los precios (valores mayor a la unidad en términos absolutos), siendo que para los otros dos casos los bienes siempre resultaban inelásticos en relación a los precios.

Esta mayor flexibilidad para los valores de las elasticidades que tiene el SCID, en comparación con el SGL (incluso para el caso simétrico del SCID, se tiene el hecho de que aparecen bienes inferiores, los sectores uno y cinco, situación que no es posible en el SGL) podría ser una base para plantear la superioridad en la especificación del SCID con respecto al SGL. Sin embargo esta mayor flexibilidad que tiene el SCID es tal que, puede dar lugar a situaciones contrarias a la teoría del consumidor (como les sucedió a Deaton y Muellbauer en su aplicación del SCID para Inglaterra), y justamente es lo que sucedió en esta estimación; este hecho se ve en los signos de las elasticidades precio propias compensadas, los cuales, según la teoría del consumidor, deben ser siempre negativos, y sin embargo en los cálculos de este trabajo resultaron positivos para algunos sectores (para el SGL éstas elasticidades siempre resultaron negativas).

Estos resultados del SCID resultan sorprendentes, pues este sistema es derivado a partir de los postulados de la teoría del consumidor, y se supone es consistente con dicha teoría, sin embargo da resultados que la contradicen, cosa que no sucede con el SGL. Entonces esta mayor flexibilidad tiene el coste de dar resultados contrarios a la teoría de la cual parte. Entonces se podría pensar en que el SCID debería ser un poco menos flexible, lo suficiente como para ser consistente con la teoría de la cual parte.

CUADRO 3.1

Elasticidades para el SCID. Los tres casos.

	Elasticidad Precio (normal).	Elasticidad ingreso
	Caso no homogéneo.	
1	0.205544	0.760686
2	-0.276592	1.04477
3	-0.573817	1.62702
4	-0.443161	1.76109
5	-0.0816624	0.425972
	Caso homogéneo	
1	-0.0237975	0.668985
2	-0.189944	0.951716
3	-0.234129	1.41755
4	-0.459317	1.78553
5	-0.0923191	0.594543
	Caso con Simetría	
1	0.278688	-0.324797
2	-0.358139	1.07424
3	-1.67999	3.24072
4	4.1339	6.24072
5	3.22096	-1.28892

CUADRO 3.2

Elasticidades precio no compensadas para el SCID.
Caso no homogéneo (1981).

i j	1	2	3	4	5
1	0.205544	-0.0878921	-0.622942	-0.218645	-0.0715702
2	-0.338123	-0.276592	-0.193664	0.1008610	-0.371897
3	0.00783766	-0.49261	-0.573817	-0.0156166	-0.628045
4	-0.310713	-0.475574	0.232926	-0.443161	-0.75682
5	0.0216755	-0.0965303	0.0540803	-0.257928	-0.0816624

Elasticidades precio compensadas para el SCID.
Caso homogéneo (1981).

i j	1	2	3	4	5
1	0.285665	0.10809	-0.514111	-0.100341	0.185965
2	-0.228081	-0.00741871	-0.0441897	0.263347	-0.018183
3	0.179207	-0.0734275	-0.341041	0.237421	-0.0772074
4	-0.125222	-0.0218489	0.484884	-0.169272	-0.160591
5	0.0665229	0.0131701	0.114998	-0.191708	-0.0624921

CUADRO 3.3

Elasticidades precio no compensadas para el SCID.

Caso no homogéneo (Promedio).

i j	1	2	3	4	5
1	0.0738337	-0.0721376	-0.553201	-0.190099	-0.0764815
2	-0.294652	-0.370622	-0.169127	0.0870473	-0.321811
3	0.00923605	-0.546393	-.549815	-0.0315158	-0.631863
4	-0.349274	-0.561105	0.255317	-0.391049	-0.802224
5	0.0225467	-0.0860143	0.0634935	-0.263986	-0.0483632

Elasticidades precio compensadas para el SCID.

Caso no homogéneo (Promedio).

i j	1	2	3	4	5
1	0.166844	0.160434	-0.447978	-0.0815849	0.170983
2	-0.171823	-0.0634875	-0.03017	0.230351	0.00499082
3	0.206747	-0.0525165	-0.32637	0.198919	-0.106361
4	-0.129603	-0.0118167	0.503832	-0.134761	-0.217762
5	0.0676964	0.0268827	0.114572	-0.21131	0.0717633

CUADRO 3.4

Elasticidades precio no compensadas para el SCID.
Caso homogéneo (1981).

i j	1	2	3	4	5
1	-0.0237975	0.00861325	-0.449273	-0.135364	-0.0691623
2	-0.554441	-0.189944	-0.0277098	0.181442	-0.361064
3	-0.465363	-0.289799	-0.234129	0.160349	-0.588607
4	-0.265081	-0.505145	0.187627	-0.40317	-0.743617
5	0.448125	-0.27233	-0.257607	-0.42041	-0.0923191

Elasticidades precio compensadas para el SCID.
Caso homogéneo (1981).

i j	1	2	3	4	5
1	0.047282	0.182387	-0.351776	-0.0315439	0.153657
2	-0.453321	0.0572716	0.110992	0.329139	-0.0440747
3	-0.314749	0.0784194	-0.027538	0.380337	-0.116463
4	-0.0753691	-0.0413407	0.447847	-0.182222	-0.148909
5	0.511295	-0.117893	-0.17096	-0.328143	0.105706

CUADRO 3.5

Elasticidades precio no compensadas para el SCID.

Caso homogéneo (Promedio).

i j	1	2	3	4	5
1	-0.126217	0.0158308	-0.400979	-0.113975	-0.07715
2	-0.487726	-0.287013	-0.0239482	0.160538	-0.319421
3	-0.50161	-0.328175	-0.169715	0.162982	-0.618498
4	-0.287576	-0.592445	0.202758	-0.414435	-0.792218
5	0.469335	-0.276704	-0.268724	-0.434093	-0.0604587

Elasticidades precio compensadas para el SCID.

Caso homogéneo (Promedio).

i j	1	2	3	4	5
1	-0.0431712	0.223488	-0.307029	-0.01709	0.143808
2	-0.374526	-0.00395475	0.104116	0.292603	-0.0182314
3	-0.329604	0.101928	0.0248756	0.363652	-0.160846
4	-0.064867	-0.0355607	0.454709	-0.154613	-0.199662
5	0.536794	-0.10802	-0.192407	-0.355391	0.119030

CUADRO 3.6

Elasticidades precio no compensadas para el SCID.

Caso con Simetría (1981).

i j	1	2	3	4	5
1	0.2786880	-0.0549643	-0.0477887	-1.47659	1.62505
2	-0.18815	-0.358139	-0.249156	0.211085	-0.489884
3	-0.44518	-1.0209	-1.67999	2.54631	-2.53546
4	-2.15922	-0.918412	2.41028	4.1339	-9.70726
5	0.648942	0.260305	-0.377134	-2.46416	3.22096

Elasticidades precio compensadas para el SCID.

Caso con Simetría (1981).

i j	1	2	3	4	5
1	0.240652	-0.140948	-0.0924622	-1.51698	1.50974
2	-0.0623497	-0.0737535	-0.100078	0.344688	-0.108506
3	-0.0780253	-0.190913	-1.2449	2.93623	-1.42239
4	-1.4284	0.733699	3.27633	4.91005	-7.49168
5	0.498002	-0.080911	-0.556002	-2.62446	2.76337

CUADRO 3.7

Elasticidades precio no compensadas para el SCID.

Caso con Simetría (Promedio).

i j	1	2	3	4	5
1	0.233050	-0.00784099	0.0379651	-1.25772	1.32024
2	-0.166018	-0.428059	-0.227211	0.177851	-0.422995
3	-0.376892	-1.11642	-1.8321	2.23129	-2.07918
4	-1.71575	-0.959621	1.80028	2.70417	-7.38094
5	0.656393	0.394454	-0.265148	-2.40615	3.26251

Elasticidades precio compensadas para el SCID.

Caso con Simetría (Promedio).

i j	1	2	3	4	5
1	0.194936	-0.104203	-0.00644002	-1.30436	1.22007
2	-0.0412158	-0.112532	-0.0818107	0.330554	-0.094995
3	-0.00552769	-0.177534	-1.39944	2.68568	-1.10317
4	-1.06603	0.683016	2.55723	3.49915	-5.67336
5	0.464227	-0.0913825	-0.489029	-2.64128	2.75746

CONCLUSIONES

En el capítulo I se presentó y estimó el Sistema de Gasto Lineal. En dicho capítulo se vió como este sistema se deriva a partir de las funciones de utilidad Stone-Geary (que son funciones de utilidad tipo Cobb-Douglas desplazadas del origen). Se vió que la demanda de cualquier bien es una función lineal del ingreso supernumerario, el cual es el ingreso que queda una vez que se satisfacen los consumos mínimos de subsistencia.

Como se dijo, primeramente analizando las ecuaciones, el Sistema de Gasto Lineal presenta ciertos problemas, como la proporcionalidad entre las elasticidades ingreso y las elasticidades precio-propias, el hecho de que ningún bien puede resultar elástico con respecto a los precios (ya sean los propios o los precios de los otros bienes), aunque con respecto al ingreso si es posible; también se tiene que los bienes son complementos brutos y sustitutos netos

Para la estimación se utilizó el criterio de mínimos cuadrados ordinarios, el cual da unos estimadores que aunque son insesgados, no son de mínima varianza, ya que se presenta una autocorrelación contemporánea de los errores, o sea los errores están correlacionados entre las ecuaciones para un período dado. A pesar que la ecuación del SGL es no lineal en los parámetros, se puede utilizar los mínimos cuadrados de una manera iterativa, dando un valor a unos coeficientes se estiman los otros, y con el valor estimado de éstos se calculan los primeros. También se dijo que para el SGL no se iban a considerar como constantes los niveles de susbsistencia, sino que se iba a permitir que éstos variacen de acuerdo con el nivel de población.

La estimación del SGL dió como resultado un cálculo para las elasticidades, el cual fue consistente con lo que se esperaba teóricamente. Primeramente se vió que las elasticidades ingreso y las elasticidades precio propias tuvieron una relación lineal casi perfecta, situación señalada por Deaton[1/] como uno de los problemas de los sistemas de demanda basados en utilidad aditiva y que consideraba como un hecho muy restrictivo de estos Sistemas. En cuanto al valor de las elasticidades ingreso se vió que, para algunos sectores fue mayor a la unidad (sectores dinámicos como lo fueron manufacturas, con excepción de los alimentos procesados) y para otro menor. En cuanto a las elasticidades precio se vió cuan restrictiva es la especificación del SGL, ya que ningún bien resultó ser elástico con respecto a los precios. Además se tuvo como resultado a todos los bienes como complementos brutos y como sustitutos netos.

En relación al SCID, este se presentó en el capítulo II. En este capítulo se vió la ecuación característica del SCID, y se vió las restricciones que deben cumplir los parámetros para satisfacer la propiedad de adición, de homogeneidad de grado cero en precios e ingreso y de simetria en los efectos cruzados compensados.

En cuanto al método de estimación se vió tres casos. El primero, el cual no trae incorporadas las restricciones de homogeneidad ni de simetria, y se estimó aproximado al Log P por el loga-

1/ Deaton, A. (1974).

ritmo de un índice general de precios, siendo que se utilizó el índice de precios de Stone. El segundo, el cual trae incorporada la restricción de homogeneidad pero no de simetría, el cual se estimó, al igual que el primero, utilizando la aproximación del índice de precios de Stone. En el tercer caso, se utilizaron todas las restricciones, incluyendo ahora la de simetría, y fue necesario hacer una estimación conjunta, de modo que abarcara todas las ecuaciones; en este caso se tenía que la ecuación a estimar, era no lineal en los parámetros, lo cual se solucionó, al igual que para el caso del SGL, haciendo una estimación por mínimos cuadrados ordinarios, de manera iterativa; también en este caso, al igual que en el SGL, se tuvo el problema de que los estimadores mínimo cuadráticos no son de mínima varianza, aunque siguen siendo insegados, y por la misma razón de que se da una autocorrelación contemporánea de los errores. Para estos casos se debe pensar en que los estimadores minimo cuadráticos, son estimadores ineficientes pero insesgados de los verdaderos coeficientes; ya que a mi manera de ver no tiene sentido el suponer una cierta estructura teórica (¿basada qué información?) a la matriz de varianzas y covarianzas de los errores[1/], de modo que la estimación resultante sea equivalente a la dada por mínimos cuadrados ordinarios.

Al igual que en el SGL, en el SCID se estimó un nivel de ingreso de susbsistencia (aunque en el SGL el nivel de susbsistencia era por bien, y no global como en el SCID), el cual no se consideró como constante, sino que se le permitió que variace con el nivel de población.

1/ Procedimiento utilizado por Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980a).

Los resultados obtenidos, en cuanto a los valores de las elasticidades, reflejan lo que de ellos se había esperado. Por un lado se tiene una mayor flexibilidad; ya no se da, como en el SGL, que las elasticidades precio cruzadas sean siempre positivas cuando existe compensación,y siempre negativas cuando no se da la compensación, pues los signos de éstas elasticidades pueden ser positivos o negativos en cualquiera de los casos. Se tiene que para el SCID no se da la proporcionalidad entre elasticidad ingreso y elasticidad precio propia no compensada. Y resulta que, siendo el SCID tan flexible, se dieron resultados contrarios a la teoría del consumidor puesto que la elasticidad precio propia compensada resultó positiva para algunos sectores (éstos variaron según del caso que se tratara, pero siempre el sector uno reportó una elasticidad positiva), lo que no va de acuerdo a la teoría del consumidor que plantea que estas elasticidades deben ser siempre positivas.

Con los resultados obtenidos se puede pensar que el SGL es mejor al SCID por el hecho que da resultados que son consistentes con la teoría del consumidor, de donde justamente parten ambos sistemas. No me parece correcto del SICD que, dado que surje de la teoría tradicional del consumidor, de resultados que la contradigan, en cuyo caso no sería consistente con tal teoría; y si este es el caso, la especificación del SCID podría partir de otros planteamientos, no necesariamente de los que daría la teoría del consumidor.

Sin embargo el SGL tiene serios problemas en cuanto a las restricciones que impone ex-ante, y de las cuales ya se habló. El resultado es que, a pesar que los Sistemas de demanda propues tos sean consistentes con la teoría del consumidor, o surgan a partir de ésta, la especificación de la ecuaciones a estimar tiene un gran papel en los resultados que se van a obtener, pues esta especificación da siempre una estructura de la demanda de manera implícita o explícita. Y entonces resulta paradójico que, justamente lo que se desea estimar, que es una estructura de la demanda, tenga que ser supuesta de manera ex-ante en la especificación. Aunque claro,esta estructura es todavía algo muy general, y existe ciertamente un margen de acción todavía considerable en la estimación, pues el que se tenga que suponer una cierta estructura, no implica el suponer los valores numéricos a estimar.

ANEXO

Para la estimación de las funciones de demanda se utilizó la información agregada que sobre consumo privado aparece en Las Cuentas Nacionales de México (Secretaría de Programación y Presupuesto, 1981, 1982 y 1983, en lo referente a la Oferta y Utilización de Bienes y Servicios). En éstas Cuentas aparece el consumo privado desagragado en ciertos conceptos. Primeramente en nueve Grandes Divisiones. De éstas nueve Grandes Divisiones, aparece, a su vez, la Gran División 3 (que es Manufacturas) dividida en nueve Divisiones. Teniendo en cuenta que en la Gran División 4 (Construcción) el consumo es cero, se tienen en total 16 agregados de consumo privado: 7 Grandes Divisiones (se elimina la 3 y la 4), y 9 Divisiones del sector Manufacturero.

Dado los problemas que implica la Estimación del Sistema Casi Ideal de Demanda en cuanto al número de parámetros a estimar se refiere, se tuvo que hacer una agregación de los 16 sectores anteriores, a 5, de modo de facilitar (de hecho permitir) la estimación. Esto porque la estimación del Sistema Casi Ideal de Demanda para 16 Sectores implicaría un esfuerzo computacional muy grande, e incluso ya no se podría utilizar el paquete T.S.P. (Procesador de Series de Tiempo), siendo que con este paquete es como se hizo la estimación.

Se escogió el número de sectores a estimar como cinco, en lugar de, por ejemplo 6, 7 o 4, porque con este número se tenían los agregados de consumo privado suficientes como para hacer una separación bien definida en cuanto a las características cualitativas del tipo de consumo. Lo que se vera en seguida.

Las cinco agrupaciones de Bienes de Consumo que se hicieron son las siguientes (juntos con las Divisiones O Grandes Divisiones que los componen):

1.- Sector Primario,

Gran División 1: Agricultura, Ganadería, Silvicultura y Pesca.
Gran División 2: Minería.

2.- Alimentos Manufacturados,

División I: Productos alimenticios, Bebidas y Tabaco.

3.- Manufacturas tradicionales (excluye alimentos),

División II: Textiles, Ropa e Industrias del Cuero.
División III: Industria de la Madera y productos de Madera.
División IV: Papel, Productos de Papel, Editoriales e Imprentas.

4.- Manufacturas Modernas,

División V: Substancias químicas, derivados del petróleo y Productos de Hule y Plástico.
División VI: Productos de Minerales no metálicos, excepto Carbón y Derivados del Petróleo.
División VII: Industria Metálicas Básicas.
División VIII: Productos Metálicos, Maquinaria y Equipo.
División IX: Otras Industria Manufactureras.

5.- Servicios,

Gran División 5: Electricidad.
Gran División 6: Comercio, Restaurantes y Hoteles.
Gran División 7: Transporte, Almacenamiento y Comunicaciones.

Gran División 8: Servicios Financieros, Seguros y Bienes Inmuebles.
Gran División 9: Servicios Comunales, Sociales y Personales.

Como se ve, se trató de hacer una separación entre los tipos de consumo que consisten en los Bienes Primarios, Alimentos Procesados, Manufacturas Tradicionales, Manufacturas Modernas (que sería el sector de punta o más dinámico) y Servicios.

De la información disponible en Las Cuentas Nacionales de México, el consumo privado se reporta a precios corrientes y a pesos de 1970. De esta manera al agregar y conformar los cinco sectores, se tuvo información para éstos tanto a precios corrientes como a precios de 1970.

Sin embargo la información contenida en éstas Cuentas Nacionales, sólo se presenta desde 1970 hasta la última información disponible que es 1981, y dado que la información es anual, sólo se tienen 12 observaciones, lo cual representa una muestra muy pequeña en relación a la estimación que se pretende realizar. Por esta razón, se utilizó la información procedente de las Antiguas Cuentas Nacionales: "Estadísticas de la Oficina de Cuentas de Producción 1960-1976" del Banco de México (1977). De ésta fuente se obtuvo información adicional para el período 1960-1970, que, junto con la información anterior, dió una muestra de 22 observaciones, de 1960 a 1981.

De esta manera se obtuvieron las series estadísticas presentadas en los Cuadros A.1, A.2 y A.3. Para cada uno de los sectores se presenta la información, como ya se dijo, tanto a precios corrientes como a precios de 1970, de modo que, dividiendo la serie del Cuadro A.1 entre la serie del Cuadro A.2, se obtiene un índice de precios implícito para cada uno de los cinco sectores (base 1970) y para las 22 observaciones, siendo que dicho índice de precios fué el que se utilizó para la estimación de las funciones de Demanda.

En el Cuadro A.3 se presentan dos Series Estadísticas. La primera, X, es la suma del gasto en todos los bienes, es decir precio por cantidad para los cinco sectores, lo que implica que es la suma del consumo a precios corrientes (dado que los precios se tomaron como unÍndice de precios) a travéz de los cinco sectores; por lo tanto X es el ingreso o Gasto Total. La otra serie, POB, es el índice de población (Población total de la República Mexicana) para toda la muestra, tomando como base el año de 1970; esta serie se obtuvo de dividir toda la información sobre población para 1960-1981, entre la población de 1970.

CUADRO A.1

Gasto en bienes de consumo por sectores .
(millones de pesos corrientes)

Año	Sectores				
	1	2	3	4	5
1960	16923.9	38285.3	16123.2	14983.0	37180.2
1961	17901.4	41792.7	16056.7	16405.5	41340.4
1962	18798.3	43639.5	17113.5	17021.8	46202.6
1963	20837.8	48015.3	17927.9	19388.0	50086.3
1964	23989.5	56369.2	23246.0	23198.6	55822.5
1965	24799.5	61374.2	25392.7	25560.8	61919.5
1966	26173.2	66795.4	27659.3	29705.5	68113.0
1967	28577.8	70874.1	31520.0	31570.4	75225.8
1968	30215.4	77761.7	34196.2	37206.9	83519.9
1969	32135.3	85811.5	40013.4	41211.2	91651.4
1970	35541.3	94908.3	45906.9	46610.7	102052.0
1971	43316.9	107756.0	50921.1	50179.7	114859.0
1972	47761.7	118400.0	59981.9	57207.4	132811.0
1973	58817.6	145000.0	72669.4	72630.7	153676.0

Año	Sectores				
	1	2	3	4	5
1974	76418.1	196216.0	89873.3	94143.6	191120.0
1975	90529.1	233316.0	103687.0	107550.0	237101.0
1976	103990.0	285240.0	128829.0	132231.0	303351.0
1977	137688.0	384218.0	166481.0	177732.0	394206.0
1978	168309.0	464562.0	213484.0	231188.0	503341.0
1979	217000.0	553749.0	285476.0	313222.0	651057.0
1980	295893.0	706324.0	392237.0	424253.0	877221.0
1981	386721.0	933000.0	522228.0	557719.0	1215980.0

FUENTE: Secretaría de Programación y Presupuesto (1981,1982 y 1983)."Sistema Cuentas Nacionales de México". México.

CUADRO A.2

Gasto en bienes de consumo por sectores.
(millones de pesos de 1970)

Año	Sectores. 1	2	3	4	5
1960	21736.8	49189.4	22924.3	18485.7	62194.6
1961	22221.3	52734.4	22564.0	19722.6	64842.3
1962	22847.5	53892.7	23105.1	20016.8	67561.8
1963	24898.7	57869.7	23492.7	22163.2	70863.3
1964	27748.2	65016.6	29237.9	25506.6	74821.7
1965	28480.7	69653.0	30951.6	27774.1	79049.2
1966	29886.7	74615.2	32803.0	31496.4	82400.4
1967	31709.7	77076.5	35596.2	33454.8	86737.1
1968	33648.6	83053.0	37787.6	39113.8	92962.4
1969	34367.4	89959.3	40934.2	42691.1	97623.5
1970	35541.3	94908.3	45906.9	46610.7	102052.0
1971	42574.2	96945.3	49530.0	48695.3	106454.0
1972	43250.0	102965.0	54400.4	53438.1	114732.0

Año	Sectores				
	1	2	3	4	5
1973	45780.8	110206.0	57403.6	61427.0	120832.0
1974	47182.0	115489.0	58068.8	65195.8	127705.0
1975	50177.9	120740.0	60273.9	68301.3	134312.0
1976	50339.9	125442.0	62010.4	71943.7	141543.0
1977	52252.8	129815.0	66406.6	73798.5	146966.0
1978	55827.5	135938.0	70428.7	84179.2	157153.0
1979	58193.4	145188.0	78456.3	96268.4	169348.0
1980	62125.9	154845.0	82079.5	104853.0	179353.0
1981	65394.7	162418.0	87736.5	113977.0	189196.0

FUENTE: Secretaría de Programación y Presupuesto (1981, 1982 y 1983). "Sistema de Cuentas Nacionales de México". México.

CUADRO A.3

Gasto Total en bienes de consumo (millones de pesos corrientes) e Índice de Población (1970 = 1).

Año	X	POB
1960	123496.0	0.7141
1961	133497.0	0.7386
1962	142776.0	0.7639
1963	156255.0	0.79
1964	182626.0	0.8171
1965	199047.0	0.8451
1966	218446.0	0.874
1967	237768.0	0.9039
1968	262900.0	0.9335
1969	290823.0	0.9669
1970	325019.0	1.0
1971	367033.0	1.03266
1972	416162.0	1.06639
1973	502794.0	1.10121
1974	647771.0	1.13717
1975	772183.0	1.18743
1976	953642.0	1.21267
1977	1260320.0	1.25229
1978	1580880.0	1.29319
1979	2020500.0	1.33542
1980	2695930.0	1.37903
1981	3615650.0	1.41338

FUENTE:

- Secretaría de Programación y Presupuesto (1981, 1982 y 1983). "Sistema de Cuentas Nacionales de México". México.

- Nacional Financiera (1981). "México en Cifras". México.

BIBLIOGRAFIA

-Banco de México (1977), "Estadísticas de la Oficina de Cuentas de Producción 1960-1976". México.

-Deaton, A. (1974). "A reconsideration of the empirical implications of Additive preferences". Economic Journal. U.S.A.

-Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980a). "An Almost Ideal Demand System". American Economic Review. vol. 70, No. 3. U.S.A.

- ______________ (1980b). "Economics and Consumer behavior". Cambridge University Press, U.S.A.

-Golberger, A. y Gamaletsos, T. (1970). "A cross-country comparison of consumer expenditure patterns". European Economic Review.

-Johnston, J. (1979). "Métodos de Econometría". Ed. Vicens-Vives, España.

-Layard, P. y Walters, A. (1978). "Microeconomic Theory". McGraw-Hill. U.S.A.

-Lluch, C., Powell, A. y Williams, R. (1977). "Patterns in Household Demand and Saving". Oxford University Press. U.S.A.

-Nacional Financiera, S.A. (1981). "México en Cifras". México.

-Secretaría de Programación y Presupuesto (1981), "Sistema de Cuentas Nacionales de México". vol V. México

- ______________ (1982), "Sistema de Cuentas Nacionales de México 1978-1980". vol. III. México.

- ______________ (1983), "Sistema de Cuentas Nacionales de México 1979-1981". vol. III, México.

-Theil, H. (1971). "Principles of Econometrics". Ed. John Wiley and Sons, U.S.A.