

EL COLEGIO DE MEXICO
CENTRO DE ESTUDIOS ECONOMICOS

TRABAJO DE INVESTIGACION PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRIA EN ECONOMIA

ESTIMACION PARA MEXICO DEL SISTEMA
GENERALIZADO Y DINAMICO DE GASTO
LINEAL

Rubén Ventura Ramírez

Promoción 1987-89

Octubre 1989

ASESOR: Prof. Carlos Urzúa
REVISOR: Prof. Angel Calderón

AGRADECIMIENTOS

A mi esposa, Lupitina, por haber compartido este magnífico esfuerzo y por haber infundido en mi el ánimo y el entusiasmo siempre necesarios.

A mis Padres, por su permanente apoyo y aliento.

A las autoridades de El Colegio de México, por la enorme distinción de que me hicieron objeto al otorgarme la beca para la realización de los estudios de Maestría.

A los maestros del Centro de Estudios Económicos, en quienes siempre encontré disposición y afecto.

RESUMEN

En este documento se estima para México el Sistema Generalizado y Dinámico de Gasto Lineal (DGLES), para tres sectores: Primario, de Servicios y Manufacturero, usando datos agregados de consumo real e índices de precios durante el período 1960-1986.

En la estimación se utiliza el método de Estimación No Lineal de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Se estima en primer lugar bajo el supuesto de la no presencia de autocorrelación serial entre los errores, y posteriormente aplicando el método de diferencias generalizadas bajo distintas estructuras de error.

Se reportan los resultados de las participaciones marginales presupuestales para todo el período muestral, y los resultados obtenidos en el cálculo de las elasticidades ingreso, y de las elasticidades precio, propias y cruzadas (no compensadas y compensadas).

I N D I C E

	PAGINA
I. INTRODUCCION	1
II.EL MODELO TEORICO	5
III.ESTIMACION EMPIRICA	11
III.1 COEFICIENTES DE DISTRIBUCION	15
III.2 COEFICIENTES DE SUBSISTENCIA	17
III.3 ESTADISTICOS DE LA ESTIMACION	18
III.4 ELASTICIDADES	19
IV. CONCLUSIONES	23
APENDICES	
BIBLIOGRAFIA	

I. INTRODUCCION

En los últimos años ha sido notorio que una cantidad considerable de la literatura referente a la aplicación de la teoría del consumidor se ha enfocado en el Sistema de Gasto Lineal y algunas de sus variantes. De éstas, las formas funcionales que mayor aceptación y aplicación empírica han tenido son: el propio Sistema de Gasto Lineal (LES), el Sistema Extendido de Gasto Lineal (ELES), el Sistema de Gasto Lineal de Hábitos (HLES), y el Sistema Generalizado de Gasto Lineal (GLES).

A pesar de la gran similitud de éstos modelos, todos ellos tienen diferencias sustanciales entre sí en lo que respecta a las formas funcionales en que están basados, o sea, en la especificación de la función de utilidad de la que se derivan. Asimismo, difieren en las restricciones teóricas que impone cada uno de los modelos, y por ende, también en las ecuaciones de demanda que se derivan del Sistema.

Otros sistemas de demanda que han sido intensivamente utilizados son el modelo Adilogarítmico Indirecto, el Doble Logarítmico, y el de Rotterdam. Ha sido mostrado que aunque el Sistema de Gasto Lineal y Adilogarítmico Indirecto tienen sus correspondientes funciones de utilidad no homogéneas, ello no ocurre con el Doble Logarítmico y con el Rotterdam, por lo que éstos dos son considerados como modelos de aproximación, ya que si la función de utilidad es homogénea, significa que la proporción del gasto en distintos bienes permanece igual a medida que el ingreso cambia, lo que en principio no es intuitivamente

claro.¹

La decisión del modelo que se debe estimar para un país en particular, debe corresponder en gran medida al ámbito de lo empírico. La decisión estará condicionada a los recursos econométricos con que se cuente para la estimación, a las restricciones en términos de tiempo y a los recursos que la estimación del modelo seleccionado requiera.

Sin embargo, uno de los elementos que más deben interesar al estudioso de la aplicación de sistemas de demanda es la plausibilidad teórica del modelo que se pretende estimar, y la relevancia de los resultados encontrados.

Los modelos mencionados anteriormente, que permiten derivar sistemas de demanda completos, son estáticos en su especificación, lo que implica el supuesto restrictivo de que el consumidor promedio no cambia sus cantidades mínimas requeridas en el tiempo; o sea, que permanecen constantes en el tiempo las cantidades de determinado bien que el consumidor promedio se siente obligado a adquirir para su subsistencia.

Sostener éste supuesto en la estimación de un sistema de demanda para México utilizando datos de series de tiempo es un problema teórico fundamental, ya que es fácilmente imaginable que al elevarse el nivel estándar de vida en nuestro país, lo más normal sería esperar que las cantidades mínimas de subsistencia también varíen. En especial para México sería de gran ayuda utilizar una forma funcional que

¹Para un estudio detallado ver: Parks, (1969)

contemple este problema debido a los grandes cambios que se han presentado en los niveles de ingreso y de bienestar en las últimas décadas.

El problema mencionado representa un aspecto de gran relevancia que lleva implícitos cambios en gustos y en las posibilidades de consumo de los individuos que los sistemas de demanda estáticos no capturan. El problema radica fundamentalmente en encontrar la forma de incorporar el fenómeno de cambios en gustos dentro del análisis. Para resolver este problema teórico fundamental, en años recientes se ha dado origen a múltiples intentos por dinamizar los sistemas de gasto, haciendo que los parámetros del sistema dependan de variables predeterminadas.

Otro problema de relevancia especial para la estimación de sistemas de demanda para México es el efecto que sobre los gustos de los consumidores ha tenido las variaciones en precios relativos y la inflación, ya que sería plausible esperar que los cambios en precios relativos provoquen cambios sobre las decisiones de los consumidores una vez que han cubierto sus requerimientos mínimos de subsistencia.

Para el caso de México, a pesar de la enorme importancia de contar con estudios que intenten explicar las características esenciales de la estructura de demanda, se han aplicado y probado una cantidad extremadamente reducida de modelos. Se han estimado el Sistema Extendido de Gasto Lineal (Lluch, Powell and Williams, 1977), (Jarque, 1985), el Doble Logarítmico (Lustig, 1979 y 1980), el Sistema de Gasto Lineal (García Alba, 1986), y el Sistema Alternativo Propuesto (García Alba, 1986).

No es posible probar bajo bases teóricas cual Sistema de Demanda es superior a los otros, por lo que es necesaria la implementación empírica de los modelos disponibles para probar qué modelo se ajusta mejor al caso que se está analizando. Por ello, el principal objetivo de éste trabajo es probar empíricamente una forma funcional alternativa para la estimación de sistemas de demanda completos para el caso de México, y evaluar los resultados obtenidos.

El modelo que se estima es el Sistema Generalizado y Dinámico de Gasto Lineal, que además de presentar un enfoque alternativo a los estimados para México, tiene características que lo hacen atractivo, ya que permite que las cantidades mínimas requeridas dependan de la tasa de inflación, introduce la hipótesis de formación de hábitos, permite que los coeficientes de distribución dependan de los precios de los bienes, y da las bases para la estimación de elasticidades ingreso y elasticidades precio propias y cruzadas (compensadas y no compensadas).

II. EL MODELO TEORICO

En ésta sección se presenta el Sistema Generalizado de Gasto Lineal, y en forma general, el procedimiento que da lugar a la expresión que nos permite estimar económicamente el Sistema Generalizado y Dinámico de Gasto Lineal.

El Sistema Generalizado y Dinámico de Gasto Lineal es una extensión del Sistema Generalizado de Gasto Lineal (GLES), que está basado en una función de utilidad aditiva. El Sistema Generalizado de Gasto Lineal, desarrollado por Gamaletsos (1970), es un sistema menos restrictivo que el Sistema de Gasto Lineal en un aspecto de particular relevancia, pues permite que las participaciones presupuestales marginales (marginal budget shares) dependan de los precios.

Las funciones de Utilidad Aditivas de las cuales se deriva el GLES son de la siguiente forma:

$$U = \sum_{i=1}^n \delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^\rho \quad ; \quad 0 < \rho < 1 \quad ; \quad (q_i - \gamma_i) > 0$$

$$U = -\sum_{i=1}^n \delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^\rho \quad ; \quad \rho < 0 \quad ; \quad (q_i - \gamma_i) > 0 \quad (1)$$

$$U = -\sum_{i=1}^n \delta_i^{(1-\rho)} (-q_i + \gamma_i)^\rho \quad ; \quad \rho > 1 \quad ; \quad (q_i - \gamma_i) < 0$$

Donde q_i es la cantidad demandada del bien i , y las δ 's, γ 's y las ρ 's son parámetros. Se postula que se cumplen las siguientes restricciones: $0 < \delta_i < 1$; $\sum \delta_i = 1$; $(i = 1, 2, \dots, n)$.

Las funciones de utilidad (1) son transformaciones monotónicas de la forma $U = v^\rho$, de las funciones de Utilidad de Elasticidad de Sustitución Constante:

$$v = \left[\sum_{i=1}^n \delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^\rho \right]^{1/\rho} \quad ; \quad 0 < \rho < 1 \quad ; \quad (q_i - \gamma_i) > 0$$

$$v = \left[-\sum_{i=1}^n \delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^\rho \right]^{1/\rho} \quad ; \quad \rho < 0 \quad ; \quad (q_i - \gamma_i) > 0 \quad (2)$$

$$U = \left[-\sum_{i=1}^n \delta_i^{(1-\rho)} (-q_i + \gamma_i)^\rho \right]^{1/\rho} \quad ; \quad \rho > 1 \quad ; \quad (q_i - \gamma_i) < 0$$

Donde puede observarse que cuando $\rho \rightarrow 0$ esta función de Utilidad se convierte en la función de Utilidad Stone-Geary. El Sistema Generalizado de Gasto Lineal se obtiene de la maximización de la función (2) sujeta a una restricción presupuestal, por lo que, siendo (2) una transformación monotónica de la función Stone - Geary,

el GLES garantiza automáticamente las restricciones generales o las "Condiciones Slutsky" que debe satisfacer un sistema de demanda (Homogeneidad, Agregación (Adding-Up), y Simetría). Esto se debe a que las condiciones de primer orden son invariantes bajo transformaciones monótonicas de la función de utilidad, lo que permite que la ecuación de Slutsky también lo sea.

Maximizando (2) sujeto a $Y = \sum_i P_i Q_i$ se obtiene el Sistema Generalizado de Gasto Lineal:

$$E_{it} = \gamma_i P_{it} + \beta_{it} \left(E - \sum_{j=1}^n \gamma_j P_{jt} \right) \quad i, j=1, \dots, n \quad (3)$$

Donde: E_{it} = Gasto en el bien i en el período t

P_{it} = Precio del bien i en el período t

$E = \sum_{i=1}^n E_{it}$ Son los gastos totales en el año t a precios del año t

$\beta_{it} = \delta_i P_{it}^\tau \left(\sum_{j=1}^n \delta_j P_{jt}^\tau \right)^{-1}$ Es la participación marginal presupuestal

$$\tau = (\rho / 1 - \rho)$$

y donde δ 's, γ 's y τ son parámetros que deben cumplir:

$$0 < \delta < 1 \quad ; \quad -\infty < \tau < \infty \quad ; \quad \sum_{i=1}^n \delta_i = 1$$

La interpretación del Sistema Generalizado de Gasto Lineal es muy similar a la del Sistema de Gasto Lineal:

El modelo descompone o divide el gasto en el bien i en dos componentes:

$(P_{it} \gamma_i)$ Representa el componente de gasto mínimo, o mínimo de subsistencia en el bien i -ésimo.

$(E_i - \sum_{j=i}^n P_{jt} \gamma_j)$ Es el gasto supernumerario, que representa el gasto discrecional en el bien i -ésimo, una vez que ya se han hecho los gastos de subsistencia en todos los bienes que componen la canasta del consumidor.

El Sistema Generalizado de Gasto Lineal propone que para unos precios dados de los bienes, y dados los gastos de consumo total, la distribución del gasto supernumerario entre los bienes de la canasta, se determina por el coeficiente de distribución: $\beta_i = (\partial E_i / \partial E)$ que en la función de gasto (4) de la siguiente página, se expresa como función de los precios de los bienes.

El GLES expresa los gastos en consumo en el bien i -ésimo como función de los precios de los bienes y de los gastos de consumo total:

$$E_i = f(P_1, P_2, \dots, P_n, E_t)$$

El GLES supone, como los demás modelos estáticos, que el consumidor promedio mantiene constante en el tiempo la cantidad del bien i que se siente obligado a comprar para subsistir, o sea, las cantidades mínimas de subsistencia. Sin embargo, se esperaría que

éstas cantidades presentaran variaciones a medida que los niveles de vida cambian en el tiempo.

Este efecto de cambios en gustos se introduce en el GLES haciendo los parámetros γ 's función de variables predeterminadas, y se dinamiza de la siguiente manera:

El costo del mínimo de subsistencia $P_{it} \gamma_{it}$ se hace función del gasto del año anterior, introduciendo de esta manera la Hipótesis de Formación de Hábitos ajustado por la tasa de inflación:

$$P_{it} \gamma_{it} = P_{it} \gamma_i^* + \alpha E_{i, t-1} \quad i=1, \dots, n; t=1, \dots, T \quad (4)$$

Donde $E_{i, t-1}$ representa el gasto de consumo del año anterior en el bien i , las γ_i^* 's y las α 's son parámetros a estimar.

El ajuste en las cantidades mínimas de subsistencia se observa si dividimos la ecuación (4) entre P_{it} :

$$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \alpha_i (P_{i, t-1} / P_{it}) \chi_{i, t-1} \quad (5)$$

donde: $E_{i, t-1} = (P_{i, t-1} * \chi_{i, t-1})$; $i=1, \dots, n$; $t=1, \dots, T$

Sustituyendo la ecuación (4) en (3) tenemos:

$$E_{it} = P_{it} \gamma_i^* + \beta_{it} (E - \sum_{j=1}^n P_{jt} \gamma_j^* - \sum_{j=1}^n \alpha_j E_{j, t-1}) + \alpha E_{i, t-1} + u_{it} \quad (6)$$

Y obtenemos el Sistema Generalizado y Dinámico de Gasto Lineal (DGLES) desarrollado por Gamaletsos (1980,1981). Se añade el término estocástico u al final de (6) para realizar la estimación econométrica del modelo.

El DGLES aporta entonces algunos aspectos que pueden ser valiosos para el caso de México, en el que se utilizarán datos de series de tiempo: hace que los coeficientes de distribución dependan de los precios de los bienes y de su evolución en el tiempo, toma en cuenta el efecto de la inflación sobre las cantidades mínimas de subsistencia y sobre el cambio en gustos del consumidor promedio, e introduce la hipótesis de formación de hábitos:

III. ESTIMACION EMPIRICA

Para la estimación del Sistema Generalizado y Dinámico de Gasto Lineal, se utilizó el Paquete Econométrico RATS Versión 3.01. Rats permite la estimación del modelo mediante el método de Mínimos Cuadrados no Lineales. RATS utiliza el Algoritmo de Gauss-Newton para minimizar la suma de los cuadrados de los residuales:

$$\text{Min } \sum_{t=1}^T u_t^2$$

Se utilizaron datos anuales de Consumo Real por División de 1960 a 1986, parte de ellos (hasta 1981) fueron tomados de los datos reportados por García de Alba (1986), y los restantes del Sistema de Cuentas Nacionales(1982-1986). Se utilizaron los índices de precios implícitos de los datos de García de Alba.

Se intentó estimar el modelo con una primera agregación de datos que comprendía 7 agregados: El sector primario, que comprende las Grandes Divisiones 1 y 2, y cada una de las Grandes Divisiones 5, 6, 7, 8, 9 y la Gran División 3 de manufacturas.

Se llevaron a cabo las estimaciones para este nivel de agregación obteniendo resultados sumamente insatisfactorios para todos los sectores, ello seguramente debido al gran número de parámetros a estimar por ecuación (22 parámetros), y también a que la muestra no era suficientemente grande (el número de grados de libertad se reducía a 4). En ningún caso se encontró algún parámetro significativo, por lo que los resultados no se reportan.

En una segunda etapa se realizó otra agregación a tres sectores: Sector Primario(1), Sector de Servicios (2), y Sector Manufacturero (3), conteniendo cada uno las divisiones de cuentas nacionales que muestra el cuadro 1.

CUADRO 1

AGREGACION DE TRES SECTORES PARA LA ESTIMACION DEL DBLES

DIVISIONES DE LAS CUENTAS NACIONALES POR SECTOR

1.Sector primario	
Gran Div. 1:	Agricultura, Ganadería, Silvicultura, y pesca
Gran Div. 2:	Minería
2.Sector Servicios	
Gran Div. 6:	Comercio, Rest. y Hoteles
Gran Div. 7:	Transp. Almacenamiento y Comunicaciones
Gran Div. 8:	Serv. Financieros, seguros y bienes raíces
Gran Div. 9:	Serv. comunales, sociales y personales
3.Manufacturas	
Gran Div. 5:	Electricidad
División I:	Productos alimenticios, bebidas y tabaco
Division II:	Textiles, ropa e industrias del cuero
Div. III:	Industria de la madera y productos de madera.
División IV:	Papel, prod. de papel, impresión y edicion
División V:	Sustancias Químicas, derivados del Petróleo y prod. de hule y plastico
División VI:	Prod. Minerales no Metálicos, excepto carbon y derivados del petroleo
Div. VII:	Industrias metálicas basicas
Div. VIII:	Productos metalicos, maquinaria y equipo
División IX:	Otras Industrias Manufactureras

El modelo se estimó para los tres sectores agregados, bajo el supuesto de que no había correlación serial entre los errores. El número de parámetros a estimar se redujo a 9 y los grados de libertad aumentaron a 17.

Aunque la agregación facilitó en cierta medida el proceso de estimación, el proceso iterativo convergía muchas de las veces a mínimos locales, dependiendo de los valores propuestos a los parámetros, por ello se tuvo que ensayar con distintos conjuntos de valores y seleccionar los estimadores finales en base a el valor de la función que minimiza la suma de los cuadrados de los errores, a la plausibilidad de los valores de los parámetros arrojados por el proceso iterativo, al nivel de significancia de los parámetros, y al valor de la R^2 ajustada por grados de libertad. Finalmente se observó que habiendo seleccionado los valores óptimos, los valores de los parámetros convergían a éstos cuando los valores propuestos se encontraban dentro de cierto rango.

Los resultados de esta segunda estimación se reportan en el cuadro 2. En el cuadro se muestran los resultados encontrados mediante el procedimiento de Mínimos Cuadrados No Lineales, donde se hace el supuesto de no autocorrelación entre los residuos. Los Coeficientes de distribución tienen signos y magnitudes esperadas. Como las β 's se expresan como función de los precios, su grado de significancia depende del nivel del coeficiente τ , el cual es altamente significativo (el estadístico t va de 1731 para el sector primario hasta 8320.9 para el sector de servicios).

Sin embargo el sector primario registra como no significativo el coeficiente de subsistencia γ_1 , y el coeficiente de distribución δ_1 .

CUADRO 2
RESULTADOS DEL DGLS PARA MEXICO 1960-1986

SECTOR	COEF. DE DISTRIBUCION		COEF. DE SUBSISTENCIA			ESTADISTICOS		
	β_L	δ_i	γ_i	α_i	τ	R^2	D-W	h-dur
1. PRIMARIO	0.0012	0.1541	21614	1.096	1.000	.9817	2.28	-26.69
		(.0240)	(.5732)	(5.59)	(1731.8)			
2. SERVICIOS	0.17	.1959	131814	1.0032	.9995	.9991	2.905	-2.31
		(9.84)	(9.91)	(24.0)	(8320.9)			
3. MANUFACTURAS	0.8288	.8264	156965	1.121	.9986	.9996	2.705	-2.86
		(28.7)	(2.10)	(7.340)	(961.0)			

Nota: Los estadísticos t están entre paréntesis. Las β 's están evaluadas en el punto de medias.

Todas las α 's presentan magnitudes y signos esperados y todas son significativas al 1%. Las restricciones para las β 's se cumplen, y las restricciones sobre las δ 's fueron impuestas en la estimación. Sin

embargo, el estadístico Durbin-Watson en los sectores de servicios y manufacturas cae dentro de la zona de incertidumbre, y la utilización de la prueba λ de Durbin, comúnmente utilizada cuando una de las variables predeterminadas es la variable dependiente rezagada, indica que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de autocorrelación de primer orden para todos los sectores al 5% de significancia. Asimismo, la función de autocorrelación parcial para los residuales indica la presencia de autocorrelación (ver ANEXOS) por lo que se estimó una nueva ecuación por diferencias generalizadas para cada uno de los tres sectores.

El cuadro 3 muestra los resultados que se encontraron al estimar el modelo por diferencias generalizadas. Se propusieron estructuras de error distintas para cada sector: para el Sector Agrícola se propuso una RHO de -0.148 , para el Sector de Servicios se propuso una RHO de -0.4578 , y para el Sector Manufacturero una RHO de -0.3732 , todos estos valores dados por la función de autocorrelación parcial para los residuales obtenidos de la estimación anterior.

III.1 COEFICIENTES DE DISTRIBUCION (β 's)

Los coeficientes de Participación Presupuestal Marginal (β 's) nuevamente tienen signos y magnitudes esperadas, y apenas registran pequeños cambios respecto a los resultados del cuadro 2. Las β 's indican que el gasto discrecional, definido como el gasto extra a los gastos de subsistencia se distribuyen de la siguiente manera: 1.5% en gastos del Sector Primario, un 18.5% al Sector Servicios, y un 80% del gasto discrecional se destina al Sector Manufacturero.

CUADRO 3

RESULTADOS DEL DGLS PARA MEXICO BAJO SUPUESTOS DE ESTRUCTURAS
DE ERROR ALTERNATIVAS 1960-1988

SECTOR	COEF.DE DISTRIBUCION		COEF.DE SUBSISTENCIA			ESTADISTICOS		
	β_L	δ_i	γ_i	α_i	τ	R^2	D-W	h -dur
1.PRIMARIO	0.0148	.01529	21438	1.096	1.000	.9847	2.09	-1.86
	$\rho = -.148$	(.3999)	(.3983)	(5.63)	(1723.9)			
2.SERVICIOS	0.185	.1944	131139	1.0029	.9995	.9996	1.96	0.0998
	$\rho = .4578$	(11.2)	(7.24)	(38.2)	(12724)			
3.MANUFACTU RAS	0.8001	.8264	157166	1.120	.9986	.9998	2.33	-2.23
	$\rho = -.373$	(28.7)	(2.16)	(7.346)	(961.6)			

Nota: Los estadísticos t están entre paréntesis. Las β 's están evaluadas en el punto de medias.

La significancia de las β 's permanece, debido a que también permanecen significativos los parámetros τ 's. (el valor del estadístico t ahora va de 964 para el Sector Manufacturero, hasta 12724 para el Sector Servicios). De ello se deriva una importante implicación, ya que sugiere que el efecto de los precios sobre la distribución del ingreso discrecional entre los grupos de bienes alternativos es muy fuerte, y que el valor de τ es significativamente diferente de cero, siendo contradictorio con lo propone el Sistema de

Gasto Lineal, (en el LES ρ es 1, por lo que τ es igual a cero). Esto demuestra una fuerte restricción que impone el Sistema de Gasto Lineal, y que se elimina al permitir la flexibilidad de dicho parámetro en el DGLES.²

Por otra parte, los coeficientes δ 's registran pequeñísimas variaciones respecto a las del cuadro 2, cumplen con las restricciones que pide el modelo $\delta_i > 0$, y para el caso del sector Primario continua siendo estadísticamente no significativo.

III.2 COEFICIENTES DE SUBSISTENCIA (γ 's)

Los coeficientes de subsistencia también se reportan en el cuadro 3. Las γ 's continúan siendo significativas para los sectores de Servicios (donde alcanza un valor de \$131,138.8) y el de Manufacturas (con un valor de \$157,165.6). Sin embargo, para el sector Primario persiste el problema de no significancia estadística, esto nos indica que no podemos rechazar la hipótesis nula de que el mínimo de subsistencia para el sector Primario es cero, lo que es un resultado poco plausible. Las cantidades mínimas de subsistencia están expresadas en millones de pesos de 1970, por lo que si consideramos al coeficiente del sector Primario como cero, por no presentar significancia estadística, el total de consumo de subsistencia asciende a \$288,304.4, cantidad en la que el sector Servicios participa con un 45.4% y el sector Manufacturero con el restante 54.5%.

²El parámetro ρ está relacionado con la elasticidad de sustitución parcial. La elasticidad de sustitución parcial con respecto a las cantidades supernumerarias ($\chi-\gamma$) en el DGLES es igual a $1-\tau$ para $-\infty < \tau < \infty$, ó $\tau-1$, para $1 < \tau < \infty$. En el LES $\tau=0$, por lo que la elasticidad de sustitución parcial es igual a uno.

Debido a la introducción de la hipótesis de formación de hábitos ajustada por la tasa de inflación, las cantidades que muestran los coeficientes γ 's indican la forma en que los consumidores deciden cuales son sus cantidades mínimas de subsistencia, una vez que han tomado en cuenta las presiones inflacionarias que enfrentan.

Los coeficientes de la tasa de inflación (α 's) permanecen con los mismos valores que en el cuadro 2, todos son significativos al 1% y tienen el signo esperado. Estos coeficientes tienen signo positivo debido a que las α 's son los coeficientes del inverso de la variación en precios ($P_{i,t-1}/P_i$), lo que significa que se espera que la tasa de inflación tenga efectos negativos sobre las cantidades mínimas de subsistencia.

El hecho de que los coeficientes α 's sean significativos es un indicativo de que la tasa de inflación sí tiene efectos sobre los gustos de los consumidores, alterando las cantidades mínimas de subsistencia. Estos coeficientes van del menor para el Sector Servicios ($\alpha_2=1.002951$), después el Sector Primario ($\alpha_1=1.0959$), y el mayor el Sector Manufacturero ($\alpha_3=1.120254$). Los signos y las magnitudes de los parámetros α 's son consistentes con la relación teóricamente planteada entre la tasa de inflación y los mínimos de subsistencia, y cumplen con las restricciones impuestas por el modelo.

III.3 ESTADISTICOS

Los estadísticos reportados en el cuadro 3 muestran niveles de bondad de ajuste muy elevadas, lo que en principio da indicios para pensar que el DGLES es un buen modelo. Para el Sector Primario la R^2

ajustada por grados de libertad es de .9847, para el Sector de Servicios de .9996 y la mas alta para el Sector Manufacturero con .9998.

Con la estimación en diferencias se logró reducir sustancialmente en todos los sectores el valor del estadístico Durbin Watson, y bajo la prueba h de Durbin se acepta la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de primer orden para los sectores Primario y de Servicios con un nivel de significancia del 5% . No obstante, la hipótesis nula solo se acepta para el sector Manufacturero al nivel de significancia de 1%.

III.4 ELASTICIDADES

Las elasticidades ingreso y precio de corto plazo de la demanda del consumidor, derivadas del DGLES son:

$$H_{yi} = [(\partial \chi_i) / \partial E] / [(\chi_i) / (E)] = \beta_i / W_i$$

sujeto a: $H_{yi} > 0$ para $\beta_i > 0$ ($i=1, \dots, n$)

$$H_{pi} = [(\partial \chi_i) / \partial P_i] / [(\chi_i) / (P_i)] =$$

$$= [\beta_i (\tau - 1) E_{it}^{-1} - \tau \beta_i^2 E_{it}^{-1}] (E - \sum_j^n P_{jt} \gamma_j^* - \sum_j^n \alpha_j E_{jt-1}) - \beta_i \gamma_i^* \chi_i^{-1} - \alpha_i E_{it-1} E_{it}^{-1}$$

sujeto a $-\infty < H_{ii} < 0$ para $0 < \beta_i < 1$, $\chi_{it} > \gamma_i^*$ y $\tau < 1$ ($i=j$);
 $H_{ii} < 0$ para $0 < \beta_i < 1$, $\chi_{it} < \gamma_i^*$ y $\tau > 1$ ($i=j$);

$$H_{ij} = \left[\frac{\partial \chi_i}{\partial P_j} \right] / \left[\frac{\partial \chi_i}{\partial P_j} \right] =$$

$$= \left[\beta_i (\tau) \beta_j^2 E_{it}^{-1} \right] \left(E - \sum_j^n P_{jt} \gamma_j^* - \sum_j^n \alpha_j E_{jt-1} \right) - \beta_i P_{jt} \gamma_j^* E_{it}^{-1}$$

sujeto a $-\infty < H_{ij} < 0$ para $0 < \beta_i < 1$, $\chi_{it} > \gamma_i^*$ y $\tau < 1$ ($i=j$);
 $-\infty < H_{ij} < 0$ para $0 < \beta_i < 1$, $\chi_{it} < \gamma_i^*$ y $1 < \tau < \infty$ ($i=j$);

$$\bar{H}_{ii} = H_{ii} + H_{yi} W_i$$

sujeto a $-\infty < \bar{H}_{ii} < 0$ para $H_{ii} < 0$ y $0 < H_{yi} W_i < H_{ii}$ ($i=j$)

$$\bar{H}_{ij} = H_{ij} + H_{yi} W_j$$

sujeto a $\bar{H}_{ij} > 0$ para $H_{ij} < 0$ y $H_{yi} W_j > H_{ij} < 0$ ($i=j$)

Donde:

$$W_i = E_{it}/E_i$$

H_{yi} = elasticidades ingreso

H_{ii} ; H_{ij} son elasticidades precio propio y cruzadas, no

compensadas.

\hat{H}_{ii} ; \hat{H}_{ij} son elasticidades precio propio y cruzadas, compensadas.

El cuadro 4 muestra las participaciones presupuestales marginales para los tres sectores, y para todos los años que cubre la muestra. Las BETAS 1 corresponden al sector Primario, las BETAS 2 al sector de Servicios, y las BETAS 3 al sector Manufacturero. Todos los coeficientes son positivos, y mantienen cierta estabilidad en el tiempo, aunque si registran pequeñas variaciones. Sin embargo, los coeficientes no suman 1 en cada año, el origen de esta inconsistencia es seguramente debido a que el modelo no se ajustó bien al sector Primario, por lo que se sugiere tomar con cautela las β 's que le corresponden (BETAS 1).

El cuadro 5 presenta las elasticidades ingreso calculadas para los tres sectores en el orden acostumbrado, y muestran su evolución durante todo el período muestral. Se observa que las demandas por los bienes de los Sectores Primario y de Servicios son inelásticas, H_{y1} y H_{y2} respectivamente son menores a uno (aunque en mayor medida el primero), y que la demanda por bienes manufacturados es elástica ($H_{y3} > 1$). Estos resultados ratifican que al igual que el Sistema de Gasto lineal, el DGLES está restringido a bienes normales .

El cuadro 6 muestra las elasticidades precio propias no compensadas, y el cuadro 7 las elasticidades precio propias compensadas. Todas presentan los signos esperados (H_{ii} y $H_{ii} < 0$), pero las magnitudes que se registran al final de la muestra son en

C U A D R O 4

PARTICIPACIONES PRESUPUESTALES MARGINALES

	BETAS 1	BETAS 2	BETAS 3
1960	0.01912	0.15850	0.81460
1961	0.01869	0.16334	0.81344
1962	0.01793	0.16990	0.81574
1963	0.01767	0.17155	0.81790
1964	0.01733	0.17416	0.81986
1965	0.01671	0.17952	0.82309
1966	0.01601	0.18575	0.82712
1967	0.01575	0.18890	0.82739
1968	0.01520	0.19361	0.83185
1969	0.01517	0.19474	0.83071
1970	0.01528	0.19594	0.82648
1971	0.01444	0.20200	0.83600
1972	0.01465	0.20268	0.83015
1973	0.01544	0.19520	0.82412
1974	0.01638	0.18480	0.82091
1975	0.01559	0.19327	0.82391
1976	0.01477	0.20054	0.83075
1977	0.01500	0.19725	0.83057
1978	0.01420	0.20631	0.83510
1979	0.01491	0.20179	0.82552
1980	0.01506	0.20439	0.81788
1981	0.01594	0.20192	0.80020
1982	0.01470	0.21239	0.81322
1983	0.01497	0.20523	0.81838
1984	0.01594	0.19401	0.81472
1985	0.01730	0.18373	0.80268
1986	0.01951	0.17168	0.77918

FUENTE: Calculos Propios

C U A D R O 5
ELASTICIDADES INGRESO

	Hy1	Hy2	Hy3
1960	0.15354	0.44479	1.56925
1961	0.15316	0.45867	1.55877
1962	0.14711	0.47132	1.57593
1963	0.14141	0.48245	1.57446
1964	0.13886	0.51753	1.52203
1965	0.13839	0.53574	1.51250
1966	0.13455	0.56627	1.49569
1967	0.13145	0.57620	1.49805
1968	0.12944	0.59681	1.49029
1969	0.13490	0.60956	1.46238
1970	0.13974	0.62402	1.43322
1971	0.11672	0.65313	1.47435
1972	0.12495	0.65147	1.45229
1973	0.13344	0.63914	1.42362
1974	0.14361	0.59859	1.42222
1975	0.13477	0.62427	1.43355
1976	0.13239	0.63937	1.44528
1977	0.13470	0.62979	1.44336
1978	0.12730	0.66988	1.43863
1979	0.13875	0.64518	1.42390
1980	0.14950	0.66040	1.38672
1981	0.18628	0.66184	1.31323
1982	0.16828	0.67041	1.36481
1983	0.15924	0.61612	1.42856
1984	0.16508	0.59299	1.41374
1985	0.18194	0.57730	1.36830
1986	0.20150	0.52685	1.34969

FUENTE: Calculos Propios

algunos casos desconcertantes. La causa de esos desajustes muy probablemente tienen su origen en el proceso de agregación y ajuste de las dos fuentes que se utilizaron en la estimación.

Las elasticidades precio cruzadas compensadas y no compensadas se estimaron para distintos años, pero los resultados obtenidos no cumplían con las restricciones del modelo, ya que arrojaron en la mayoría de los casos elasticidades con signos positivos, violando la restricción del modelo de que todos los bienes son complementos brutos entre sí. Los datos no se reportan, pero probablemente una de las causas de esta contradicción con los fundamentos teóricos del modelo sea el nivel de agregación utilizado.

C U A D R O 6

ELASTICIDADES PRECIO PROPIO NO COMPENSADAS

	H11	H22	H33
1960	-0.01721°	0.00758	-1.25228
1961	-1.08559	-0.91493	-1.21324
1962	-1.07924	-0.91388	-1.22651
1963	-1.01822	-0.91089	-1.21170
1964	-0.99512	-0.90937	-1.17426
1965	-1.07894	-0.90605	-1.20012
1966	-1.05506	-0.92002	-1.18999
1967	-1.04319	-0.90989	-1.21096
1968	-1.04245	-0.89785	-1.19324
1969	-1.08278	-0.91670	-1.18656
1970	-1.06977	-0.92010	-1.19511
1971	-0.92340	-0.92052	-1.22321
1972	-1.08792	-0.89240	-1.19740
1973	-1.04542	-0.91081	-1.19871
1974	-1.07583	-0.89565	-1.22018
1975	-1.04362	-0.89523	-1.21591
1976	-1.10751	-0.88354	-1.19879
1977	-1.07468	-0.88106	-1.19271
1978	-1.04606	-0.86209	-1.17429
1979	-1.07563	-0.81040	-1.19152
1980	-1.12382	-0.82401	-1.17046
1981	-1.14916	-0.74138	-1.14982
1982	-1.14562	-0.74763	-1.20173
1983	-1.17959	-0.57110	-1.13212
1984	-1.22812	-0.32069	-0.96361
1985	-1.39709	0.04084	-0.79919
1986	-1.76916	0.87639	-0.37454

FUENTE: Calculos Propios

C U A D R O 7

ELASTICIDADES PRECIO PROPIO COMPENSADAS

	H11-BAR	H22-BAR	H33-BAR
1960	0.001912	0.16608	-0.43768
1961	-1.06689	-0.75159	-0.39979
1962	-1.06131	-0.74399	-0.41077
1963	-1.00055	-0.73934	-0.3938
1964	-0.97779	-0.7352	-0.3544
1965	-1.06223	-0.72654	-0.37703
1966	-1.03905	-0.73427	-0.36287
1967	-1.02743	-0.72099	-0.38357
1968	-1.02725	-0.70425	-0.36139
1969	-1.06761	-0.72196	-0.35585
1970	-1.05449	-0.72417	-0.36863
1971	-0.90896	-0.71851	-0.38721
1972	-1.07327	-0.68973	-0.36725
1973	-1.02998	-0.71562	-0.37459
1974	-1.05944	-0.71085	-0.39927
1975	-1.02803	-0.70196	-0.39201
1976	-1.09274	-0.683	-0.36804
1977	-1.05968	-0.68381	-0.36213
1978	-1.03186	-0.65578	-0.33919
1979	-1.06072	-0.60861	-0.366
1980	-1.10876	-0.61962	-0.35258
1981	-1.13321	-0.53946	-0.34963
1982	-1.13092	-0.53524	-0.38851
1983	-1.16462	-0.36587	-0.31375
1984	-1.21219	-0.12668	-0.14888
1985	-1.37979	0.224575	0.003492
1986	-1.74964	1.048071	0.404643

FUENTE: Calculos Propios

IV. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se ha intentado estimar una forma funcional alternativa para la estimación de Sistemas de Demanda Completos para México. El Sistema Generalizado y Dinámico de Gasto Lineal aplicado empíricamente para un nivel de agregación de tres sectores arrojó resultados positivos para dos de ellos: el Sector Servicios y el Manufacturero; y resultados muy poco satisfactorios para el sector Primario.

El DGLES permitió la estimación de las Participaciones Presupuestales Marginales para cada año de la muestra por sector, se ajustó bien en la estimación de las Elasticidades Precio Propio No Compensadas y Compensadas, y permitió la estimación de las Elasticidades Ingreso. Sin embargo, el modelo arrojó resultados sin validez teórica en la estimación de las Elasticidades Precio Cruzadas, No Compensadas y Compensadas.

El DGLES no puede ser evaluado directamente en comparación con otros modelos en el caso de México por diferir en la metodología y en los niveles de agregación, sin embargo, se ha demostrado que el DGLES puede ser aplicado para México, arrojando resultados plausibles teóricamente, y que añade elementos novedosos y relevantes en el análisis con datos agregados de series de tiempo.

Asimismo, el Sistema Generalizado y Dinámico de Gasto Lineal, introduce elementos que no habían sido considerados en las estimaciones de Sistemas de Gasto hasta ahora empíricamente probados para México, y que específicamente en los estudios que emplean datos

de series de tiempo pueden aportar resultados que coadyuven a un mejor conocimiento de la estructura del gasto.

El Sistema Dinámico que se estimó puede ser revisado en su implementación empírico y probablemente brinde mejores resultados si se aumenta el tamaño de la muestra, o si se emplea un procedimiento de Máxima Verosimilitud de Completa Información.

El Sistema Generalizado y Dinámico de Gasto Lineal aplicado para México probó tener una especificación teórica plausible y menos restrictiva que el Sistema de Gasto Lineal. La estimación del sistema de gasto permitió remover algunos de los fuertes supuestos que implica no considerar el efecto que sobre las cantidades de subsistencia mínima tiene la inflación. El DGLES también dió los elementos para mostrar, cómo y en que medida, los precios influyen (através de τ) sobre las participaciones presupuestales marginales.

A P E N D I C E A

DATOS DE CONSUMO REAL E INDICES DE PRECIOS POR SECTOR

ABREVIATURAS DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

CR1 : CONSUMO REAL EN EL SECTOR PRIMARIO

CR2 : CONSUMO REAL EN EL SECTOR SERVICIOS

CR3 : CONSUMO REAL EN EL SECTOR MANUFACTURERO

CT : CONSUMO TOTAL

IPC1: INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR EN EL SECTOR PRIMARIO

IPC2: INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR EN EL SECTOR SERVICIOS

IPC3: INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR EN EL SECTOR MANUFACTURERO

DATOS DE CONSUMO FINAL PRIVADO POR SECTOR
(MILLONES DE PESOS DE 1970)

ENTRY	CR1	1	CR2	2	CR3	3	CT	4
1960: 1	21736.9		62194.6		90599.4		174531.	
1961: 1	22221.3		64842.3		95021.0		182085.	
1962: 1	22847.5		67561.8		97014.6		187424.	
1963: 1	24898.7		70862.9		103526.		199287.	
1964: 1	27748.2		74821.7		119762.		222331.	
1965: 1	28480.7		79049.2		128379.		235909.	
1966: 1	29886.7		82400.4		138915.		251202.	
1967: 1	31709.7		86737.1		146128.		264574.	
1968: 1	33648.6		92962.4		159954.		286565.	
1969: 1	34367.4		97623.5		173585.		305576.	
1970: 1	35541.3		102052.		187426.		325019.	
1971: 1	42574.2		106454.		195171.		344199.	
1972: 1	43250.0		114733.		210803.		368786.	
1973: 1	45780.8		120832.		229037.		395650.	
1974: 1	47182.0		127705.		238757.		413644.	
1975: 1	50177.9		134302.		249315.		433795.	
1976: 1	50339.9		141543.		259397.		451279.	
1977: 1	52252.8		146966.		270020.		469239.	
1978: 1	55827.5		154153.		290546.		500526.	
1979: 1	58193.4		169348.		313913.		541454.	
1980: 1	58357.9		179353.		341778.		579489.	
1981: 1	57815.0		206089.		411617.		675521.	
1982: 1	58463.5		212041.		398807.		669311.	
1983: 1	60228.4		213345.		366913.		640486.	
1984: 1	63653.1		215724.		379981.		659358.	
1985: 1	64810.7		216874.		399747.		681431.	
1986: 1	64560.0		217247.		384880.		666687.	

FUENTE: Sistema de Cuentas Nacionales 1982-1986. SPP.

Garcia de Alba(1986)

INDICES DE PRECIOS POR SECTOR

ENTRY	IPC1	5	IPC2	6	IPC3	7
1960: 1	77.8579		59.7804		76.5916	
1961: 1	80.5596		63.7553		78.1458	
1962: 1	82.2773		68.3857		80.1629	
1963: 1	83.6903		70.6806		82.4252	
1964: 1	86.4553		74.6074		85.8491	
1965: 1	87.0748		78.3303		87.4971	
1966: 1	87.5747		82.6610		89.3786	
1967: 1	90.1232		86.7293		91.6764	
1968: 1	89.7969		89.8435		93.2546	
1969: 1	93.5052		93.8825		96.2275	
1970: 1	100.000		100.000		100.000	
1971: 1	101.744		107.896		107.012	
1972: 1	110.432		115.757		111.758	
1973: 1	128.477		127.182		126.748	
1974: 1	161.965		149.658		159.255	
1975: 1	180.416		176.543		178.310	
1976: 1	206.575		214.318		210.605	
1977: 1	263.465		268.229		269.769	
1978: 1	301.480		326.521		312.940	
1979: 1	372.895		384.450		367.115	
1980: 1	476.279		489.103		445.557	
1981: 1	647.692		631.028		548.481	
1982: 1	946.748		1004.71		850.123	
1983: 1	1774.57		1832.89		1662.82	
1984: 1	3010.85		2894.37		2810.13	
1985: 1	5028.37		4426.25		4440.87	
1986: 1	10153.8		7897.95		7997.75	

FUENTE: Indices de precios implícitos en Garcia de Alba (1986)

A P E N D I C E 1

ESTIMACIONES PARA EL SECTOR PRIMARIO

```

CAL 1960
ALLOCATE O 1986:1
OPEN DATA C:\VAL3.WKQ
DATA(FORMAT=WKS,ORG=OBS) /
*
SET TREND = T
*
NONLIN GAMMA1 GAMMA2 GAMMA3 TAD $
DELTA1 DELTA2 $
ALFA1 ALFA2 ALFA3
*
FRML CES =( IPC1(T) * GAMMA1 ) + $
( (DELTA1 * IPC1(T)**(TAD)) / ( (DELTA1 * IPC1(T)** (TAD)) + $
(DELTA2 * IPC2(T)**(TAD)) + $
((1 - DELTA1 - DELTA2 ) * IPC3(T)**(TAD))) ) * $
( CT(T) - (IPC1(T) * GAMMA1) - (IPC2(T) * GAMMA2) - (IPC3(T) * GAMMA3) - $
(ALFA1 * CR1(T-1)) - (ALFA2 * CR2(T-1)) - (ALFA3 * CR3(T-1)) ) + $
(ALFA1 * CR1(T-1))
*
EVAL GAMMA1=21614.93
EVAL GAMMA2=1201478
EVAL GAMMA3=178884.4
EVAL TAD=1.000166
EVAL DELTA1=.1541687E-01
EVAL DELTA2=.8566915
EVAL ALFA1=1.096078
EVAL ALFA2=-.2916655
EVAL ALFA3=2.551604
*
NLLS(FRML=CES,TRACE,ITERATION=200) CR1 / RESIDS
CR1
CR2
CR3
IPC1
IPC2
IPC3
CT

```

DEPENDENT VARIABLE 1 CR1
 FROM 1960: 1 UNTIL 1986: 1
 TOTAL OBSERVATIONS 27 SKIPPED/MISSING 1
 USABLE OBSERVATIONS 26 DEGREES OF FREEDOM 17
 R**2 .98759388 RBAR**2 .98175571
 SSR 62178593. SEE 1912.4760
 DURBIN-WATSON 2.28575608
 Q(13)= 17.3965 SIGNIFICANCE LEVEL .181807

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC
***	*****	***	***	*****	*****	*****
1	GAMMA1	1	0	21614.93	37704.23	.5732760
2	GAMMA2	2	0	1201478.	726188.5	1.654499
3	GAMMA3	3	0	178884.4	823029.3	.2173488
4	TAO	4	0	1.000166	.5775121E-03	1731.853
5	DELTA1	5	0	.1541687E-01	.2465091E-01	.6254077
6	DELTA2	6	0	.8566915	.5760431	1.487200
7	ALFA1	7	0	1.096078	.1960463	5.590915
8	ALFA2	8	0	-.2916655	4.616169	-.6318346E-01
9	ALFA3	9	0	2.551604	4.542555	.5617112

CORRELATE RESIDS / 20

AUTOCORRELATIONS OF SERIES		9	RESIDS		VARIANCE		.23873E+07
NUMBER OF OBSERVATIONS		26					
FROM	1961: 1 UNTIL	1986: 1					
1 :	-.150244	-.223635	-.139337	.345638	-.076159	-.203937	
7 :	.181956	.062441	-.126922	-.345539	.164184	.082642	
13 :	.016921	-.182976	.102333	.022759	-.103859	-.021717	
19 :	.080174	.073924					

PARTIAL RESIDS / 20

PARTIAL AUTOCORRELATIONS OF SERIES		9	RESIDS				
NUMBER OF OBSERVATIONS		26					
FROM	1961: 1 UNTIL	1986: 1					
1 :	-.150244	-.251894	-.239506	.241782	-.055985	-.147682	
7 :	.242169	-.060757	-.100898	-.277237	-.135265	-.079190	
13 :	.040790	-.050099	.033893	-.026687	-.080319	-.039980	
19 :	-.098550	-.107867					

CAL 1960
ALLOCATE O 1986:1
OPEN DATA C:\VAL3.WKQ
DATA(FORMAT=WKS,ORG=OBS)

CR1
CR2
CR3
IPC1
IPC2
IPC3
CT

*

SET TREND = T
SET Z1 = CR1(T) - (-.148*CR1(T-1))
SET Z2 = IPC1(T) - (-.148*IPC1(T-1))
SET Z3 = CR1(T-1) - (-.148*CR1(T-2))

*

NONLIN GAMMA1 GAMMA2 GAMMA3 TAO \$
DELTA1 DELTA2 \$
ALFA1 ALFA2 ALFA3

*

FRML CES =(Z2(T) * GAMMA1) + \$
((((DELTA1 * IPC1(T)**(TAO)) / ((DELTA1 * IPC1(T)**(TAO)) + \$
(DELTA2 * IPC2(T)**(TAO)) + \$
((1 - DELTA1 - DELTA2) * IPC3(T)**(TAO)))) * \$
(CT(T) - (IPC1(T) * GAMMA1) - (IPC2(T) * GAMMA2) - (IPC3(T) * GAMMA3) - \$
(ALFA1 * CR1(T-1)) - \$
(ALFA2 * CR2(T-1)) - (ALFA3 * CR3(T-1)))) - ((-.148) * \$
((DELTA1 * IPC1(T-1)**(TAO)) / ((DELTA1 * IPC1(T-1)**(TAO)) + \$
(DELTA2 * IPC2(T-1)**(TAO)) + \$
((1 - DELTA1 - DELTA2) * IPC3(T-1)**(TAO)))) * \$
(CT(T-1) - (IPC1(T-1) * GAMMA1) - (IPC2(T-1) * GAMMA2) - \$
(IPC3(T-1) * GAMMA3) - (ALFA1 * CR1(T-2)) - \$
(ALFA2 * CR2(T-2)) - (ALFA3 * CR3(T-2)))) + \$
(ALFA1 * Z3(T))

*

EVAL GAMMA1=21614.93
EVAL GAMMA2=1201478
EVAL GAMMA3=178884.4
EVAL TAO=1.000166
EVAL DELTA1=.1541687E-01
EVAL DELTA2=.8566915
EVAL ALFA1=1.096078
EVAL ALFA2=-.2916655
EVAL ALFA3=2.551604

*

NLLS(FRML=CES,TRACE,ITERATION=200) Z1 / RESIDS

DEPENDENT VARIABLE 9 Z1
 FROM 1961: 1 UNTIL 1986: 1
 TOTAL OBSERVATIONS 26 SKIPPED/MISSING 1
 USABLE OBSERVATIONS 25 DEGREES OF FREEDOM 16
 R**2 .98982574 RBAR**2 .98473861
 SSR 60219972. SEE 1940.0382
 DURBIN-WATSON 2.09254105

Q(12)= 15.8388 SIGNIFICANCE LEVEL .198734

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC
***	*****	***	***	*****	*****	*****
1	GAMMA1	1	0	21438.75	53820.14	.3983406
2	GAMMA2	2	0	1201106.	366810.4	3.274461
3	GAMMA3	3	0	179069.0	368505.3	.4859333
4	TAD	4	0	1.000168	.5801645E-03	1723.938
5	DELTA1	5	0	.1529520E-01	.3824297E-01	.3999481
6	DELTA2	6	0	.8566439	.2835798	3.020822
7	ALFA1	7	0	1.095956	.1945332	5.633775
8	ALFA2	8	0	-.3036993	5.524450	-.5497366E-01
9	ALFA3	9	0	2.562420	5.251107	.4879771

PARTIAL RESIDS / 20
 PARTIAL AUTOCORRELATIONS OF SERIES 12 RESIDS
 NUMBER OF OBSERVATIONS 25
 FROM 1962: 1 UNTIL 1986: 1

1 :	-.063624	-.274832	-.164400	.232107	-.137074	-.134531
7 :	.208433	-.115388	-.152731	-.235272	-.123192	-.019350
13 :	.092556	-.075057	.049003	-.053967	-.102403	-.022347
19 :	-.140970	-.104671				

CORRELATE RESIDS / 20
 AUTOCORRELATIONS OF SERIES 12 RESIDS VARIANCE .23850E+07
 NUMBER OF OBSERVATIONS 25
 FROM 1962: 1 UNTIL 1986: 1

1 :	-.063624	-.269671	-.112008	.310246	-.097078	-.212897
7 :	.174840	.062549	-.197980	-.298200	.138964	.125994
13 :	.014622	-.143949	.104612	.011910	-.096957	-.017446
19 :	.070370	.040069				

A P E N D I C E 2

ESTIMACIONES PARA EL SECTOR SERVICIOS

```

CAL 1960
ALLOCATE O 1986:1
OPEN DATA C:\VAL3.WKQ
DATA(FORMAT=WKS,ORG=OBS) /
*
SET TREND = T
*
NONLIN GAMMA1 GAMMA2 GAMMA3 TAO $
DELTA1 DELTA2 $
ALFA2 ALFA3
*
FRML CES =( IPC2(T) * GAMMA2 ) + $
( (DELTA2 * IPC2(T)**(TAO)) / ( (DELTA1 * IPC1(T)** (TAO)) + $
(DELTA2 * IPC2(T)**(TAO)) + $
((1 - DELTA1 - DELTA2 ) * IPC3(T)**(TAO))) ) * $
( CT(T) - (IPC1(T) * GAMMA1) - (IPC2(T) * GAMMA2) - (IPC3(T) * GAMMA3) - $
(ALFA2 * CR2(T-1)) - (ALFA3 * CR3(T-1)) ) + $
(ALFA2 * CR2(T-1))
*
EVAL GAMMA1=323026.4
EVAL GAMMA2=131814.6
EVAL GAMMA3=217925.8
EVAL TAO=.9995270
EVAL DELTA1=.4805470
EVAL DELTA2=.1959349
EVAL ALFA2=1.003212
EVAL ALFA3=1.135034
*
NLLS(FRML=CES,TRACE,ITERATION=200) CR2 / RESIDS
CR1
CR2
CR3
IPC1
IPC2
IPC3
CT

```

DEPENDENT VARIABLE 2 CR2
 FROM 1960: 1 UNTIL 1986: 1
 TOTAL OBSERVATIONS 27 SKIPPED/MISSING 1
 USABLE OBSERVATIONS 26 DEGREES OF FREEDOM 18
 R**2 .99939256 RBAR**2 .99915633
 SSR 43714194. SEE 1558.3858
 DURBIN-WATSON 2.90564805
 Q(13)= 17.0881 SIGNIFICANCE LEVEL .195309

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC
***	*****	***	***	*****	*****	*****
1	GAMMA1	1	0	323026.4	38142.96	8.468835
2	GAMMA2	2	0	131814.6	13290.40	9.918033
3	GAMMA3	3	0	217925.8	64106.73	3.399422
4	TAO	4	0	.9995270	.1201218E-03	8320.946
5	DELTA1	5	0	.4805470	.6787612E-01	7.079765
6	DELTA2	6	0	.1959349	.1990079E-01	9.845584
7	ALFA2	7	0	1.003212	.4179586E-01	24.00267
8	ALFA3	8	0	1.135034	.9665902E-01	11.74266

CORRELATE RESIDS / 20

AUTOCORRELATIONS OF SERIES		9	RESIDS	VARIANCE .16609E+07		
NUMBER OF OBSERVATIONS		26				
FROM	1961: 1 UNTIL	1986: 1				
1 :	-.478447	.244485	-.110066	.102730	-.047165	-.167774
7 :	.241807	-.219912	.087270	-.217855	.115555	-.028612
13 :	-.083138	.150011	-.143802	.038620	-.025367	.067515
19 :	-.099142	.047469				

PARTIAL RESIDS / 20

PARTIAL AUTOCORRELATIONS OF SERIES		9	RESIDS			
NUMBER OF OBSERVATIONS		26				
FROM	1961: 1 UNTIL	1986: 1				
1 :	-.478447	.020196	.018432	.068604	.032033	-.251027
7 :	.098391	-.032663	-.080579	-.224021	-.132779	.048129
13 :	-.037402	.056720	-.080189	-.194266	.015726	.044080
19 :	-.138613	-.084836				

```

CAL 1960
ALLOCATE O 1986:1
OPEN DATA C:\VAL3.WKQ
DATA(FORMAT=WKS,ORG=OBS) /
    CR1
    CR2
    CR3
    IPC1
    IPC2
    IPC3
    CT

```

```

*
SET TREND = T
SET Z1 = CR2(T) - (-.4578777*CR2(T-1))
SET Z2 = IPC2(T) - (-.4578777*IPC2(T-1))
SET Z3 = CR2(T-1) - (-.4578777*CR2(T-2))
*
NONLIN GAMMA1 GAMMA2 GAMMA3 TAO $
DELTA1 DELTA2 $
ALFA2 ALFA3
*
FRML CES = ( Z2(T) * GAMMA2 ) + $
((( (DELTA2 * IPC2(T)**(TAO)) / ( (DELTA1 * IPC1(T)**(TAO)) + $
(DELTA2 * IPC2(T)**(TAO)) + $
((1 - DELTA1 - DELTA2) * IPC3(T)**(TAO)))) ) * $
( CT(T) - (IPC1(T) * GAMMA1) - (IPC2(T) * GAMMA2) - (IPC3(T) * GAMMA3) - $
(ALFA2 * CR2(T-1)) - (ALFA3 * CR3(T-1) ))) - ((-.4578777) * $
( (DELTA2 * IPC2(T-1)**(TAO)) / ( (DELTA1 * IPC1(T-1)**(TAO)) + $
(DELTA2 * IPC2(T-1)**(TAO)) + $
((1 - DELTA1 - DELTA2) * IPC3(T-1)**(TAO)))) ) * $
(CT(T-1) - (IPC1(T-1) * GAMMA1) - (IPC2(T-1) * GAMMA2) - (IPC3(T-1)*GAMMA3)
(ALFA2 * CR2(T-2)) - (ALFA3 * CR3(T-2) ))) + $
(ALFA2 * Z3)
*
EVAL GAMMA1=323026.4
EVAL GAMMA2=131814.6
EVAL GAMMA3=217925.8
EVAL TAO=.9995270
EVAL DELTA1=.4805470
EVAL DELTA2=.1959349
EVAL ALFA2=1.003212
EVAL ALFA3=1.135034
*
NLLS(FRML=CES,TRACE,ITERATION=200) Z1 / RESIDS

```


DEPENDENT VARIABLE 9 Z1
 FROM 1961: 1 UNTIL 1986: 1
 TOTAL OBSERVATIONS 26 SKIPPED/MISSING 1
 USABLE OBSERVATIONS 25 DEGREES OF FREEDOM 17
 R**2 .99513632 RBAR**2 .99313363
 SSR .68354335E+09 SEE 6341.0119
 DURBIN-WATSON 1.19837882
 Q(12)= 16.3778 SIGNIFICANCE LEVEL .174538

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC
***	*****	***	***	*****	*****	*****
1	GAMMA1	1	0	230308.0	286119.1	.8049378
2	GAMMA2	2	0	92651.59	88379.74	1.048335
3	GAMMA3	3	0	426858.9	536048.8	.7963060
4	TAO	4	0	1.000589	.1236959E-02	808.9104
5	DELTA1	5	0	.3069078	.1739050	1.764801
6	DELTA2	6	0	.1235636	.1005804	1.228506
7	ALFA2	7	0	-11.75911	11.07057	-1.062195
8	ALFA3	8	0	3.621553	2.377060	1.523543

A P E N D I C E 3

ESTIMACIONES PARA EL SECTOR MANUFACTURERO

```

CAL 1960
ALLOCATE O 1986:1
OPEN DATA C:\VAL3.WKQ
DATA (FORMAT=WKS,ORG=OBS) /
*
SET TREND = T
*
NONLIN GAMMA1 GAMMA2 GAMMA3 TAO $
DELTA1 DELTA3 $
ALFA1 ALFA2 ALFA3
*
FRML CES = ( IPC3(T) * GAMMA3 ) + $
( ( DELTA3 * IPC3(T)**(TAO)) / ( ( DELTA1 * IPC1(T)** (TAO)) + $
((1 - DELTA1 - DELTA3) * IPC2(T)**(TAO)) + $
( DELTA3 * IPC3(T)**(TAO))) ) * $
( CT(T) - (IPC1(T) * GAMMA1) - (IPC2(T) * GAMMA2) - (IPC3(T) * GAMMA3) - $
(ALFA1 * CR1(T-1)) - (ALFA2 * CR2(T-1)) - (ALFA3 * CR3(T-1)) ) + $
(ALFA3 * CR3(T-1))
*
EVAL GAMMA1=42285.33
EVAL GAMMA2=-9328.673
EVAL GAMMA3=156965.1
EVAL TAO=.9986248
EVAL DELTA1=.2229133
EVAL DELTA3=.8264573
EVAL ALFA1=1.170894
EVAL ALFA2=1.038052
EVAL ALFA3=1.121371
*
NLLS (FRML=CES,TRACE,ITERATION=200) CR3 / RESIDS
CR1
CR2
CR3
IPC1
IPC2
IPC3
CT

```

DEPENDENT VARIABLE 3 CR3
 FROM 1960: 1 UNTIL 1986: 1
 TOTAL OBSERVATIONS 27 SKIPPED/MISSING 1
 USABLE OBSERVATIONS 26 DEGREES OF FREEDOM 17
 R**2 .99976845 RBAR**2 .99965949
 SSR 64632152. SEE 1949.8439
 DURBIN-WATSON 2.70585211
 Q(13)= 32.1286 SIGNIFICANCE LEVEL .229905E-02

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T ² -STATISTIC
***	*****	***	***	*****	*****	*****
1	GAMMA1	1	0	42285.33	51050.87	.8282980
2	GAMMA2	2	0	-9328.673	60105.37	-.1552053
3	GAMMA3	3	0	156965.1	72522.90	2.164352
4	TAD	4	0	.9986248	.1038439E-02	961.6599
5	DELTA1	5	0	.2229133	.3483511	.6399099
6	DELTA3	6	0	.8264573	.2879277E-01	28.70364
7	ALFA1	7	0	1.170894	.2984009	3.923895
8	ALFA2	8	0	1.038052	.1209837	8.580095
9	ALFA3	9	0	1.121371	.1526331	7.346841

CORRELATE RESIDS / 20

AUTOCORRELATIONS OF SERIES 9

RESIDS

VARIANCE .24834E+07

NUMBER OF OBSERVATIONS 26

FROM 1961: 1 UNTIL 1986: 1

1 :	-.356322	-.291692	.008860	.422653	-.197539	-.251903
7 :	.049712	.419786	-.335287	-.094947	.167438	.127371
13 :	-.169597	-.047220	.057367	.069686	-.069624	-.039234
19 :	.031011	.013854				

PARTIAL RESIDS / 20

PARTIAL AUTOCORRELATIONS OF SERIES 9

RESIDS

NUMBER OF OBSERVATIONS 26

FROM 1961: 1 UNTIL 1986: 1

1 :	-.356322	-.479542	-.469734	.095108	.048498	-.124318
7 :	-.261968	.128314	-.107665	-.012950	.077593	-.049126
13 :	.059633	.111058	-.055595	-.154683	.061963	-.021221
19 :	-.082449	-.065530				

```

CAL 1960
ALLOCATE O 1986:1
OPEN DATA C:\VAL3.WKQ
DATA(FORMAT=WKS,ORG=OBS) /
*
SET TREND = T
SET Z1 = CR3(T)-(-.373227*CR3(T-1))
SET Z2 = IPC3(T) - (-.373227*IPC3(T-1))
SET Z3 = CR3(T-1) - (-.373227*CR3(T-2))
*
NONLIN GAMMA1 GAMMA2 GAMMA3 TAO $
DELTA1 DELTA3 $
ALFA1 ALFA2 ALFA3
*
FRML CES =( Z2(T) * GAMMA3 ) + $
((( (DELTA3 * IPC3(T)**(TAO)) / ( (DELTA1 * IPC1(T)** (TAO)) + $
(DELTA3 * IPC3(T)**(TAO)) + $
((1 - DELTA1 - DELTA3 ) * IPC2(T)**(TAO))) ) * $
( CT(T) - (IPC1(T) * GAMMA1) - (IPC2(T) * GAMMA2) - (IPC3(T) * GAMMA3) - $
(ALFA1 * CR1(T-1)) - $
(ALFA2 * CR2(T-1)) - (ALFA3 * CR3(T-1) ))) - ((-.373227) * $
( (DELTA3 * IPC3(T-1)**(TAO)) / ( (DELTA1 * IPC1(T-1)**(TAO)) + $
(DELTA3 * IPC3(T-1)**(TAO)) + $
((1 - DELTA1 - DELTA3 ) * IPC2(T-1)**TAO))) ) * $
(CT(T-1) - (IPC1(T-1) * GAMMA1) - (IPC2(T-1) * GAMMA2) - $
(IPC3(T-1) * GAMMA3) - $
(ALFA1 * CR1(T-2)) - (ALFA2 * CR2(T-2)) - (ALFA3 * CR3(T-2) ))) + $
(ALFA3 * Z3(T))
*
EVAL GAMMA1=42285.33
EVAL GAMMA2=-9328.673
EVAL GAMMA3=156965.1
EVAL TAO=.9986248
EVAL DELTA1=.2229133
EVAL DELTA3=.8264573
EVAL ALFA1=1.170894
EVAL ALFA2=1.038052
EVAL ALFA3=1.121371
*
NLLS(FRML=CES,TRACE,ITERATION=200) Z1 / RESIDS
CR1
CR2
CR3
IPC1
IPC2
IPC3
CT

```

DEPENDENT VARIABLE 9 Z1
 FROM 1961: 1 UNTIL 1986: 1
 TOTAL OBSERVATIONS 26 SKIPPED/MISSING 1
 USABLE OBSERVATIONS 25 DEGREES OF FREEDOM 16
 R**2 .99988351 RBAR**2 .99982527
 SSR 56132959. SEE 1873.0483
 DURBIN-WATSON 2.33317746
 Q(12)= 41.0470 SIGNIFICANCE LEVEL .481238E-04

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC
***	*****	***	***	*****	*****	*****
1	GAMMA1	1	0	42392.57	41130.33	1.030689
2	GAMMA2	2	0	-9399.902	46288.92	-.2030702
3	GAMMA3	3	0	157165.6	16920.02	9.288736
4	TAD	4	0	.9986340	.1034892E-02	964.9643
5	DELTA1	5	0	.2232006	.2282013	.9780861
6	DELTA3	6	0	.8264839	.2846211E-01	29.03804
7	ALFA1	7	0	1.170567	.2808949	4.167276
8	ALFA2	8	0	1.037735	.9556851E-01	10.85854
9	ALFA3	9	0	1.120254	.1856435	6.034436

B I B L I O G R A F I A

- Andrikopoulos, A., Brox, J., Gamaletsos, T. (1984). "Forecasting Canadian Consumption using the Dynamic Generalized Linear Expenditure System (DGLES)". Applied Economics, 16.
- Deaton, A. S. and Muellbauer (1984). Economics and Consumer Behavior Cambridge University Press.
- Gamaletsos, T. and Goldberger, (1970). "A cross-country comparison of consumer expenditure patterns". European Economic Review, 1.
- García de Alba, P. (1986). Especificación de un sistema de demanda y su aplicación a México. Estudios Económicos. Vol. 1 No. 2.
- Jarque, Carlos. (1987) Patrones de gasto en los hogares de la ciudad de México. Estudios Económicos. Vol. 2 No. 1
- Johnston, J. (1985) Econometric Methods. Mc Graw-Hill.
- Kmenta, J. (1971) Elements of Econometrics. MacMillan Pub.
- Lluch, C. (1973) The Extended Linear Expenditure System European Economic Review, 4.
- and Williams (1975) Consumer Demand System and aggregate consumption in the USA: an application of the ELES. The Canadian Journal of Economics.

Maddala, G.S. (1977) Econometrics. McGraw-Hill, N.Y.

Parks, R.W. (1969). Systems of Demand Equations: an empirical comparison of alternative functional forms. Econometrica. Vol 37, No.4

Philips, Louis. (1971). Applied Consumption Analysis. North-Holland

Pindick, R. and Rubenfield. (1986) Econometric Models and Economic Forecast. Mc.Graw-Hill.

Pollak, R.A. (1970) Habit formation and dynamic demand functions. Journal of Political Economy. 78

----- and Wales, T.J. (1969) Estimation of the linear expenditure system. Econometrica. 37.

RATS (1988). User's Manual. Version 3.00. VAR Econometrics.

Secretaría de Programación y Presupuesto (1988). Sistema de Cuentas Nacionales de México 1980-1986

Stone, R (1954) Linear expenditure system and demand analysis: an application to the patterns of British demand. Economic Journal. 64.

Wales, T.J. (1971) A Generalized Linear Expenditure Model of the Demand for Non-durable goods in Canada. The Canadian Journal of Economics IV.No.4.

Varian, Hal, R. (1984) Microeconomic Analysis. Norton and Co.