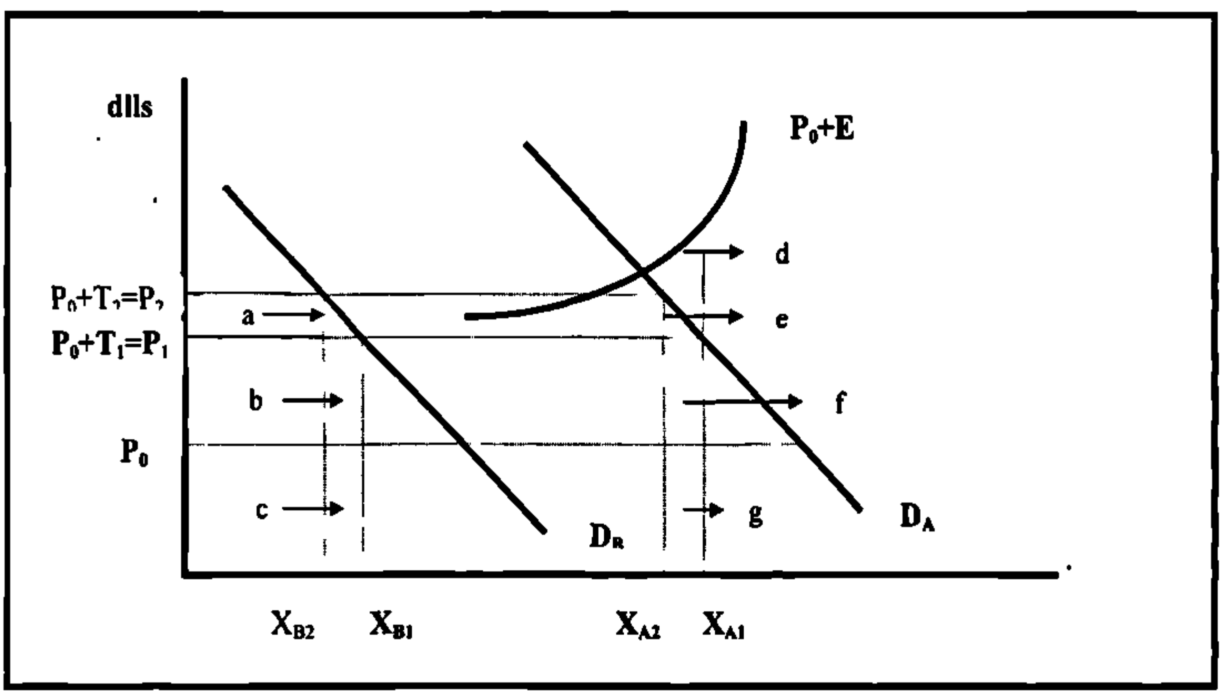
El costo marginal de producir el bien es P_0 y es igual al costo medio. El costo marginal externo asociado con el consumo de los abusadores sería E, que en la figura se muestra como la distancia vertical entre $P_0 + E$ y P_0. El impuesto promedio por unidad que carga el gobierno es T_1, debido a que el precio de mercado es P_1. Al cobrar el impuesto, el consumo de los abusadores se reduciría de X_{A1} a X_{A2} y el de los no abusadores caería de X_{B1} a X_{B2}. Para los no abusadores, la reducción en el consumo causa una pérdida en el bienestar igual a las áreas **(a+b)**, la cual es la diferencia entre el valor de la reducción en el consumo **(a+b+c)** y la reducción en el costo real **(c)**. Para los abusadores existiría una ganancia neta en el bienestar igual al área **(d)**, que sería la diferencia entre la reducción en el costo real **(d+e+f+g)** y la reducción en el valor de su consumo **(e+f+g)**. En el agregado, la ganancia en el bienestar sería el área **(d)** multiplicada por el número de abusadores, menos el área **(a+b)** multiplicada por el número de no abusadores.

El primer problema que surgiría con la aplicación de este modelo, es que actualmente en el país no existe ninguna estimación del porcentaje de abusadores y no abusadores que existen en el mercado, ni de las características de su demanda; y llevar a cabo un estudio con tal propósito resultaría poco probable o altamente costoso.

Figura 1.



La segunda limitante, surge en forma directa del supuesto poco realista de que existe un solo tipo de bebida alcohólica. Aún y cuando fuera posible separar entre abusadores y no abusadores; existirían diferencias al interior de cada uno de los grupos relacionadas con sus preferencias y hábitos de consumo, y no estarían reflejadas en la función de bienestar si se supone un solo tipo de bebida.

Dado que, el problema de la aplicación de impuestos óptimos necesariamente requiere del conocimiento de las elasticidades de la demanda a un nivel más desagregado; el objetivo fundamental de la presente investigación es la aplicación de un modelo econométrico a los datos disponibles del consumo de bebidas alcohólicas, tal que las elasticidades estimadas sirvan para calcular el cambio en el bienestar derivado del cambio en los impuestos aplicables a este tipo de bienes.

El modelo seleccionado para representar el consumo de bebidas alcohólicas es el "Sistema Casi Ideal de Demanda" desarrollado en 1980 por Angus Deaton y John Muellbauer. El costo marginal social de un cambio en las tasas impositivas aplicables a este tipo de bebidas y su inclusión en la función de bienestar social serán modelados de acuerdo a lo propuesto por I. J. Irvine y W.A. Sims (1993).

A pesar de que hasta este punto, se han puesto de manifiesto únicamente los efectos nocivos que puede causar el consumo de bebidas alcohólicas; la producción de las mismas también tiene efectos benéficos para la sociedad, siendo el más notorio de ellos el empleo generado en esta industria. Dado lo anterior, en el próximo capítulo se lleva a cabo un análisis de cada una de las ramas comprendidas en este sector. Las variables analizadas son la producción, el consumo y el empleo que genera la elaboración de cada tipo de bebida.

II. ANALISIS SECTORIAL

De acuerdo a la clasificación internacional, las bebidas alcohólicas se catalogan en:

clase	bebida	clase	bebida
1	Espíritus neutros o alcohol	7	Tequila
2	Whisky	8	Licores tónicos y licores
3	Ginebra	9	Brandy, ginebra, ron, vodka y whisky con saborizantes
4	Brandy	10	Imitaciones
5	Applejack	11	Designaciones geográficas
6	Ron		

La investigación considera únicamente a las bebidas producidas en el país y las agrupa, de acuerdo a la información estadística de que se dispone, en cinco categorías.

a) Tequila.

b) Bebidas destiladas de caña.

c) Vodka, ginebra y otras bebidas alcohólicas destiladas.

d) Bebidas destiladas de uva.

e) Cerveza.

Cabe señalar que los datos que se presentan a continuación tienen su origen en la Encuesta Industrial Mensual, la cual considera 129 clases de actividad y es representativa del 80% de la producción manufacturera.

2.1 Tequila

Existen 4 variedades de tequila: el *Blanco* obtenido en la rectificación y ajustado con agua de dilución a su graduación comercial; el tequila *Joven*, similar al anterior pero su sabor puede ser abocado o suavizado mediante la adición de uno o más saborizantes y colorantes inocuos permitidos por la Secretaría de Salud. Si al tequila se le deja reposar por lo menos dos meses en recipientes de madera de roble o encino se le denomina tequila *Reposado*; pero si el periodo de maduración al cual se le somete es de por lo menos un año se le denomina *Añejo*, y se establece que la edad para este tequila se la proporciona el componente más joven en el caso de mezclas de diferentes edades. Estas dos últimas variedades también son susceptibles de ser abocadas y ajustadas con agua de dilución a su graduación comercial.

Asimismo, el tequila se puede clasificar en 100% de Agave, cuando provenga de mostos que única y exclusivamente contengan azúcares provenientes de los Agaves Tequilana Weber Azul, o Tequila cuando provenga de mostos a los que se les han adicionado hasta un 49% de otros azúcares ajenos al Agave Tequilana.

2.1.1 Producción.

En 1993 operaban 32 compañías productoras de tequila establecidas en el estado de Jalisco y 16 socios envasadores en Guadalajara, Veracruz, Aguascalientes y el Distrito Federal. La capacidad de producción en ese año fue de 86.5 millones de litros de 55° de alcohol, la cual solo fue utilizada en un 80%. El inventario disponible fue de alrededor de 12 millones de plantas de Agave Tequilana, cuyo rendimiento aproximado es de 30 kg. de agave (piña) por planta.

El valor de la producción del tequila representa aproximadamente el 1% del valor de la producción total de la división de alimentos, bebidas y tabaco; y el 4.4% del valor de lo producido en la rama de bebidas alcohólicas.

En promedio, mensualmente se producen 4.7 millones de litros de tequila. El comportamiento que sigue dicha producción es muy variable. De 1989 a 1991 la producción real creció a una tasa promedio de 1.1% anual y en 1992 la producción aumentó su ritmo de crecimiento, siendo la cantidad total elaborada en dicho año de 57.4 millones de litros, cifra que significo el aumento de 1.8% respecto al año. Sin embargo para 1994 se observa una caída cercana al 7.3%, situándose la producción anual en 53.3 millones de litros, para después mostrar una recuperación en 1995, cuando el promedio mensual fue de 4.8 millones de litros. Cabe señalar que esta cifra es superior al promedio del periodo analizado (1989-95).

2.1.2 Empleo.

La industria tequilera da empleo a cerca del 4.5% del personal ocupado total en la rama de alimentos, bebidas y tabaco. Sin embargo, el empleo en esta industria se ha visto contraído en los últimos años, pues de aproximadamente 1,560 personas que laboraban en la industria del tequila en 1989, este número se redujo a 1,350 en 1995.

Aproximadamente el 70% del personal son obreros, en este caso, campesinos dedicados a la siembra y recolección del Agave Tequilana y el restante 30% están empleados como técnicos, operarios, o dedicados a la comercialización del producto.

2.1.3 Consumo.

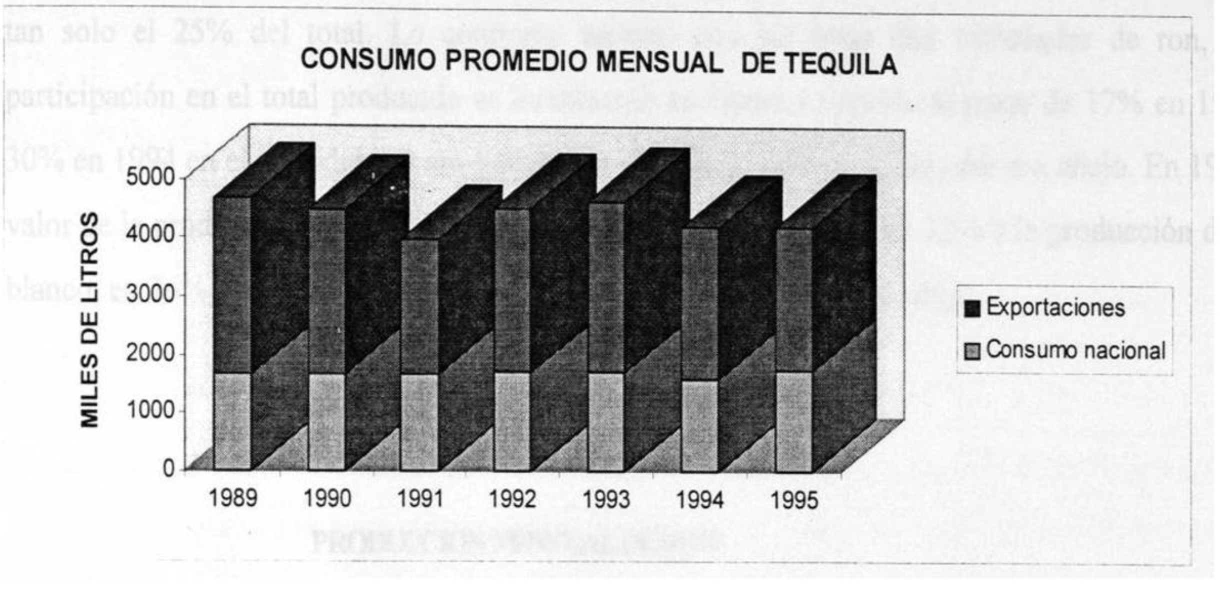
El consumo nacional del tequila muestra una tendencia irregular; en 1980 se consumieron en el país 36.6 millones de litros, lo que representó el 60% de la producción total. Pero en los siguientes años, el mercado doméstico sufrió una caída y para 1991 el consumo nacional solo representaba el 34% de la producción total. Esta participación ha seguido a la baja y para 1995 se estimó[3] en tan sólo el 32%.

Lo anterior podría ser atribuible a la mala imagen que en un tiempo se tuvo del tequila, propiciada por las ventas adulteradas y por lo tanto de muy bajo precio. Al respecto, cabe señalar que la norma de producción vigente, regulada por la SECOFI, es la NOM-006-SCFI-1993, en la que se incluye la supervisión a los productores desde la materia prima para la elaboración del tequila con el objeto de identificar adulteraciones, considerando un balance de insumos. En general la norma especifica las características físico-químicas que debe cumplir el tequila de acuerdo a su tipo.

A pesar de que el tequila perdió gran parte del mercado doméstico, ganó aceptación en los mercados externos. En 1993 la proporción de la producción total de tequila destinada a ser exportada fue de 68%. El principal mercado de exportación del tequila es Estados Unidos, consumiendo cerca del 80% del total. Le siguen en importancia Alemania con el 4.5%, Bélgica con 3.1% y Francia con el 1.8%.

En 1995 se consumieron en el país 1.7 millones de litros de tequila en promedio al mes; mientras que en el extranjero se demandaron 2.5 millones de litros mensuales. La gráfica 1 muestra el comportamiento de esta variable.

Gráfica 1



2.2 Bebidas destiladas de caña.

La industria de las bebidas destiladas de caña comprende la producción y el consumo del Ron, el cual dadas sus características de abocación y añejamiento se diferencia en *Blanco*, *Oro* y *Ambar* y en Ron *Añejo*.

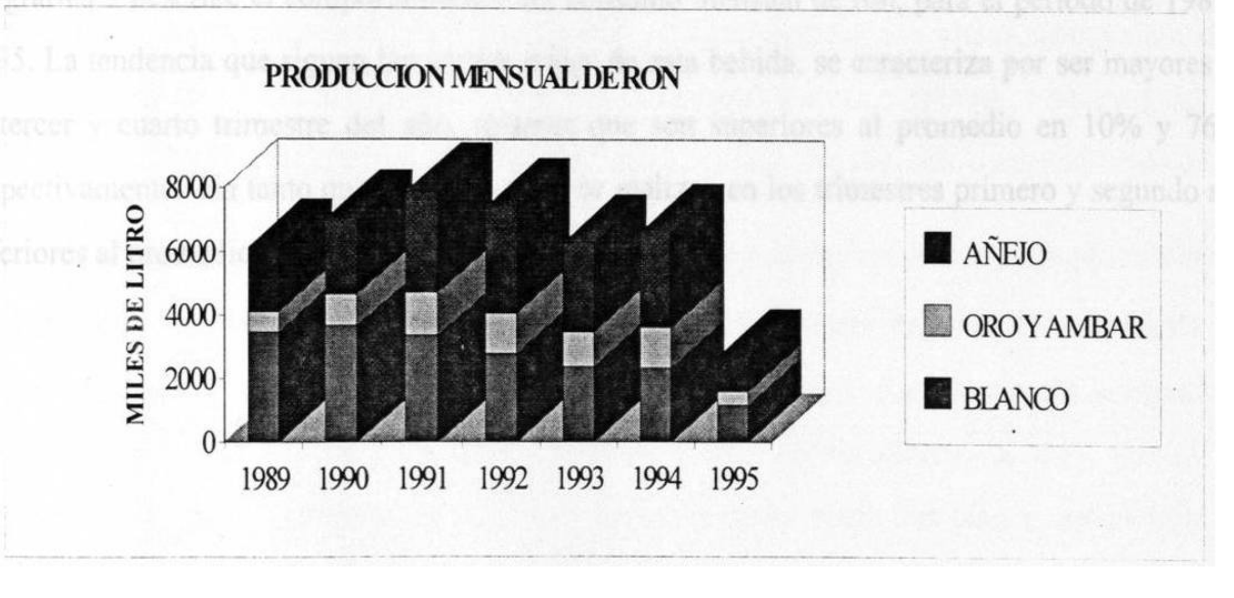
[3] Estimación hecha por el BANCOMEXT, publicada en la serie Análisis de Competitividad: "Industria Tequilera". Septiembre de 1994.

2.2.1 Producción.

El valor de la producción del ron representa cerca del 10% del valor total de lo producido en la rama de bebidas alcohólicas; y alrededor del 2% de la división de alimentos, bebidas y tabaco. La gráfica 2 muestra el comportamiento de la producción mensual de ron para el período de 1989 a 1995.

En 1989 el valor de la producción del ron blanco representó el 46% del valor de la producción total de ron; en los siguientes años su participación disminuyó gradualmente y en 1994 significó tan solo el 25% del total. Lo contrario sucedió con las otras dos variedades de ron, cuya participación en el total producido se incrementó en forma constante al pasar de 17% en 1989 a 30% en 1994 en el caso del ron oro y ámbar; y de 38% a 45% en el caso del ron añejo. En 1995 el valor de la producción de bebidas destiladas de caña correspondió en 32% a la producción de ron blanco, en 26% a la de oro y ámbar y en 42% a la producción de ron añejo.

Gráfica 2



2.2.2 Empleo.

La industria del ron absorbe a casi el 3% del personal ocupado total en la rama de bebidas alcohólicas. De 1989 a 1991 el número de personas empleadas en la elaboración y comercialización del ron se incrementó en 26.6% al pasar de 995 a 1,260 personas empleadas en dicha actividad. Sin embargo en 1992 y 1993 se observa una caída cercana al 23%, para después comenzar a recuperarse a partir de 1994. Aproximadamente el 73% del personal total son obreros y el restante 27% son empleados.

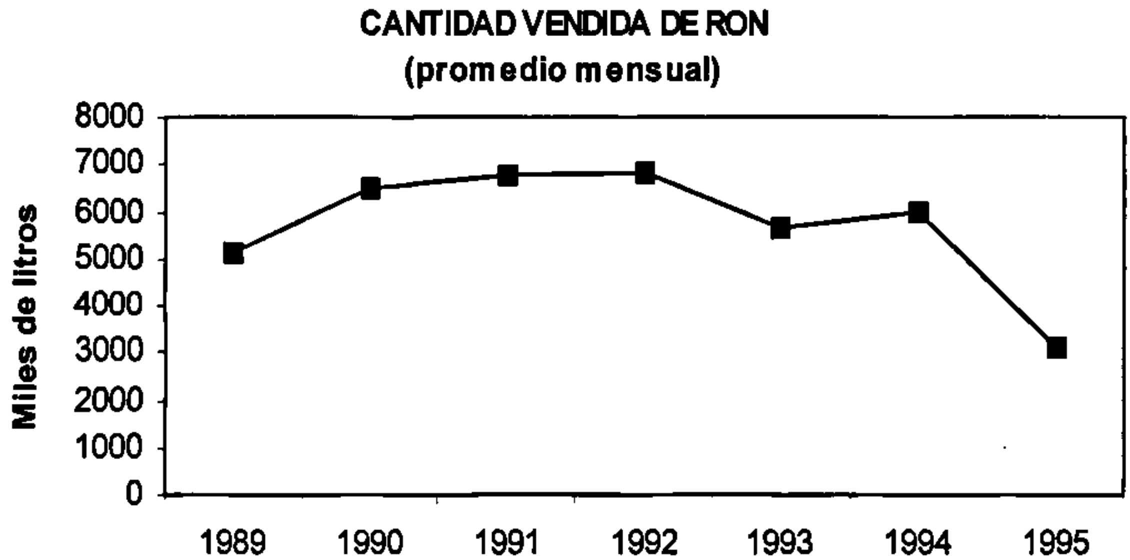
2.2.3 Consumo.

Entre 1989 y 1990 el consumo del ron se incrementó a una tasa de 27% anual, situándose en 6.5 millones de litros al mes en 1990. En los siguientes dos años, esta variable desaceleró su crecimiento avanzando a una tasa promedio de 2.5% anual, para luego sufrir un retroceso de casi 17% en 1993, cuando la cantidad vendida de este tipo de bebida alcanzó la cifra de 68 millones de litros, lo que representa un consumo promedio al mes de 5.7 millones de litros.

En 1995 la tendencia a la baja en el consumo de ron se agudizó, y la cantidad consumida promedio al mes de esta bebida fue de tan solo 3.06 millones de litros, cantidad inferior en 50% al promedio mensual observado en 1994.

La gráfica 3 describe el comportamiento del consumo mensual de ron, para el período de 1989 a 1995. La tendencia que siguen las ventas reales de esta bebida, se caracteriza por ser mayores en el tercer y cuarto trimestre del año, mismas que son superiores al promedio en 10% y 76%, respectivamente. En tanto que las ventas que se realizan en los trimestres primero y segundo son inferiores al promedio en 50% y 20%.

Gráfica 3



2.3 Cerveza

La industria de la cerveza, en el mercado nacional, se caracteriza por una alta concentración, pues en él participan solo dos firmas productoras de las diferentes marcas existentes, y a su vez debido a que han realizado asociaciones con algunas empresas extranjeras, son comercializadoras de ciertas marcas de importación.

La Cervecería Modelo, actualmente constituida como Grupo Modelo, captó en 1994 el 54.8% del mercado doméstico mediante la comercialización de 11 marcas; y al final de ese año la capacidad instalada total era suficiente para producir 7.6 millones de hectolitros[4] al mes, la cual se distribuía en 7 plantas productoras. Además, esta Cervecería opera dos plantas productoras de malta.

La otra firma participante en este mercado es la Cervecería Cuauhtémoc-Moctezuma, cuya compañía propietaria es FEMSA, S.A. de C.V. Esta empresa contaba en 1994 con una capacidad

[4] 1 hectolitro=1,000 litros.

de producción de 2.1 millones de hectolitros al mes y en ese mismo año captó el 45.2% del mercado nacional mediante la comercialización de nueve marcas.

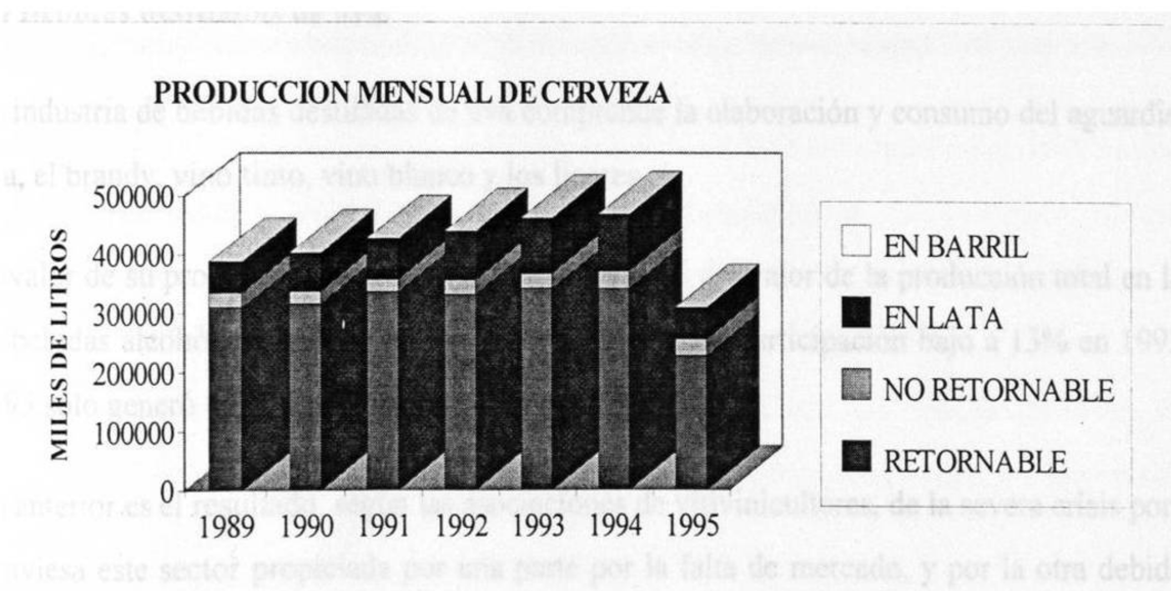
2.3.1 Producción

La industria de la cerveza aporta aproximadamente el 71% del valor de lo producido por la rama de bebidas alcohólicas y cerca del 14% del valor de la producción total de la división de alimentos, bebidas y tabaco.

La comercialización de la cerveza implica diferentes presentaciones: retornable, no-retornable, en lata y en barril; de estas, la que aporta el mayor valor agregado a la producción de cerveza es la presentación retornable, cuyo valor de producción participa con el 60% del total. Le sigue en importancia la presentación en lata con el 28%, la no-retornable con 11.6% y la cerveza en barril contribuye con tan solo el 0.4%.

De 1989 a 1992, la producción de cerveza creció a una tasa promedio anual de 1.3%. Sin embargo, en 1993 la cantidad de esta bebida que se producía en el país disminuyó en 0.5%, para continuar con esta tendencia y en 1994 caer en cerca del 7%. En ese año se produjeron 4.4 millones de hectolitros en promedio al mes y en 1995 esta variable aumentó a 4.9 millones.

Gráfica 4



2.3.2 Empleo

Alrededor del 78% del personal ocupado en la rama de bebidas alcohólicas, labora en una empresa productora de cerveza. De 1989 a 1991 el empleo en esta industria creció a una tasa de 1.3% anual, pero en 1992 la tendencia se revirtió y el empleo cayó en 3% aproximadamente, ocupando a 26,558 personas. Esta tendencia siguió hasta 1995, año en el que laboraron en este sector 23,284 personas[5]. Aproximadamente el 77.5% de los ocupados por esta industria son obreros y el restante 22.5% son empleados.

2.3.3 Consumo

El consumo de la cerveza se incrementó a una tasa de 4.3% promedio anual, en el periodo de 1989 a 1992. En 1993 la tasa de crecimiento superó al promedio anterior y la cantidad consumida de cerveza se sitúo en 3.7 millones de hectolitros, cifra 11% superior a la registrada un año antes. En 1994 la cantidad demandada de cerveza también se incrementó pero esta vez a una tasa más moderada, cercana al 4%.

En 1995 las ventas promedio mensuales destinadas al consumo nacional, disminuyeron en aproximadamente 5.6% en términos reales, más no el volumen total comerciado dado que en ese año las exportaciones de cerveza se incrementaron.

2.4 Bebidas destiladas de uva.

La industria de bebidas destiladas de uva comprende la elaboración y consumo del aguardiente de uva, el brandy, vino tinto, vino blanco y los licores.

El valor de su producción generó en promedio el 15% del valor de la producción total en la rama de bebidas alcohólicas en el periodo de 1989 a 1992. Su participación bajo a 13% en 1993, y en 1995 solo generó el 8.7%.

Lo anterior es el resultado, según las asociaciones de vitivinicultores, de la severa crisis por la que atraviesa este sector propiciada por una parte por la falta de mercado, y por la otra debido a las fuertes cargas financieras que debían soportar las empresas para modernizarse; lo que generó que de aproximadamente 60 empresas que existían en este sector en 1993, operen solo 9 en 1995.

2.4.1 Producción.

La bebida que aporta el mayor valor agregado a esta industria es el brandy, que en 1994 participó con el 83% del valor total de lo producido, con una cifra superior a los 1,614 millones de N$. Le siguen en importancia la elaboración del vino tinto con una ponderación del 7.8%, el vino blanco con el 4.7%, el aguardiente de uva con el 2.9% y finalmente los licores que en ese año generaron el 1.3% del valor total de la producción.

El valor de la producción en términos nominales comenzó a disminuir a partir de 1993, lo cual es consecuencia de la disminución en el volumen producido debido a la salida de un importante número de empresas en este mercado.

2.4.2 Empleo.

En el periodo de 1989 a 1995, la industria de bebidas destiladas de uva dio empleo a cerca del 12.5% del total de personas ocupadas en la rama de elaboración de bebidas alcohólicas.

De 1989 a 1991 el empleo total en esta industria se incrementó en 3.7%; pero un año después dicha variable retrocedió en 8.4% al pasar de 3,966 trabajadores en 1991 a 3,891 en 1992. Esta tendencia continúo y para agosto de 1995 se emplearon en esta actividad 3,015 personas.

La distribución de la ocupación, en promedio durante los siete años analizados, ha sido del 50.7% de personas trabajando como obreros y del 49.3% como empleados.

2.4.3 Consumo.

Debido a que este sector comprende diferentes clase de bebidas, para estimar las ventas reales se utilizó como deflactor el índice nacional de precios al consumidor de alimentos, bebidas y tabaco (INPAByT), base 1994=100.

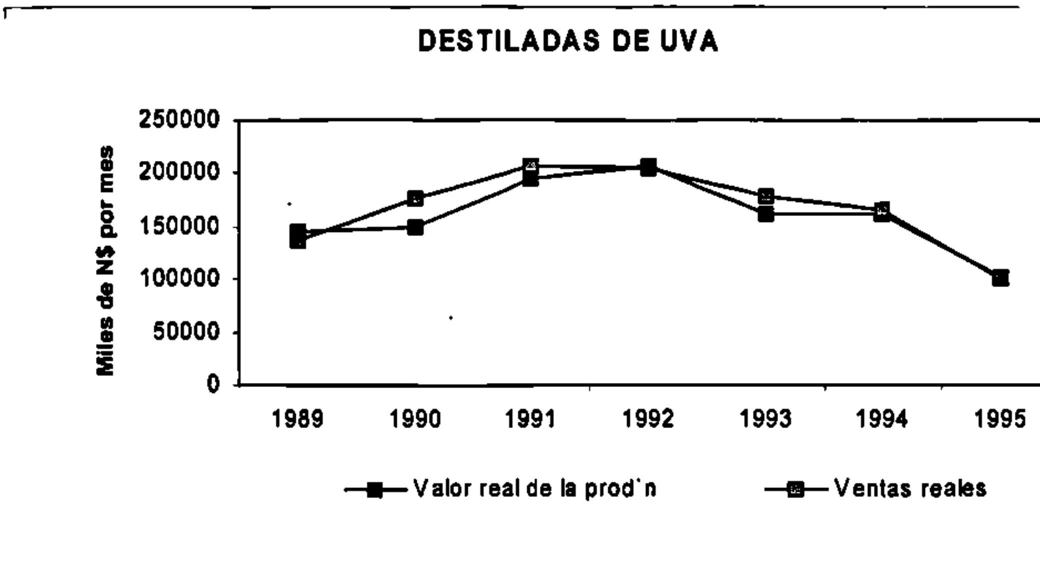
---

[5]Puede no coincidir con otras cifras debido a que se está considerando solo la industria de la cerveza y no la de cerveza y malta.

Las tasa de crecimiento de las ventas reales de las bebidas destiladas de uva han seguido una tendencia a la baja. En 1990 el crecimiento de esta variable fue cercano al 30%, en 1991 las ventas reales se incrementaron a una tasa menor de 18%, y en 1992 solo se incrementaron en 7%.

A partir de 1993 las ventas reales de este tipo de bebida comienzan a disminuir, y en ese año descienden en 13%. La tendencia continua, y las ventas acumuladas en el periodo enero a agosto de 1995 disminuyeron en 27% en términos reales respecto a igual periodo del año anterior.

Gráfica 6



2.5 Vodka, Ginebra y otras bebidas alcohólicas destiladas.

Esta rama industrial comprende la elaboración y consumo de Ginebra, Vodka, Whisky, Extracto hidroalcohólico, Licor de café, Licor de frutas, Rompope, Agaves y Ron. Cabe mencionar que desde finales de 1993 no se ha registrado producción de Whisky ni del Ron comprendido en esta categoría. Además, algunas de las bebidas elaboradas en esta rama pueden pertenecer a la clase 9 como en el caso de la ginebra, ron, vodka y whisky si es que contienen saborizantes; o bien a la clase 10 si estas son imitaciones.

La participación que tenía esta rama de bebidas en el valor total de la producción de bebidas alcohólicas era cercana al 3% en los años de 1989 a 1990; pero a partir de 1991 el valor de la producción de destiladas de caña perdió importancia respecto al total y en 1994 este significaba tan solo el 1.3% del valor de la producción total de bebidas que contienen alcohol.

2.5.1 Producción

En esta industria, la bebida que aporta el mayor valor agregado es el vodka, que en 1994 participó con el 28% del valor de la producción total; le siguen en importancia el extracto hidroalcohólico para la venta y los agaves con el 14%, el licor de frutas con el 13.6%, el rompope con 12.9%, el licor de café que genera el 9.9% y finalmente la ginebra con el 7.7% del valor de la producción total en esta industria.

2.5.2 Empleo

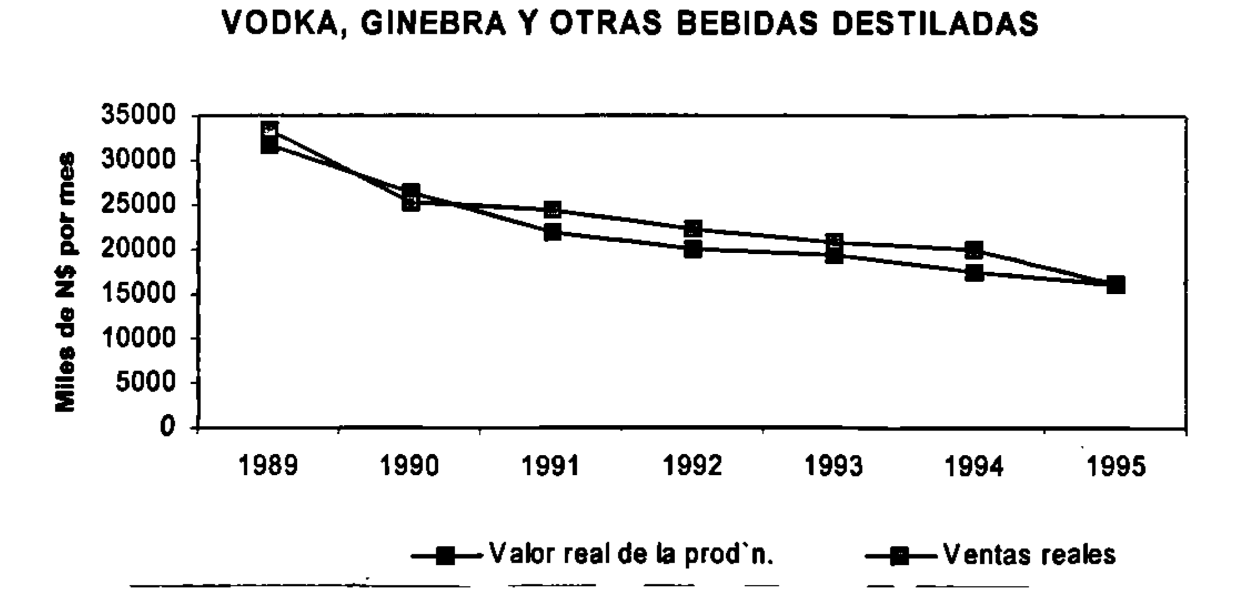
Esta industria da ocupación a cerca del 2.5% del total de personas que laboran en la rama de bebidas alcohólicas. El empleo en esta industria es muy variable, y su comportamiento no sigue ninguna tendencia. Aproximadamente el 50.7% de las personas que trabajan en esta industria son obreros, y el resto son empleados.

2.5.3 Consumo.

En el período de 1989 a 1995, las ventas reales de este tipo de bebidas han seguido una tendencia decreciente. La caída más alta se observa en el año de 1990 y fue cercana al 24%. De 1991 a 1992 esta tasa decreciente fue del 3%, y en los próximos dos años las ventas reales disminuyeron a una tasa del 5%.

En 1995, las ventas reales acumuladas en el período de enero a agosto cayeron cerca del 10% con relación al mismo período del año anterior. En la gráfica 7 se observa el comportamiento de dicha variable, a partir de 1989.

Gráfica 7



VODKA, GINEBRA Y OTRAS BEBIDAS DESTILADAS
Miles de N$ por mes
35000
30000
25000
20000
15000
10000
5000
0
1989
1990
1991
1992
1993
1994
1995
Valor real de la prod'n.
Ventas reales

III MARCO TEORICO

3.1 LOS SISTEMAS COMPLETOS DE DEMANDA

Un sistema completo de demanda describe la asignación del gasto del consumidor entre un exhaustivo número de bienes y se deriva de un orden de preferencias consistente con los axiomas de la teoría microeconómica del consumidor[6]. Proporciona información respecto al grado y la naturaleza de las interrelaciones de las funciones de demanda. Establece supuestos con relación a la integración de los bienes y a la naturaleza de las funciones de utilidad, e incorpora las restricciones teóricas en el modelo para asegurar consistencia con la teoría.

Los sistemas completos de demanda pueden ser estáticos o dinámicos. Un sistema de demanda estático trabaja bajo el supuesto del ajuste instantáneo del consumo a nuevos equilibrios en respuesta a cambios en precios o ingreso manteniendo todos los demás factores constantes. Mientras que un sistema de demanda dinámico permite un proceso de ajuste gradual ante cualquier cambio ya sea económico o en los gustos y preferencias, tomando en cuenta los ajustes temporales debido a los hábitos de consumo o a los ajustes en el stock de bienes de los consumidores.

Respecto a su forma funcional, existen dos enfoques para especificar este tipo de modelos:

1) Especificar una función de utilidad directa o una indirecta

2) Especificar la forma funcional de las ecuaciones de demanda directamente, e imponer las restricciones teóricas.

Entre estos dos enfoques se encuentran las formas funcionales flexibles, es decir modelos que son aproximaciones de segundo orden de la serie de Taylor y que parten de una función de utilidad. Precisamente, esta forma intermedia es la que corresponde a la función de costo especificada por el Sistema Casi Ideal de Demanda.

---

[6] Ver la relación entre las preferencias y la demanda del consumidor y las propiedades de las funciones de demanda en el ANEXO A1.

El Sistema Casi Ideal de Demanda (SCID) desarrollado en 1980 por Angus Deaton y John Muellbauer, es un sistema completo de demanda estático. Posee una forma funcional flexible consistente con datos relacionados al presupuesto familiar. De acuerdo a los autores; satisface los axiomas de selección exactamente, se agrega perfectamente sobre todos los consumidores sin involucrar curvas de Engel paralelas lineales y es fácil de estimar debido a que el modelo puede ser linealizado. Además, puede ser usado para probar las restricciones de homogeneidad y de simetría.

3.2 ESPECIFICACION DEL MODELO

En la mayoría de la literatura referente a los sistemas de ecuaciones de demanda, el punto de partida ha sido especificar una función que actúe como una aproximación de segundo orden para cualquier función de utilidad directa o indirecta. El modelo de Deaton y Muellbauer no parte de la especificación de un ordenamiento arbitrario de las preferencias sino de una clase específica de las mismas, la cual dados los teoremas de Muellbauer, permite la agregación exacta sobre los consumidores. Esta clase de preferencias se conoce con el nombre de preferencias del tipo PIGLOG[7] y están representadas por la función de costo o de gasto, misma que define el gasto mínimo necesario para mantener a un consumidor representativo en un orden específico de utilidad dado un vector de precios. La función de utilidad c(u,p) de tipo PIGLOG es especificada por Deaton y Muellbauer como:

$$(3.1) \quad \log C(u,P)=(1-u)\log\{a(P)\}+u\log\{b(P)\}$$

El valor de **u** estaría entre 0 (denota un nivel de "subsistencia") y 1 (nivel de "derroche") y las funciones **a(P)** y **b(P)** representan los costos de subsistencia y de derroche respectivamente.

Para que la función de costos resultante tenga una forma funcional flexible, deberá poseer los parámetros suficientes tal que en algún punto sus derivadas $\delta c/\delta P_i$, $\delta c/\delta u$, $\delta^2 c/\delta P_i \delta P_j$, $\delta^2 c/\delta u \delta P_i$ y $\delta^2 c/\delta^2 u$ sean iguales a las de una función de costo arbitraria.

[7] Muellbauer (1976), demuestra que la propensión media a consumir es la representación de un orden de preferencias con la forma PIGLOG (Price Independent Generalized Logarithmic).

(3.2) $\log a(P)=\alpha_0+\Sigma_k\alpha_k\log P_k+1/2\Sigma_k\Sigma_j\gamma^*_{kj}\log P_k\log P_j$

(3.3) $\log b(P)=\log a(P)+\beta_0\Pi_k P_k^{\beta_k}$

La selección de las funciones (3.2) y (3.3) conduce a un sistema de demanda con propiedades deseables. Sustituyendo estas expresiones en (3.1), la función de costo del sistema es:

(3.4) $\log C(u,P)=\alpha_0+\Sigma_k\alpha_k\log P_k+1/2\Sigma_k\Sigma_j\gamma^*_{kj}\log P_k\log P_j+u\beta_0\Pi_k P_k^{\beta_k}$

donde α_i, β_i y γ^*_{ij} son los parámetros. Esta función de costo es linealmente homogénea en precios, por lo tanto $\Sigma_i\alpha_i=1, \Sigma_j\gamma^*_{kj}=\Sigma_k\gamma^*_{kj}=\Sigma_j\beta_j=0$. La ecuación (3.4) posee suficientes parámetros para ser una forma funcional flexible y considerando que la utilidad es ordinal, es posible seleccionar una normalización tal que en algún punto $\delta^2\log C/\delta u^2=0$.

Las funciones de demanda pueden ser derivadas directamente de la ecuación (3.4). De acuerdo al lema de Sheppard[8], las derivadas precio de la función de costo son las cantidades demandadas: $\delta C(u,P)/\delta P_i=q_i$. Multiplicando ambos lados por $P_i/C(u,P)$ queda la expresión de la participación de cada bien en el gasto total, también conocida como propensión media a consumir:

(3.5) $\delta\log C(u, P)/\delta\log P_i=P_iq_i/C(u,P) = w_i$

Diferenciando la función de costo del sistema representada por la ecuación (3.4), encontramos w_i en función de los precios y de la utilidad:

(3.6) $w_i=\alpha_i+\Sigma_j \gamma_{ij}\log P_j+\beta_i u\beta_0\Pi P_k^{\beta_k}$

siendo:

(3.7) $\gamma_{ij}=1/2(\gamma^*_{ij}+\gamma^*_{ji})$.

[8] Propiedad 5 de la función de costos. Ver ANEXO A1.

Dado el principio maximizador de la utilidad del consumidor el gasto total, en este caso denominado x, es igual a C(u,P). Invirtiendo esta igualdad se obtiene la utilidad como función de P y x denominada función indirecta de utilidad[9]. Aplicando este principio a la ecuación (3.4) y sustituyendo el resultado en (3.6), encontramos las funciones del sistema en la forma de propensiones medias a consumir cada bien:

(3.8) $w_i=\alpha_i + \Sigma_j \gamma_{ij}\log P_j+\beta_i\log(x/P)$

donde P es un índice de precios definido como:

(3.9) $\log P=\alpha_o+\Sigma_k\alpha_k\log P_k+1/2\ \Sigma_j\Sigma_k\gamma_{kj}\log P_k\log P_j.$

Debido a que la función de costo C(u,P) es linealmente homogénea y dada la condición (3.7), se tienen las siguientes restricciones sobre los parámetros de (3.8):

(3.10) $\Sigma_i\alpha_i=1,\quad \Sigma_i\gamma_{ij}=0,\quad \Sigma_i\beta_i=0.$

(3.11) $\Sigma_j\gamma_{ij}=0$

(3.12) $\gamma_{ij}=\gamma_{ji}$

El conjunto de condiciones en (3.10) representan la restricción de agregación y dado $\Sigma w_i=1$, estas se cumplen automáticamente. La restricción en (3.11) implica que las funciones de demanda son homogéneas. El sistema de demanda satisface la condición de simetría de Slustky sí y solo sí la igualdad (3.12) se cumple. Si las restricciones 3.10 a la 3.12 son satisfechas, entonces la ecuación (3.8) representa un sistema de funciones de demanda homogéneo de grado cero en

[9] La función de costos y la funcion de utilidad indirecta están íntimamente relacionadas. Si C(u,P)=x, podemos reordenarla para que nos de la utilidad como función de x y de P representada como: u=f(x,P). Similarmente, la inversión de u=f(x,P) nos conduce a la función de costo x=C(u,P). Las dos funciones son maneras alternativas de escribir la misma información.

precios y en gasto total, cuya matriz de efectos cruzados es simétrica y el gasto total es el agregado de cada grupo individual[10].

3.3 INTERPRETACION ECONOMICA

Siendo la ecuación (3.8) la representación del Sistema Casi Ideal de Demanda, esta significa que en ausencia de cambios en precios relativos y en el gasto real (x/P), la propensión media a consumir el bien "i" (w_i) es constante. Los cambios en precios relativos se miden a través de los parámetros γ_{ij}. Cada γ_{ij} mide el cambio en participación que tiene el bien "i" en el gasto total debido a un cambio en el precio del bien "j", manteniendo constante (x,P). El signo de γ_{ij} define la relación que guardan los bienes; si $\gamma_{ij}<0$ significa que el bien "i" es complemento del bien "j"; si por el contrario $\gamma_{ij}>0$ entonces el bien "i" es sustituto del bien "j". Cuando $\gamma_{ij}=0$, los bienes no están relacionados.

En el caso de i=j, el parámetro γ_{ii} mide el cambio en la participación que el bien "i" tiene en el gasto total ante un cambio en su propio precio, manteniendo todos los demás factores constantes; γ_{ii} puede ser positivo, negativo o igual a cero. Dado que $w_i=P_iq_i/x$, si $\gamma_{ij}>0$ esperásemos que la demanda del bien "i" fuera relativamente inelástica respecto a su propio precio y que fuera relativamente elástica cuando $\gamma_{ij}<0$.

Los cambios en el gasto real operan a través de los coeficientes β_i. Sí $\beta_i<0$, significa que w_i disminuye al incrementarse el gasto total dedicado a las bebidas alcohólicas, sí $\beta_i>0$ entonces la participación del bien "i" aumenta al incrementarse el ingreso.

Los parámetros α_i no tienen una interpretación económica exacta, pero pueden ser considerados como el gasto requerido para mantener un nivel mínimo de subsistencia cuando los precios reales son iguales a uno; es decir en el año base.

[10] Ver Propiedades de las Funciones de Demanda en el ANEXO A1.

3.4 ELASTICIDADES PRECIO DIRECTAS, PRECIO CRUZADAS Y ELASTICIDADES INGRESO

Sustituyendo (3.9) en (3.8), la ecuación que describe el modelo queda especificada como:

(3.13) $w_i=\alpha_i+\Sigma_j\gamma_{ij}\log P_j+\beta_i(\log x-\alpha_o+\Sigma_k\alpha_k\log P_k+1/2\Sigma_j\Sigma_k\,\gamma_{kj}\log P_k\log P_j)$

derivando w_i con respecto al precio se obtiene:

(3.14) $\delta w_i/\delta P_i=\gamma_{ii}/P_i-\beta_{ii}(\alpha_i/P_i+\Sigma\gamma_{kj}\log P_k)$.

Sí w_i, la propensión media a consumir es igual a P_iq_i/x, entonces $q_i=w_ix/P_i$ y podemos expresar la elasticidad precio directa $\varepsilon_{ii}=(\delta q_i/\delta P_i)(P_i/q_i)$ en función de w_i como sigue:

dado que $q_i=w_ix/P_i$, entonces la derivada de q_i respecto al precio "i" sería:

(3.15) $\delta q_i/\delta P_i=-xw_i/P^2_i+(x/P_i)(\delta w_i/\delta P_i)$,

multiplicando (3.15) por P_i/q_i y simplificando tenemos:

(3.16) $\varepsilon_{ii}=xw_i/P_iq_i+(x_i/P_i/q_i)(\delta w_i/\delta P_i)$

$=-1+(P_i/w_i)(\delta w_i/\delta P_i)$

sustituyendo $\delta w_i/\delta q_i$ en (3.14) se obtiene la elasticidad precio directa de la demanda en función de w_i:

(3.17) $\varepsilon_{ii}=-1+P_i/w_i[\gamma_{ii}/P_i-\beta_i(\alpha_i/P_i+\Sigma_{kj}\log P_k)]$

simplificando la ecuación anterior, la elasticidad precio directa de la demanda se expresa como:

(3.18) $\varepsilon_{ii}=-1+[\gamma_{ii}-\beta_i(\alpha_i+\Sigma\gamma_{kj}\log P_k)]/w_i$.

Similarmente, $\delta w_i/\delta P_j=\gamma_{ij}/P_j-\beta_i(\alpha_i/P_j+\Sigma\gamma_{kj}\log P_k)$, $\delta q_i/\delta P_j=x/P_i(\delta w_i/\delta P_j)$. La elasticidad precio cruzada en función de w_i sería:

(3.19) $\varepsilon_{ij}=x/P_i(\delta w_i/P_j)(P_j/q_i)$,

sustituyendo $\delta w_i/\delta P_j$:

(3.20) $\varepsilon_{ij}=x/P_i[\gamma_{ij}/P_j-\beta_i(\alpha_i P_j+\Sigma\gamma_{kj}\log P_k)]\ P_j/q_i$,

simplificando, encontramos la ecuación 3.21 que representa la elasticidad precio cruzada de la demanda:

(3.21) $\varepsilon_{ij}=[\gamma_{ij}-\beta_i(\alpha+\Sigma\gamma_{kj}\log P_k)]\ /w_i$.

Siguiendo la misma metodología, la elasticidad ingreso en función de w_i se expresa como:

(3.22) $\eta_i=1+\beta_i/w_i$.

3.5 CONSIDERACIONES PARA LA AGREGACION

Siguiendo la teoría de agregación desarrollada por Muellbauer, si la conducta de cada familia individual *h*, puede ser representada por la generalización de la ecuación (3.8), entonces:

(3.8.1) $w_{ih}=\alpha_i+\Sigma_j\ \gamma_{ij}\log P_j+\beta_i\log(x_h/k_h P)$

donde, los parámetros k_h serían una medida del tamaño de familia y pueden tomar en cuenta ciertas características de la misma, tales como la composición por edad, economías a escala de acuerdo al tamaño de familia y otras características. Básicamente, dado que k_h indica el tamaño de familia, es usado como deflactor del presupuesto familiar x_h.

Sea w_i la participación agregada del gasto en el bien i en el presupuesto agregado de todas las familias denotado como:

(3.8.2) $\Sigma_h P_i q_{ih}/\Sigma x_h=\Sigma_h x_h w_{ih}/\Sigma x_h$

sustituyendo esta expresión en (*3.8.1*) se tiene:

(3.8.3) $w_i=\alpha_i+\Sigma_j\gamma_{ij}\log P_j-\beta_i\log P+\beta_i(\Sigma_h x_h \log(x_h/k_h)/\Sigma x_h)$

El índice agregado ***k*** es definido como:

(3.23) $\log(x/\boldsymbol{k})=\Sigma_h x_h \log(x_h/\boldsymbol{k}_h)/\Sigma x_h$

donde x sería el nivel promedio del gasto total x_h. y entonces (*3.8.3*) se transformaría en :

(3.8.4) $w_i=\alpha_i+\Sigma_j\gamma_{ij}\log P_j+\beta_i\log(x/\boldsymbol{k}P)$

Si se pudiera llevar a cabo un estudio que involucre datos de corte transversal, la variación de $\boldsymbol{k}_h$ podría ser modelada y después construir una serie para ***k*** si se tienen datos de series de tiempo. Pero debido al alto costo que implicaría llevar a cabo una investigación de corte transversal; tenemos que conformarnos con el procedimiento utilizado por Deaton y Muellbauer (1980), de omitir ***k*** y redefinir $\alpha_i^*=\alpha_i-\beta_i\log k^*$, donde k^* es un valor constante de ***k***.

3.6 GENERALIDAD DEL MODELO

Si las funciones de demanda son derivadas de una función de costo con forma funcional flexible, tal como la función de Costo del Sistema Casi Ideal de Demanda; entonces tales demandas serían aproximaciones de primer orden para cualquier conjunto de funciones de demanda derivadas de la conducta de maximización de utilidad. Si el supuesto de tal conducta de maximización por parte del consumidor fuera eliminado, pero se sigue manteniendo el supuesto de que las demandas son una función del presupuesto y de los precios; entonces las funciones del sistema pueden no cumplir con las propiedades de homogeneidad y simetría, pero siguen siendo una aproximación de primer orden para cualquier sistema verdadero de demanda.

En general, sin el supuesto de maximización de la utilidad, las participaciones de gasto w_i son funciones de logP y logx, cuyas derivadas serían $\delta w_i/\delta\log x=\beta_i$ y $\delta w_i/\delta\log P_j=\gamma_{ij}\beta_i\alpha_j-\beta_i\Sigma\gamma_{ik}\log P_k$, y en algún punto los parámetros β y γ seleccionados serían idénticos a los de algún modelo verdadero. Dado lo anterior y ya que los parámetros α actúan como intercepto, el Sistema Casi Ideal de Demanda puede ser una aproximación de primer orden local para cualquier sistema de demanda real, sea o no derivado de la conducta de maximización.

El modelo puede ser estimado como un sistema no lineal descrito por la ecuación (3.8) con y sin las restricciones (3.11) y (3.12). Sin embargo, cuando los precios de los bienes son altamente colineales, Deaton y Muellbauer recomiendan explotar esta colinealidad para tener una forma de estimación más simple. Si P en la ecuación (3.8) fuera conocido, el modelo sería lineal en parámetros α,β,γ y la estimación sin las restricciones de simetría puede hacerse ecuación por ecuación por el método de mínimos cuadrados ordinarios (mco). Dado que suponemos que los errores se distribuyen normalmente, éste método sería equivalente a la estimación de máxima verosimilitud (mvs). Las restricciones de agregación en (3.10) se satisfacen automáticamente debido a que $\Sigma w_i=1$, y sería necesario introducir la propiedad de homogeneidad en el modelo en la forma de una restricción lineal por cada ecuación.

En los casos en que se presenta la situación de alta colinealidad en precios, los autores aproximan P como proporción de un índice conocido P*. El índice de Stone (1953), es utilizado por Deaton y Muellbauer por considerarlo una buena aproximación:

$\log P^*=\Sigma w_k \log P_k$,

donde log P* es la aproximación de Stone.

Si $\log P^*=\phi P$ entonces la ecuación (3.8) puede ser estimada como:

(3.24) $\quad w_i=(\alpha_i-\beta_i\log\phi)+\Sigma_j\gamma_{ij}\log P_j+\beta_i\log(x/P^*)$

En esta ecuación los parámetros α_i están identificados como un escalar multiplo de β_i. Si reescribimos $\alpha_i^*=\alpha_i-\beta_i\log\phi$ se puede observar que $\Sigma_k\alpha_k=0$ sigue siendo una condición necesaria para la agregación ya que $\Sigma\beta_k=0$.

La ecuación (3.24) es adecuada en circunstancias específicas como en el caso de la estimación del modelo utilizando series de tiempo. Dado lo anterior, la ecuación (3.24) puede ser reescrita como:

(3.24a) $w_i=\alpha_i^*+\Sigma_j\gamma_{ij}\log P_j+\beta_i\log(x/P^*)$,

Donde P* es la aproximación de Stone.

Siguiendo la metodología utilizada en la sección 3.4 para encontrar las elasticidades de las funciones de demanda, es posible derivar (3.24a) con respecto a P_i para obtener: $\delta w_i/\delta P_i=\gamma_{ij}/P_i-\beta_i(w_i/P_i)$ y debido a que $\delta q_i/\delta P_i=-xw_i/P_i^2+x/P_i\delta w_i/\delta P_i$ sustituir $\delta w_i/\delta P_i$ en esta expresión para obtener las elasticidades de la demanda en función de la propensión media a consumir:

$$(\delta q_i/\delta P_i)(P_i/q_i)=[-xw_i/P_i^2+x/P_i(\gamma_{ii}/P_i-\beta_i(w_i/P_i)]P_i/q_i$$

$$=-xw_i/P_iq_i+x/q_i[\gamma_{ii}/P_i-\beta_i(w_i/P_i)]$$

$$=-1+x/P_iq_i[\gamma_{ii}-\beta_i(w_i)]$$

(3.25) $\varepsilon_{ii}=-1+\gamma_{ii}/w_i-\beta_i$,

donde ε_{ii}, es la expresión de la elasticidad precio directa de la demanda en función de w_i cuando se utiliza en el modelo la aproximación de Stone: $\log P^*=\Sigma w_k\log P_k$.

Similarmente encontramos las elasticidades precio cruzadas y la elasticidad ingreso en función de w_i:

(3.26) $\varepsilon_{ij}=\gamma_{ij}/w_i$

(3.27) $\eta_i=1+\beta_i/w_i$

Donde ε_{ij} y η_i representan la elasticidad precio cruzada de la demanda y la elasticidad ingreso, respectivamente.

IV ESTIMACION

4.1 DATOS

La estimación se llevó a cabo utilizando datos de series de tiempo para el periodo comprendido de enero de 1989 a agosto de 1995. La información es mensual, así que se tienen un total de 80 observaciones. Dicha muestra fue obtenida de la Encuesta Industrial Mensual (EIM), indicador de corto plazo del nivel de empleo, producción y ventas en la Industria Manufacturera, publicada por el INEGI. La cobertura de la EIM está referida a 3,218 establecimientos agrupados en 129 clases de actividad económica, las cuales representan el 80% del valor de la producción nacional en dicha industria. Es oportuno recalcar que el estudio se limita a las bebidas alcohólicas; por lo tanto, cualquier relación que pudiera existir con los bienes que no entran en este mercado queda fuera del alcance de esta investigación.

4.1.1 Especificación de las categorías

Las variables que se consideran corresponden a la División I: "Productos alimenticios, bebidas y tabaco" subsectores 2111 al 2114 y el 2122.

2111. En esta categoría se agrupan el tequila, mezcal y otras bebidas destiladas de agaves excepto el pulque.

2112. Bebidas destiladas de caña: ron blanco, oro y ambar, y ron añejo.

2113. Agrupa al vodka, ginebra, y otras bebidas alcohólicas destiladas como el whisky, licor de café, licor de frutas y el ron basado en agaves.

2114. Se incluye el brandy y las bebidas destiladas de uva, tal como vinos de mesa: vino blanco, vino tinto y los licores de uva.

2122. Corresponde a la cerveza.

4.1.2 Especificación de los precios

Los precios de las diferentes bebidas alcohólicas se obtuvieron dividiendo el valor de la producción, especificado en millones de pesos, de cada uno de los bienes entre su respectivo volumen de producción, especificado en miles de litros. El resultado es el precio por litro al cual vende el productor esto es:

(4.1) $P_{p_{it}} = VP_{it} / L_{it}$

en donde:

$P_{p_{it}}$ = precio del productor de la bebida "i" en el periodo t.

VP_{it} = valor de la producción de la bebida "i" en el periodo t.

L_{it} = litros producidos de la bebida "i" en el periodo t.

Suponiendo que todo el Impuesto Especial sobre Producción y Servicios (IEPS) es trasladado al consumidor, entonces el precio del consumidor difiere del precio del productor en una magnitud compuesta por las tasas IEPS e IVA:

(4.2) $P_{c_{it}} = P_{p_{it}}[(1+ \text{IEPS})](1+\text{IVA})$

donde $P_{c_{it}}$ = precio al consumidor de la bebida "i" en el período t.

De esta manera se consideraron un total de 20 precios correspondientes a las diferentes bebidas que integran las categorías mencionadas. Para la estimación se utilizaron sólo cinco precios que fueron los correspondientes a cada una de las categorías agregadas de bebidas. Por lo tanto el precio de cada grupo fue el precio promedio al consumidor obtenido de la siguiente manera:

(4.3) $P_{c_A} = 1/n \Sigma^{n}_{i=1} (P_{c_{ia}})$

donde P_{c_A} = precio promedio al consumidor de la categoría de bebida A.

$P_{c_{ia}}$ = precio al consumidor del bien i en la categoría A.

n = número de las diferentes bebidas comprendidas en cada categoría.

Los precios promedio al consumidor en cada categoría fueron defalcados utilizando el índice nacional de precios de alimentos bebidas y tabaco (INPAByT), base 1994=100.

4.1.3 Especificación del ingreso

Partiendo de que el ingreso total es igual a la suma de gastos, los ingresos totales dedicados a las bebidas alcohólicas se obtuvieron sumando el valor monetario de las ventas de cada una de las cinco categorías de bebidas. La suma del valor de las ventas fue deflactada utilizando el INPAByT base 1994=100 y después se dividieron entre la población total para que el resultado fuera los ingresos percápita dedicados al consumo de bebidas alcohólicas. Esto es:

(4.4) $INGT_{BA}=GT_{BA}=\Sigma_{a=1}{}^{*}(VT_{a})$

(4.5) $INGTR_{BA}= INGT_{BA}/INPAByT$

(4.6) $INGRP_{BA}= INGTR_{BA}/Pobl$

Donde $INGT_{BA}$ son los ingresos totales dedicados al consumo de bebidas alcohólicas.

$INGTR_{BA}$ son los ingresos reales dedicados al consumo de bebidas alcohólicas.

$INGRP_{BA}$ son los ingresos reales percápita dedicados al consumo de bebidas alcohólicas.

Pobl es la población total para los años de 1989 a 1995.

4.1.4 Propensión media a consumir

La propensión promedio a consumir (w_i) es igual al gasto dedicado en cada categoría dividido por el ingreso total. Dado que el gasto en cada categoría es aproximado por el valor de las ventas, dividiendo entre población encontramos el gasto percápita en cada categoría:

(4.7) $GTP_{A}=VV_{A}/pobl$

donde: GTP_A=gasto total percápita en la categoría A

VV_A=valor de las ventas en la categoría A

Dividiendo GTPA entre el ingreso por persona dedicado al consumo de bebidas alcohólicas encontramos la propensión media a consumir cada tipo de bebida:

(4.8) $w_i=P_iq_i/x=GTP_A/INGRP_{BA}$

4.2 PROCEDIMIENTO DE ESTIMACION

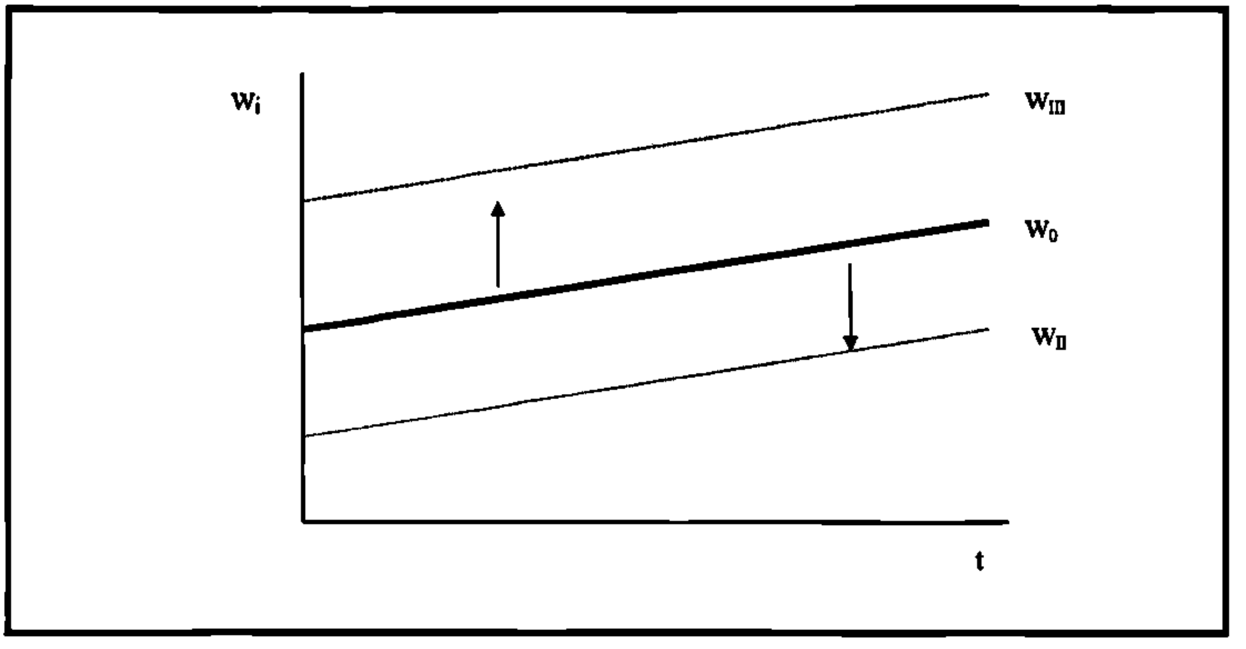
Originalmente, un sistema completo de demanda debe incluir categorías muy agregadas de bienes, tal que su consumo involucre el gasto total de la economía. Pero dado que nuestro objetivo se centra en la evaluación de las tasas impositivas aplicables a las bebidas alcohólicas, estamos restringiendo nuestra atención a este único mercado.

Anteriormente se mencionó que en el caso de colinealidad en precios, es adecuado aproximar P utilizando un índice proporcional P*, tal que $P=\phi P^*$. Siguiendo la metodología de Deaton y Muellbauer, utilizamos $P^*=\log P=\Sigma w_k \log P_k$ que es el índice o la aproximación de Stone. Además, el introducir en el modelo la variable de población tiene el mismo efecto que el utilizar el índice "k" del cual se habla en la sección 3.5.

De acuerdo al análisis sectorial realizado en el capítulo II, se observa que el consumo de este tipo de bebidas sigue una tendencia caracterizada en general por un mayor consumo en los dos últimos trimestres de cada año para el caso de las categorías de tequila, destiladas de caña, destiladas de uva y vodka, ginebra y otras. En el caso de la cerveza, el consumo en los trimestres II y III es superior al promedio de los otros dos trimestres de cada año. Dado lo anterior, se introducen en el modelo los cuatro trimestres del año captados en forma de variables binarias o dummy.

Las variables binarias introducidas en el modelo actúan como desplazadores del intercepto de la función w_i. Los coeficientes de precio γ_{ij} e ingreso β_i permanecen iguales. La figura 3 muestra el efecto anterior:

Figura 3[11]



Para la estimación es necesario eliminar un trimestre, dado que su efecto se capta en el intercepto. El coeficiente del trimestre no incluido se obtiene después por sustitución. Entonces, la función del sistema casi ideal de demanda descrita como:

(3.24a) $w_i=\alpha_i+\Sigma_{j=1,n-1}\gamma_{ij}\log P_j+\beta_i\log(x/P^*)$

se expresaría como:

(4.9) $w_i=\alpha_i+\Sigma_{j=1,n-1}\gamma_{ij}\log P_j+\beta_i\log(x/P^*)+\theta_2 II+\theta_3 III+\theta_4 IV$

donde w_i= propensión media a consumir el bien i.

---

[11] Donde wi representa la propensión media a consumir el bien "i", los subíndices I, II, y III indican el trimestre de que se trata y "t" representa el tiempo.

α_i= intercepto de la función

γ_{ij}= parámetros de precios

P_j= precios reales de las diferentes categorías

β_i= parámetros de ingresos

x= ingreso real percápita dedicado a las bebidas alcohólicas

$P^*=\log P=\Sigma w_k \log P_k$= es el índice de Stone

$\theta_2,\theta_3,\theta_4$=son los coeficientes de los estimadores II,III y IV respectivamente.

Los efectos estacionales están representados sólo por tres regresores binarios. El cálculo de los efectos estacionales se lleva a cabo de la siguiente manera:[12]

ETα $\alpha_i^*=\alpha_i+(\theta_2+\theta_3+\theta_4)/4$

ETβ $\beta_i^*=\beta_i$

ET_{i1} $\theta_{i1}^*=-(\theta_2+\theta_3+\theta_4)/4$

ET_{i2} $\theta_{i2}^*=\theta_{i2}-(\theta_2+\theta_3+\theta_4)/4$

ET_{i3} $\theta_{i3}^*=\theta_{i3}-(\theta_2+\theta_3+\theta_4)/4$

ET_{i4} $\theta_{i4}^*=\theta_{i4}-(\theta_2+\theta_3+\theta_4)/4$

La estimación del modelo descrito por (4.9) consistió de tres etapas. En la primera, el modelo se estimó como un sistema de ecuaciones lineales restringido por homogeneidad y simetría, compuesto por n-1 ecuaciones para evitar el problema de singularidad que involucra la

[12] Ver Kmenta Jan (1990.).

introducción de la restricción de simetría en el sistema. La quinta ecuación se estimó por sustitución, atendiendo a las restricciones 3.10 a la 3.12.

La segunda etapa de estimación consistió en probar la validez del supuesto de homogeneidad en el sistema. Para el logro de este objetivo, el modelo se reestimó ecuación por ecuación por el método de MCO imponiendo sólo la restricción de homogeneidad y después sin imponer ninguna restricción. Para probar la validez de la restricción de homogeneidad, se utilizó una prueba de F con los resultados de ambos modelos, de la siguiente manera:

$F_{r,N-k} = [(R^2_{SR}-R^2_{R})/r]/[(1-R^2_{SR})/(N-k)]$

Donde:

R^2_{SR} es el coeficiente de regresión del modelo sin restringir

R^2_{R} es el coeficiente de regresión del modelo restringido por homogeneidad

r es el número de restricciones

N es el tamaño de muestra

K es el número de parámetros

La validez de la restricción de simetría no se probó debido a que, a diferencia de la homogeneidad, ésta no puede verificarse ecuación por ecuación. Su comprobación requeriría la utilización del verdadero valor de P (y no P* que es la aproximación de Stone) y dado que el modelo ya no sería lineal, se tendría que cambiar la técnica de estimación mínimo cuadrática por la de máxima verosimilitud (MVS). El modelo se correría con y sin restricciones, para después probar la validez de la simetría mediante una χ^2. De acuerdo con lo anterior, se decidió que aunque la homogeneidad fuera aceptada, no se probaría la simetría. Si el modelo resultara no ser homogéneo, no tiene ningún caso preocuparse por probar la simetría, ya que si los la condición de maximización de utilidad no es satisfecha, los efectos sustitución tampoco serán simétricos.

La tercera etapa de estimación consistió en evaluar los resultados de las tres corridas: restringido por homogeneidad y simetría, restringido sólo por homogeneidad y sin restringir, para después utilizar estos resultados en el cálculo de las tasas óptimas impositivas en el marco de la teoría del bienestar social.

4.3 RESULTADOS DE LA ESTIMACION

4.3.1 Estimación del sistema imponiendo las restricciones de homogeneidad y simetría.

El cuadro 4.1 presenta los resultados de la estimación del modelo imponiendo las restricciones de homogeneidad y simetría. La ecuación 5, correspondiente a la categoría de *Vodka, ginebra y otras bebidas alcohólicas* no se incluyó en el modelo para evitar el problema de singularidad y fue estimada por sustitución.

Cuadro 4.1 Resultados de la estimación de los parámetros del modelo imponiendo las restricciones de homogeneidad y simetría*.

	Valores estimados**:								
Ecuación	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	R^2	**DW**
1 Tequila	.0884 (3.263)	-.0095 (2.684)	.0109 (4.529)	-.0085 (-2.984)	-.0037 (-.963)	.0014 (.421)	-.00015 (-.0413)	.4031	1.1459
2 Destiladas de caña	1.0411 (3.789)	-.1240 (-3.431)	-.0085 (-2.984)	.0266 (.904)	.0357 (1.228)	-.0356 (-1.658)	-.0181 (-3.007)	.5190	2.1451
3 Cerveza	-.8804 (2.5517)	.2196 (4.9675)	-.0037 (-.963)	.0357 (1.228)	-.0045 (-.1113)	-.025 (-.8999)	-.00254 (-.3378)	.7816	2.2008
4 Destiladas de uva	.5476 (1.9545)	-.0619 (-1.7178)	.0014 (.421)	-.0356 (-1.658)	-.025 (-.8999)	.0536 (1.8023)	.0056 (.67909)	.6314	1.5045
5 Vodka, ginebra y otras	.208	-.0242	-.00015	-.0181	-.0025	.0056	.0152		

*R^2 del sistema = .9184.

* *Pruebas de "t" entre paréntesis al nivel de significación del 95%.

La estimación del modelo arrojó un R^2 para el sistema de .9184 y un total de 10 parámetros estadísticamente significativos al nivel de 95% de confianza. Sin embargo en las ecuaciones 1 y 4, correspondientes al *Tequila* y a las bebidas *Destiladas de uva* se presentan problemas de autocorrelación serial positiva, de acuerdo con las pruebas realizadas al estadístico Durbin Watson (DW). La presencia de autocorrelación puede ser causada por la introducción en el sistema de la restricción de simetría. Más adelante se analizará este efecto y se dará una interpretación económica de los resultados obtenidos.

4.3.2 Estimación del modelo como un sistema de ecuaciones lineales imponiendo la restricción de homogeneidad.

La estimación del modelo restringido para que sea homogéneo arrojó un R^2 de .9370 y un total de 15 parámetros estadísticamente significativos. El hecho de que el coeficiente de regresión aumente su valor se debe a la eliminación de la restricción de simetría, lo cual provoca que aumente el número de grados de libertad. Los resultados obtenidos se presentan en el cuadro 4.2.

Cuadro 4.2 Resultados de la estimación de los parámetros del modelo imponiendo la restricción de homogeneidad*.

	Valores estimados **:								
Ecuación	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	R^2	DW
1 Tequila	.091 (3.648)	-.0104 (-3.175)	.0107 (4.294)	-.0073 (2.569)	-.0051 (-1.385)	-.0019 (-.4898)	.0036 (.666)	.4124	1.1494
2 Destiladas de caña	.8424 (3.015)	-.10222 (-2.787)	.0036 (.1304)	.0258 (.8087)	.0022 (.0536)	.0578 (1.323)	-.0895 (-1.456)	.5522	2.3526
3 Cerveza	-.6906 (-1.966)	.1851 (4.015)	-.0032 (-.0919)	.0817 (2.038)	-.02060 (-.393)	-.12938 (-2.353)	.07152 (.9262)	.7972	2.4704
4 Destiladas de uva	.5558 (2.045)	-.0475 (-1.331)	-.0101 (-.3701)	-.0862 (-2.778)	.02956 (.7304)	.06999 (1.645)	-.00331 (-.0554)	.6507	1.5915
5 Vodka, ginebra y otras	.20124 (3.716)	-.02496 (-3.511)	-.0011 (-.2068)	-.0139 (-2.252)	-.0059 (-.736)	.00345 (.4076)	.01751 (1.471)	.3978	1.1212

*R^2 del sistema = .9370.

* *Pruebas de "t" entre paréntesis al nivel de significación del 95%.

Contrario a lo que se suponía, la eliminación de la restricción de simetría no corrige el problema de autocorrelación. De acuerdo a las pruebas realizadas al estadístico DW se observan problemas de autocorrelación serial positiva para las ecuaciones 1, 4 y 5, correspondientes al *Tequila*, *Destiladas de uva* y *Vodka, ginebra y otras*. En el caso de las ecuaciones 2 y 3, correspondientes a las bebidas *Destiladas de caña* y a la *Cerveza,* las pruebas realizadas nos situaron en la zona de indecisión para rechazar la existencia de autocorrelación serial negativa; por lo que fue necesario la utilización de una prueba no paramédica de RUNS, concluyendo que este tipo de correlación esta presente en ambas ecuaciones.

Para probar la validez de la restricción de homogeneidad, el modelo se estimó nuevamente ecuación por ecuación sin imponer ninguna restricción, utilizando una prueba de F que involucró lo resultados de cada una de las ecuaciones del modelo restringido por homogeneidad y del modelo sin ninguna restricción. Estos resultados se presentan en el siguiente punto.

4.3.3 Estimación del sistema sin imponer restricciones.

La estimación del modelo sin imponer restricciones reporta un total de 15 parámetros estadísticamente significativos, siendo los mismos (aunque su valor difiere) que los reportados como significativos en el modelo homogéneo. Los problemas de autocorrelación siguen estando presentes. En el cuadro 4.3 se reportan los valores estimados para cada ecuación.

Olvidando por un momento que los problemas de autocorrelación siguen estando presentes en el sistema, se procedió a realizar una prueba de F por cada ecuación para verificar la homogeneidad de las mismas. Los grados de libertad son de 1 para el numerador y 73 en el denominador. El valor crítico de F para aceptar dicha condición con un nivel de confianza del 95% es de 3.98. Estos resultados se presentan en el cuadro 4.4.

Cuadro 4.3 Resultados de la estimación de los parámetros del modelo sin restringir.

	Valores estimados*:								
Ecuación	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	R^2	DW
1 Tequila	.095 (3.201)	-.0104 (-3.147)	.0106 (4.082)	-.0073 (-2.534)	-.0064 (-1.037)	-.0021 (-.5244)	.003 (.496)	.4130	1.1428
2 Destiladas de caña	1.006 (3.039)	-.1014 (-2.762)	-.0027 (-.093)	.0274 (.857)	-.0486 (-.7042)	.0506 (1.138)	-.1152 (-1.706)	.5576	2.3320
3 Cerveza	-1.013 (2.456)	.1835 (4.011)	.009 (.2575)	.0785 (1.972)	.0796 (.9258)	-.1152 (-2.08)	.122 (1.453)	.8032	2.4872
4 Destiladas de uva	.757 (2.358)	-.0465 (-1.307)	-.0178 (-.639)	-.084 (-2.17)	-.033 (-.4921)	.0612 (1.419)	-.349 (-.524)	.6575	1.6198
5 Vodka, ginebra y otras	.155 (2.435)	-.0252 (-3.563)	.0007 (.1202)	-.0144 (-2.336)	.0084 (.6343)	.0055 (.6406)	.0248 (1.907)	.4132	1.0903

*Pruebas de "t" entre paréntesis al nivel de significación del 95%.

Cuadro 4.4 Valores calculados para F y condición de homogeneidad*

Ecuación	Prueba de $F_{1,73}$	Condición de homogeneidad
1 Tequila	.0746	Sí
2 destiladas de caña	.8910	Sí
3 Cerveza	2.225	Sí
4 Destiladas de uva	1.449	Sí
5 Vodka, ginebra y otras	1.916	Sí

*Valor crítico de F=3.98 para un nivel de confianza del 95%.

De acuerdo a las pruebas aplicadas, todas las ecuaciones del modelo cumplen automáticamente con la homogeneidad. Es decir, aún y cuando esta condición no se introduzca en el modelo, las propensiones medias a consumir cada tipo de bebida son funciones homogéneas de grado cero.

Sin embargo, la presencia de correlación serial que se observa en todas las ecuaciones del sistema –aún y cuando no afecta la consistencia e insesgadez de los estimadores mínimo-cuadráticos– implica que dichos estimadores ya no serían eficientes. En el caso de autocorrelación serial positiva, la pérdida de eficiencia implicaría que las estimaciones de los errores estándar obtenidos de la regresión mínimo-cuadrática fueran menores a los de su verdadero valor, lo cual podría conducir a rechazar la hipótesis nula de que el verdadero valor del parámetro estimado sea cero, cuando de hecho lo es. Lo contrario ocurriría en el caso de autocorrelación serial negativa; la pérdida de eficiencia implicaría que las estimaciones de los errores estándar estuvieran sesgados hacia arriba, lo que podría conducir a la aceptación de la hipótesis nula de que el verdadero valor del parámetro sea cero, cuando de hecho no lo es.

Dado que se requiere que los estimadores además de consistentes e insesgados, sean eficientes; la etapa final de estimación consistió en correr cada una de las ecuaciones del sistema, corrigiendo por autocorrelación.

4.3.4 Estimación del modelo sin imponer restricciones y corrigiendo por autocorrelación.

El corregir por autocorrelación implica que los parámetros estimados para las propensiones medias al consumo, aparte de ser estimadores consistentes e insesgados de su verdadero valor, también serán estimadores eficientes. La forma funcional flexible de la función de costo del SCID implica que las funciones de demanda que de éste se deriven, son aproximaciones de primer orden para cualquier conjunto de funciones de demanda derivadas de la conducta de maximización de la utilidad del consumidor. Sin embargo, si no suponemos tal conducta de maximización, pero sabemos que las ecuaciones de demanda son funciones continuas del presupuesto y de los precios, entonces las funciones de demanda del sistema (aún sin imponer las restricciones de homogeneidad y simetría) seguirán siendo aproximaciones de primer orden para cualquier conjunto verdadero de funciones de demanda. [13]

El cuadro 4.5 presenta los resultados de la estimación del modelo corregido por autocorrelación.

[13] Ver Deaton y Muellbauer (1980).

Cuadro 4.5 Resultados de la estimación del modelo sin imponer la restricción de homogeneidad y corregido por autocorrelación

	Valores estimados*:								
Ecuación	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	R^2	DW
1 Tequila	.0665 (2.032)	-.0066 (-2.1462)	**.011 (4.745)**	-.002 (-0.612)	-.014 (-1.947)	-.001 (-.225)	-.001 (-.172)	.5452	2.0755
2 Destiladas de caña	.9134 (3.097)	-.0951 (-2.751)	.0043 (.158)	**.0240 (.8703)**	-.0465 (-.781)	.062 (1.563)	-.114 (-1.921)	.5764	2.0821
3 Cerveza	-.9762 (-2.782)	.1862 (4.466)	-.012 (-.353)	.092 (2.835)	**.0847 (1.208)**	-.137 (-2.933)	.1257 (1.792)	.8173	2.1446
4 Destiladas de uva	.7129 (2.068)	-.0428 (-1.193)	-.0289 (-1.037)	-.071 (-2.06)	-.021 (-.285)	**.054 (1.182)**	-.0317 (-.450)	.6705	1.9958
5 Vodka, ginebra y otras	.0348 (.500)	-.0163 (-2.540)	.0095 (1.997)	-.0099 (-1.343)	.0055 (.373)	-.0007 (-.0787)	**.037 (2.636)**	.5726	2.904

*Valores para las pruebas de "t" entre paréntesis, al nivel de significación del 95%.

Como se mencionó anteriormente, el modelo se corrió utilizando variables "dummy" o "binarias" para calcular los efectos estacionales que influyen en el gasto y por ende en la demanda de bebidas alcohólicas. Estas variables toman el valor de 1 si la observación corresponde al trimestre en cuestión y de 0 en el caso contrario. El cuadro 4.6 presenta los resultados de la estimación de los parámetros de temporalidad; mismos que actúan como desplazadores del intercepto (α_i). Los efectos temporales se calcularon de acuerdo a lo especificado en la sección 4.2, ecuaciones ETα, ETβ, ET_{i1}, ET_{i2}, ET_{i3}, y ET_{i4}. El cálculo de los efectos estacionales y los nuevos valores para el intercepto se presentan en el cuadro 4.7.

Cuadro 4.6 Valores de los parámetros temporales estimados

	Valores estimados*			
	Trimestres			
Ecuación	**I**	**II**	**III**	**IV**
1 Tequila	-	-.0019 (-1.825)	-.0022 (-1.862)	-.0035 (-3.222)
2 Destiladas de caña	-	.0341 (2.977)	.051 (5.059)	.0927 (9.702)
3 Cerveza	-	-.0689 (-5.030)	-.10781 (-9.098)	-.2016 (-17.885)
4 Destiladas de uva	-	.027 (2.181)	.047 (3.811)	.1028 (8.882)
5 Vodka, ginebra y otras	-	.0002 (.0689)	.0082 (.3271)	.0037 (1.643)

*Valores para las pruebas de t entre paréntesis, al nivel de significación del 95%.

Cuadro 4.7 Reestimación del intercepto y parámetros estacionales calculados

	Efectos estacionales, valores calculados				
Ecuación	α^*_i	θ_I	θ_{II}	θ_{III}	θ_{IV}
1 Tequila	.064	.0019	-.00003	-.0003	-.0016
2 Destiladas de caña	.9578	-.0444	-.01027	.00635	.0483
3 Cerveza	-1.0708	.0945	.02570	-.0133	-.1070
4 Destiladas de uva	.75715	-.0443	-.0171	.0028	.0586
5 Vodka, ginebra y otras	.03775	-.003	-.0028	.0052	.0007

4.4 INTERPRETACIÓN ECONÓMICA DE LOS RESULTADOS

De acuerdo con los resultados presentados en la etapa anterior, el análisis del SCID y el cálculo de las elasticidades precio directas, cruzadas, ingreso y compensadas, correspondientes a cada uno de los diferentes tipos de bebidas alcohólicas, se realizó con base en la estimación del sistema sin imponer restricciones y corregido por autocorrelación debido a que *i)* se comprobó que las ecuaciones del sistema cumplen automáticamente con la condición de homogeneidad, *ii)* el corregir por autocorrelación implica que los parámetros estimados serían, además de consistentes e insesgados, eficientes y *iii)* la dificultad para realizar la prueba de simetría en el sistema, aunado a los problemas de correlación serial que se presentaron por introducir dicha restricción, condujo a la adopción del modelo sin restringir y corregido, debido a que las ecuaciones del sistema son funciones continuas del presupuesto y de los precios, y por lo tanto las funciones de demanda que de éste se deriven seguirán siendo aproximaciones de primer orden para cualquier conjunto verdadero de funciones de demanda.

Los coeficientes α_i's estimados en el modelo, representan el costo mínimo necesario para alcanzar una dotación del bien i, medido a precios de 1994. Dichos coeficientes son estadísticamente significativos, al nivel del 95% de confianza, para todas ecuaciones excepto en el caso de α_5 correspondiente a la constante de la función de propensión media a consumir *Vodka, ginebra y otras bebidas alcohólicas destiladas*.

El signo negativo que se observa en α_3, correspondiente a la constante estimada para la ecuación de *Cerveza*, puede parecer extraño; sin embargo no lo es, considerando que los precios están medidos en términos reales y que en la constante se está cuantificando el efecto que tiene la caída en el precio relativo de la cerveza a partir de 1993, como consecuencia de la diminución de la tasa impositiva (IEPS) aplicada a este tipo de bebida.

En la primera ecuación, existen tres coeficientes estimados (diferentes a los parámetros estacionales) estadísticamente significativos a un nivel de 95% de confianza. El valor de la constante indicaría que, a precios del año base, la participación que tiene el gasto en *Tequila* dentro del ingreso total dedicado al consumo de bebidas alcohólicas sería de 6.65%. El coeficiente β_i estimado implica que ante un aumento de uno por ciento en el ingreso, la participación del Tequila en el gasto total de este tipo de bebidas disminuiría en .66%. El único coeficiente de precios estadísticamente significativo es γ_{i1}; su signo positivo hace suponer que se trata de un bien normal, pues ante un aumento de uno por ciento en su propio precio, la propensión media a consumir *Tequila,* se incrementará en 1.09%. Los demás coeficientes de precios, resultaron ser estadísticamente no significativos, sin embargo el signo que presentan dichas estimaciones catalogarían a esta bebida como complemento de las demás bebidas incluidas en el modelo. Respecto a los parámetros estacionales estimados para esta ecuación, únicamente el correspondiente al cuarto trimestre del año es estadísticamente significativo. De acuerdo a los resultados que se presentan en el cuadro 4.7, la propensión media a consumir *Tequila* es inferior en 0.15% a la propensión promedio que se registra en el año.

En el caso de las bebidas *Destiladas de caña*, ningún coeficiente de precios es estadísticamente significativo. Sin embargo, por su signo se puede pensar que se trata de un bien normal, complemento de la *Cerveza* y del *Vodka, ginebra y otras*, y sustituto del *Tequila* y de las bebidas *Destiladas de uva*. El coeficiente β_i, el cual sí es significativo, indicaría que si el ingreso aumenta en uno por ciento, entonces la propensión media al consumo de bebidas *Destiladas de caña* disminuye en 9.5 %. De acuerdo con los parámetros estacionales estimados, la propensión al consumo de este tipo de bebidas tiende a ser inferior al promedio anual en 4.4% y 1.0% en los trimestres primero y segundo, respectivamente; en tanto que en los trimestres tercero y cuarto es superior al promedio anual en 0.6% y 4.8%, respectivamente.

La ecuación que representa la propensión media a consumir *Cerveza*, es la que alcanza el mejor ajuste en todo el sistema, con un coeficiente de regresión de .8173 y un total de 8 parámetros estadísticamente significativos (incluyendo a los temporales). El coeficiente β_3 (el único β_i con signo positivo en el sistema), significa que manteniendo todos los demás factores constantes, la propensión media a consumir *Cerveza* se incrementa en 18.6% ante un incremento porcentual en el ingreso dedicado a las bebidas alcohólicas. El coeficiente γ_{32} cataloga a la *Cerveza* como sustituto de las bebidas *Destiladas de caña*, y su magnitud implica que, ante un aumento de uno por ciento en el precio de estas últimas, el gasto en *Cerveza* se incrementaría en 9.23%. Por su parte, el coeficiente γ_{34} cataloga a la *Cerveza* como complemento de las bebidas *Destiladas de uva*, y el gasto en la primera disminuirá en 13.7% ante un incremento porcentual en el precio de las bebidas *Destiladas de uva*. El gasto en *Cerveza* también responde a factores temporales. En los dos primeros trimestres del año, la propensión media al consumo de este bien es superior al promedio anual en 9.4% y 2.6%, respectivamente; en tanto que en los dos últimos trimestres, esta variable es inferior al promedio anual en 1.3% y 10.7%, respectivamente.

Respecto a la función 4, misma que representa la proporción del gasto dedicado a las bebidas *Destiladas de uva*, los coeficientes estimados que pasan la prueba de significancia estadística son α_4, γ_{42} y los parámetros temporales. El signo negativo observado en este último coeficiente indica que las bebidas *Destiladas de uva* son complemento de las *Destiladas de caña*, y que por cada incremento de uno por ciento en el precio de estas últimas, la propensión media a consumir *Destiladas de uva* disminuirá en 7.09%. El gasto en este tipo de bebidas es inferior al promedio anual en 4.4% y 1.7% en los trimestres primero y segundo, respectivamente; en tanto que el gasto en bebidas *Destiladas de uva* supera a su promedio anual en 0.27% y 5.8% en los dos últimos trimestres, respectivamente.

Por último, la quinta ecuación, correspondiente al *Vodka, ginebra y otras* bebidas destiladas reporta tres parámetros estadísticamente significativos: β_5, γ_{51} y γ_{55}. El parámetro β_5 indica que la participación en el gasto que tiene este tipo de bebidas, disminuirá en 1.6% al incrementarse porcentualmente el ingreso dedicado al consumo total de bebidas alcohólicas. El coeficiente γ_{51}, cataloga al *Vodka, ginebra y otras* como sustituto del *Tequila*. El coeficiente de precio directo γ_{55}, indica que el gasto dedicado al consumo de *Vodka, ginebra y otras* se incrementará en 3.7% ante un incremento de uno por ciento en su propio precio.

En la siguiente sección se presentan las elasticidades calculadas a partir de los coeficientes estimados, que son reportados en el cuadro 4.5.

4.4 ELASTICIDADES DE DEMANDA: PRECIO DIRECTAS, PRECIO CRUZADAS E INGRESO.

Las elasticidades precio directas y cruzadas de la demanda fueron calculadas a partir de la ecuación (3.25) $\varepsilon_{ii}=-1+\gamma_{ii}/w_i-\beta_i$ y (3.26) $\varepsilon_{ij}=\gamma_{ij}/w_i$. El cuadro 4.7 presenta la matriz de estas elasticidades para las cinco categorías de bebidas incluidas en el modelo.

Es notable la relativa inelasticidad precio directa de la demanda de *Tequila*, *Destiladas de caña* y de las bebidas *Destiladas de uva*, cuyos coeficientes son menores a uno en valor absoluto. El único tipo de bebida que presenta una elasticidad precio directa relativamente alta es la *Cerveza*, cuyo coeficiente estimado es de -1.07. Este resultado es congruente con la teoría económica, la cual predice que mientras mayor sea el porcentaje de gasto dedicado al consumo de un bien, mayor será la elasticidad precio de la demanda por el mismo.[14] El porcentaje de gasto dedicado a la *Cerveza* es bastante alto y cercano al 72.4% del ingreso total dedicado al consumo de este tipo de bebidas. El cuadro 4.9 presenta las estimaciones, en el promedio, de las participaciones ω_i y de los precios P_i.

Cuadro 4.8 Matriz de elasticidades precio directas y cruzadas.

	Elasticidades con respecto al precio de:				
Ecuación	Tequila	Destiladas de caña	Cerveza	Destiladas de uva	Vodka, ginebra y otras.
Tequila	**-.288**	-.136	-.871	-.058	-.073
Destiladas de caña	.045	**-.653**	-.487	.645	-1.193
Cerveza	-.016	.127	**-1.069**	-.189	.174
Destiladas de uva	-.199	-.491	-.145	**-.585**	-.219
Vodka, ginebra y otras.	.453	-.471	.261	-.031	.777

[14] Los resultados que se obtienen en cualquier estimación econométrica dependen de la especificación del modelo. En esta investigación se modela únicamente el gasto en bebidas alcohólicas; por lo tanto, las bebidas cuyo gasto represente un mayor porcentaje del total tenderán a ser más elásticas.

De acuerdo con el signo positivo que presenta la elasticidad precio del Vodka, ginebra y otros, este tipo de bebidas serían catalogadas como bienes "Giffen", es decir aquellos cuya cantidad demandada responde en forma positiva ante un aumento en su propio precio. Analizando el tipo de bebidas agrupadas en esta categoría, se observa que la mayoría pueden ser apreciadas por el consumidor como bebidas de menor calidad, como el whisky que es producido en el país y a muy bajo costo, o como el ron a base de agaves, cuyo precio es mucho menor al comprendido en la categoría de bebidas destiladas de caña. Además, otras de las bebidas producidas en esta categoría pueden estar etiquetadas como imitaciones, conforme a las normas oficiales de producción de bebidas.

Cuadro 4.9 Estimación de ω_i y P_i

Variable	Media	Varianza
ω_1	.0155	.000013
ω_2	.0955	.002209
ω_3	.7235	.007704
ω_4	.1446	.002681
ω_5	.0209	.000062
$\Sigma\omega_{i=1,..5}$	1.0000	
P_1	14.96	.01929
P_2	27.13	.01749
P_3	3.22	.00347
P_4	15.49	.01465
P_5	20.38	.00675

La elasticidad ingreso fue calculada de acuerdo a la ecuación:

(3.22) $\eta_i=1+\beta_i/\omega_i$.

El cuadro 4.10 reporta las estimaciones de la elasticidad ingreso y de la propensión media a consumir para cada una de las cinco categorías de bebidas alcohólicas.

Cuadro 4.10 Elasticidades ingreso y propensiones medias al consumo.

Categoría	Elasticidad ingreso η_i	Propensión media a consumir (ω_i)
Tequila	.5729	.0155
Destiladas de caña	.0046	.0955
Cerveza	1.257	.7235
Destiladas de uva	.7038	.1446
Vodka, ginebra y otras	.2212	.0209

Dado que el principal objetivo de la presente investigación es evaluar el cambio en el bienestar social asociado con un cambio en las tasas impositivas aplicables a las bebidas alcohólicas, como medida para ineternalizar el costo social asociado a su consumo, requerimos conocer la magnitud de las elasticidades compensadas. De acuerdo con lo planteado en el capítulo anterior, las elasticidades compensadas fueron calculadas conforme a la ecuación 4.10. Los resultados de la estimación se presentan en el cuadro 4.11.

(4.10) $\varepsilon_{ij}^* = \varepsilon_{ij} + \eta_i w_j$

donde:

ε_{ij}^*= elasticidad compensada del bien i al cambiar el precio del bien j.

ε_{ij}= elasticidad Marshalliana.

η_i= elasticidad ingreso

ω_j= propensión media a consumir el bien j.

Cuadro 4.11 Matriz de elasticidades compensadas precio directas y cruzadas.

	Elasticidades con respecto al precio de:				
Ecuación	Tequila	Destiladas de caña	Cerveza	Destiladas de uva	Vodka, ginebra y otras
Tequila	-.279	-.081	-.457	.025	-.061
Destiladas de caña	.045	-.653	-.483	.646	-1.193
Cerveza	-.003	.248	-.160	-.007	.200
Destiladas de uva	-.134	-.423	.364	-.483	-.204
Vodka, ginebra y otras	.457	-.450	.421	.0007	.782

V. EVALUACION SOCIAL DE LAS TASAS IMPOSITIVAS APLICADAS A LAS BEBIDAS ALCOHÓLICAS

La utilización del Sistema Casi Ideal de Demanda, permitió estimar las elasticidades precio directas de cada uno de los diferentes tipos de bebidas alcohólicas, así como también la matriz de elasticidades precio cruzadas, la cual es indispensable para el análisis de la aplicación de impuestos óptimos como medida correctiva del costo externo asociado con el consumo de este tipo de bienes.

De acuerdo con la Teoría de la Imposición Óptima, la condición de primer orden para la aplicación de tasas impositivas es que la valuación social de una unidad marginal de ganancia impositiva sea la misma para todos los bienes (Ahmad, E. And N.H. Stern 1984):

(5.1) $(\delta \boldsymbol{B}/\delta P_i)/(\delta \boldsymbol{R}/\delta P_i)=(\delta \boldsymbol{B}/\delta P_j)/(\delta \boldsymbol{R}/\delta P_j)$

donde ***R*** sería la ganancia gubernamental y ***B*** sería la función de bienestar social. La condición (5.1) implica que el costo marginal social por unidad de ganancia deberá ser el mismo para todo i,j. El cambio en la función de bienestar social ($\delta \boldsymbol{B}/\delta P_i$) se mide por la variación equivalente (VE) resultante de un cambio en el precio de un único bien:

$$(5.2) \qquad VE=-\int_{P_i^0}^{P_i^1} q_i\ (u_1,P)\ dPi+\Sigma_{j\neq i}\Delta R_j+\Delta R_i$$

$$=c(u_1,P^0)-c(u_1,P^1)+\Sigma_{j\neq i}\Delta R_j+\Delta R_i$$

donde c es la función de gasto evaluada en un vector de precio inicial (P^0) y un vector final de precios (P^1). La función de gasto para cada i toma la forma especificada por la ecuación (3.24a) analizada en la sección 3.5.

Dado que conocemos el valor de las tasas impositivas y los márgenes de ganancia de cada bebida,[15] es posible obtener el precio de oferta para cada categoría, y por lo tanto una estimación del diferencial entre el precio del productor y el precio del consumidor.

Suponiendo que el precio del productor fuera igual al costo marginal privado (c_i) y que (P_i) el precio al que compra el consumidor excediera al precio del productor en una magnitud compuesta por la tasa IEPS correspondiente y el IVA; la función de ganancias gubernamentales se expresaría como:

(5.3) $G\boldsymbol{R}_i=(P_i-c_i)q_i$

Un incremento en la ganancia gubernamental como resultado de un incremento en las tasa impositiva aplicable al bien "i" depende tanto de la elasticidad precio de la demanda del bien "i", como del diferencial entre el precio del consumidor y el precio del productor, esto es :

(5.4) $\delta G\boldsymbol{R}_i/\delta P_i=\delta(P_iq_i-c_iq_i)/\delta P_i>0$

suponiendo que c_i es constante, esto implicaría que:

(5.5) $P_i(\delta q_i/\delta P_i)+q_i-c_i(\delta q_i/\delta P_i)>0$,

si especificamos $\tau=ci/Pi$, entonces:

(5.6) $q_i(1+\varepsilon_{ii}(1-\tau))>0$,

donde $\varepsilon_{ii}=(\delta q_i/\delta P_i)(P_i/q_i)$ sería la elasticidad precio directa de la demanda por el bien "i".

5.1 Simulación del Costo Marginal Social

Hasta este punto, permanece la cuestión de cómo determinar la magnitud de la externalidad asociada con el consumo de bebidas alcohólicas. Dado que existe muy poca información respecto al factor de daño que debería ser utilizado, se adoptó la metodología utilizada por I.J. Irvine y

[15] El margen de ganancia fue calculado implícitamente en el precio del productor, debido a que dicho precio se

W.A. Sims (1993), captando este efecto en la forma de un factor correctivo β, el cual varía linealmente con el contenido de alcohol por litro en cada bebida.

El costo social de producción toma la forma:

(5.7) $CM^s = CM^p + \beta A$

Donde los superíndices s y p denotan los costos social y privado, respectivamente. A es el porcentaje de alcohol por litro contenido en el producto y β es una carga específica implícita, medida en centavos de peso por porcentaje de alcohol.

El cuadro 5.1 presenta los resultados de la simulación del costo marginal social, expresado en pesos, para diferentes niveles del factor correctivo β. La segunda columna muestra el contenido de alcohol por litro en cada una de las categorías incluidas en el modelo.[16] Los precios del productor y del consumidor que se presentan en las columnas tres y cuatro, están expresados en pesos por litro y corresponden al promedio estimado para 1995. Éstos resultados son utilizados en el cuadro 5.2 para calcular la diferencia entre el costo marginal social y el precio al consumidor de las diferentes bebidas alcohólicas. La segunda columna de éste se refiere a la participación que tiene cada categoría dentro del gasto total en bebidas alcohólicas. La columna cinco, correspondiente a β=0, muestra la diferencia entre el precio del consumidor y el costo marginal privado.

---

calculo directamente del valor de las ventas.

[16] El contenido de alcohol dentro de cada categoría se obtuvo como un promedio ponderado, donde los ponderadores fueron la cantidad producida de cada bebida respecto al total de cada categoría.

Cuadro 5.1 Simulación del Costo Marginal Social

Categoría	Contenido de alcohol por litro (A)	Pc	Pp	$CM^s=CM^p+\beta A$				
				$\beta=0$	$\beta=10$	$\beta=15$	$\beta=20$	$\beta=30$
Tequila	36	16.2	9.8	9.8	13.4	15.2	17.0	20.6
Destiladas de caña	36	33.0	19.9	19.9	23.5	25.3	27.1	30.7
Cerveza	6	3.5	2.5	2.5	3.1	3.4	3.7	4.3
Destiladas de uva	14	13.2	9.1	9.1	10.5	11.2	11.9	13.3
Vodka, ginebra y otras	36	19.6	11.8	11.8	15.4	17.2	19.0	22.6

Cuadro 5.2 Simulación de la Diferencia entre el Costo Marginal Social y el Precio al Consumidor

Categoría	Participación (%)	Pc	Pp	$Markup=[(Pc-CM^s)/CM^s]*100$				
				$\beta=0$	$\beta=10$	$\beta=15$	$\beta=20$	$\beta=30$
Tequila	1.5	16.2	9.8	66.2	21.4	7.0	-4.4	-21.1
Destiladas de caña	9.6	33.0	19.9	66.2	40.7	30.7	22.0	7.6
Cerveza	72.3	3.5	2.5	38.6	12.1	2.3	-5.9	-18.9
Destiladas de uva	14.5	13.2	9.1	44.6	25.3	17.5	10.6	-1.1
Vodka, ginebra y otras	2.1	19.6	11.8	66.3	27.4	14.1	3.3	-13.2

5.2 Simulación del cambio en la ganancia gubernamental

En este modelo, el gobierno puede incrementar sus ganancias con una carga impositiva por la externalidad y con un impuesto puro. La carga por externalidad para la bebida "i" está representada como la diferencia entre el precio del productor (el cual se supone que es igual al costo marginal privado c_i) y el costo marginal social. El impuesto puro aplicado a la bebida "i" se define como la diferencia entre el precio del consumidor y el costo marginal social. Entonces, suponiendo que las ganancias gubernamentales de la bebida "i" se incrementan sólo por el impuesto puro, éstas se definirían como:

(5.8) $GR=(P_i-c_i-\beta_i A_i)q_i$

Donde $\beta_i A_i$ es el costo externo impuesto sobre la sociedad por el consumo de una unidad adicional y q_i es el número de litros consumidos en un periodo de tiempo.

Como se apuntó anteriormente, el criterio de bienestar para la imposición óptima requiere que la distorsión creada por un peso adicional de ganancia sea igualada entre bienes. Esto implica que el factor correctivo internalice la externalidad. Pero, debido a que el aumento adicional en las ganancias crea distorsiones, estas últimas distorsiones por peso de incremento en las ganancias son las que deberían ser igualadas entre bienes. Entonces, el concepto relevante es la pérdida en el bienestar provocada por cada peso adicional en que aumente la ganancia gubernamental por arriba del costo marginal social. La definición de costo marginal social adoptada cuenta sólo las ganancias de un impuesto puro.

Cuando el costo marginal social excede al precio, entonces, un incremento en la tasa impositiva debería incrementar las ganancias y también mejorar el bienestar. Partiendo de la ecuación 5.8, la condición necesaria para un aumento en las ganancias gubernamentales derivado de la introducción de un impuesto puro como factor correctivo sería:

(5.9) $\delta GR/\delta P_i= [P_i(\delta q_i/\delta P_i)+q_i-c_i(\delta q_i/\delta P_i)-\beta_i A_i(\delta q_i/\delta P_i)]>0,$

si especificamos $\tau=c_i/P_i$, y $\pi=\beta_iA_i/P_i$ y expresamos la ecuación anterior en términos de las elasticidades, entonces la condición es:

(5.10) $q_i(1+\varepsilon_{ii}(1-\tau_i-\pi_i))>0$

En el cuadro 5.3 se presentan las estimaciones para τ_i y para π_i calculado para diferentes valores de β_i.

Cuadro 5.3 Cálculo de τ_i y π_i

Categoría	$\tau_i=c_i/P_i$	$\pi_i=\beta_iA_i/P_i$					Elasticidad precio directa (ε_{ii})
		β=10	β=15	β=20	β=30	β=40	
1 Tequila	.60	.22	.33	.44	.67	.89	-.288
2 Destiladas de caña	.60	.11	.16	.22	.33	.44	-.653
3 Cerveza	.72	.17	.26	.34	.51	.68	-1.07
4 Destiladas de uva	.69	.11	.16	.21	.32	.43	-.585
5 Vodka, ginebra y otras	.60	.18	.28	.37	.55	.73	.777

La cantidad demandada de cada uno de los bienes se encontró sustituyendo precios e ingresos en la función de gasto para el año de 1995. Los resultados indican que durante ese año, se consumieron en promedio al mes por cada cien habitantes 10.8 litros de *Tequila*, 36.9 litros de bebidas *Destiladas de caña*, 2,356.3 litros de *Cerveza*, 97.9 litros de bebidas *Destiladas de uva* y 10.8 litros de *Vodka, ginebra y otras bebidas alcohólicas destiladas*. En el cuadro 5.4 se utilizan estos resultados para calcular el cambio en la ganancia gubernamental, de acuerdo con la ecuación 5.10, para los diferentes niveles del factor correctivo.

Cuadro 5.4 Simulación del cambio en la ganancia gubernamental para diferentes niveles del factor correctivo β_i

Categoría	Cambio en la ganancia gubernamental $\delta GR/\delta P_i = q_i[1+\varepsilon_{ii}(1-\tau_i-\pi_i)]$				
	β=10	β=15	β=20	β=30	β=40
1 Tequila	10.3	10.6	11.0	11.7	12.4
2 Destiladas de caña	29.9	31.3	32.6	35.2	37.8
3 Cerveza	2,084.4	2,299.1	2,513.8	2,943.1	3,372.5
4 Destiladas de uva	86.3	89.4	92.4	98.5	104.6
5 Vodka, ginebra y otras	12.6	11.8	11.0	9.5	8.0

Los resultados reportados en el cuadro 5.4 indican la magnitud del cambio en la ganancia gubernamental derivado del consumo de cada 100 habitantes. Para encontrar el incremento total, se dividió la población total por 100 y se multiplicó por cada casilla del cuadro. Estos resultados se presentan en el cuadro 5.5.

Cuadro 5.5 Simulación del cambio total en la ganancia gubernamental para diferentes niveles del factor correctivo β_i
(Miles de pesos)

Categoría	Cambio en la ganancia gubernamental $\delta GR/\delta P_i = q_i[1+\varepsilon_{ii}(1-\tau_i-\pi_i)]$				
	β=10	β=15	β=20	β=30	β=40
1 Tequila	9,299	9,612	9,925	10,551	11,177
2 Destiladas de caña	27,053	28,241	29,429	31,806	34,182
3 Cerveza	1,882,910	2,076,838	2,270,766	2,658,622	3,046,777
4 Destiladas de uva	77,996	80,746	83,496	88,996	94,496
5 Vodka, ginebra y otras	11,339	10,646	9,954	8,568	7,183

5.3 Simulación del Cambio Marginal en el Bienestar

El cambio en el bienestar social se calculó utilizando la variación compensada descrita por la ecuación 5.2, en tanto que el costo marginal social por peso de ganancia impositiva se calculó de acuerdo con la ecuación 5.10. Los resultados se presentan en los cuadros 5.6 y 5.7, respectivamente.

Cuadro 5.6 Simulación del cambio total en el bienestar social para diferentes niveles del factor correctivo β_i
(Miles de pesos)

Categoría	Cambio en el Bienestar: $=c(u_1,P^0)-c(u_1,P^1)+\Sigma_{j\neq i}\Delta R_j+\Delta R_i$				
	β=10	β=15	β=20	β=30	β=40
1 Tequila	-8,301	-28,308	-47,131	-81,225	-110,580
2 Destiladas de caña	213,229	267,615	327,202	461,983	617,569
3 Cerveza	218,274	-282,687	-764,670	1,671,699	-2,502,815
4 Destiladas de uva	108,388	104,726	103,167	109,961	126,971
5 Vodka, ginebra y otras	-26,878	-61,425	-98,386	179,550	-270,371

Cuadro 5.7 Simulación del costo marginal social por peso de ganancia impositiva, para diferentes niveles del factor correctivo β_i

Categoría	Costo marginal en el bienestar $=(\delta B/\delta P_i)/(\delta R/\delta P_i)=VE/\delta GR/\delta P_i$				
	β=10	β=15	β=20	β=30	β=40
1 Tequila	-0.9	-2.9	-4.7	-7.7	-9.9
2 Destiladas de caña	7.9	9.5	11.1	14.5	18.1
3 Cerveza	0.1	-0.1	-0.3	-0.6	-0.8
4 Destiladas de uva	1.4	1.3	1.2	1.2	1.3
5 Vodka, ginebra y otras	-2.4	-5.8	-9.9	-21.0	-37.6

Para el análisis de los resultados, se debe tener presente que se está considerando los efectos colaterales asociados con el incremento en precios de un único bien. De acuerdo a las estimaciones reportadas en el cuadro anterior, el cobro de un impuesto más elevado al *Tequila* implicaría una disminución en el bienestar de la población, para cualquier nivel del factor correctivo β_i. Este mismo comportamiento se observa en el caso del *Vodka, ginebra y otras bebidas alcohólicas destiladas*.[17] Derivado de lo anterior podemos suponer que los impuestos cobrados a ambos tipos de bienes son suficientes para internalizar el costo social asociado a su consumo, o que en su caso, el bienestar podría incrementarse con un cobro menor.

El efecto contrario ocurre con las bebidas *Destiladas de caña* y las *Destiladas de uva*, cuya consecuencia marginal en el bienestar es positiva para cualquier nivel del factor correctivo incluido en el modelo. En el caso de la *Cerveza*, una ganancia en el bienestar de la sociedad se logra aumentando el precio en 60 centavos por litro, el cual corresponde a la aplicación de un factor correctivo de β=10 centavos.

El conjunto óptimo se encontraría haciendo que el costo marginal en el bienestar fuera igual para todos los bienes. Intuitivamente, podríamos decir que sería recomendable aumentar el impuesto a la *Cerveza* hasta en 60 centavos por litro, y disminuir la tasa aplicable al *Tequila* y *al Vodka, Ginebra y otros*, mismos que deberían ser compensados por un incremento en las tasas cobradas a las bebidas *Destiladas de caña* y *Destiladas de uva*.

[17] Este resultado parece contradictorio si consideramos que esta ultima categoría de bienes tiene una elasticidad precio directa positiva; sin embargo, no lo es debido a que el cambio en el bienestar está considerando el efecto que la variación en el precio de esta bebida tiene sobre el consumo de las demás categorías.

VI. Conclusiones y Recomendaciones

En esta investigación se estimó un sistema de ecuaciones de demanda para las bebidas alcohólicas, en el cual las participaciones de cada bien en el gasto total están linealmente relacionadas con el logaritmo del ingreso y de los precios relativos.

Los resultados obtenidos permitieron comprobar que las funciones estimadas para cada una de las bebidas alcohólicas, son homogéneas de grado cero. Además, con el conocimiento de que el modelo estimado posee la mayoría de las propiedades deseables para un análisis convencional de demanda y atendiendo a la Teoría de la Dualidad, se pudo estimar la matriz de elasticidades precio directas y cruzadas, tanto Marshallianas como compensadas, indispensable para el análisis de impuestos óptimos. Cabe mencionar que el estudio se restringió a las bebidas alcohólicas, motivo por el cual para la validez e interpretación de los resultados se debe tener presente que no se está considerando la relación que pudiera existir entre la demanda de estos bienes y la de los demás bienes existentes en la economía.

Como se esperaba, las magnitudes de las elasticidades estimadas para cada uno de los bienes son relativamente bajas, lo cual hace mantener la idea de que sería posible incrementar los precios de dichos bienes mediante un impuesto como medida correctiva de los factores externos asociados a su consumo.

Como resultado del análisis de bienestar contenido en el capítulo cinco, se encontró que la ganancia gubernamental se incrementa para todos los niveles del factor correctivo β_i simulados en el modelo. Sin embargo, considerando el costo marginal en el bienestar de la sociedad derivado de incrementar el impuesto por encima del nivel que corrige la externalidad, encontramos que ocurre una pérdida de bienestar, a cualquier nivel de β_i, de aumentar el precio relativo del *Tequila* y del *Vodka, ginebra y otras*. El efecto contrario ocurre con las bebidas *Destiladas de caña* y las *Destiladas de uva*, cuya consecuencia marginal en el bienestar es positiva para cualquier nivel del factor correctivo incluido en el modelo. En el caso de la *Cerveza*, una ganancia en el bienestar de la sociedad se logra aumentando el precio en 60 centavos por litro, el cual corresponde a la aplicación de un factor correctivo de β=10 centavos.

Derivado de lo anterior, se ha podido demostrar que es posible mejorar el bienestar de la sociedad, si para la imposición de este tipo de bienes se considerara el cobro de un precio tal que internalice el costo social asociado con su consumo. La tasa óptima se encontraría haciendo que el costo marginal en el bienestar fuera igual para todos los bienes.

Para investigaciones posteriores quedaría la tarea de lograr una mejor estimación de la demanda, utilizando un modelo de sección cruzada que computara datos de la distribución del gasto familiar entre los diferentes bienes de la economía y del porcentaje que dentro de este gasto ocupa el dedicado a las bebidas alcohólicas, así como información cualitativa de los consumidores de este tipo de bebidas. Con este modelo, se podría determinar qué factores, diferentes a los precios, influyen en la demanda de este tipo de bienes y proponer formas alternativas de internalizar el costo social asociado.

Bibliografía

1. Ehtisham and Stern N. H., (1984), "The Theory of Reform and Indian Indirect Taxes". *Journal of Public Economics*, 25, 259-298.

2. Atkinson A. B., Gomulka J. and Stern N. H., (1990), "Spending on Alcohol: Evidence from the Family Survey 1970-1983". *The Economic Journal*, Vol. 100, March, 808-827.

3. Baumol William J., (1980), On The Theory of Externalities. *Prentice Hall International*, Second Edition, chapter 3, 14-35.

4. Banco Mexicano de Comercio Exterior (BANCOMEXT), (1994), "Competitividad de la Industria Tequilera". *Serie Análisis de Competitividad*, Septiembre.

5. Becker Gary S., (1991), "Economic of Drugs". *AEA Papers and Proceedings*, Vol. 81, No. 2, May, 236-241.

6. Browning Edgar K., (1987), "On the Marginal Welfare Cost of Taxation". *The American Economic Review*, Vol. 77, March, 11-23.

7. Byron R. P., (1970) "A Simple Method for Estimating Demand Systems Under Separable Utility Assumptions". *Review of Economic Studies*, Vol. 37, April, 261-274.

8. Deaton Angus S., (1974), "The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom, 1900-1970". *Econometrica*, Vol. 42, No. 2, March, 351-367.

9. ____________, (1981), "Optimal Taxes and the Structure of Preferences". *Econometrica,* Vol. 49, No. 5, September, 1245-1260.

10. ____________ and Muellbauer John, (1980), Economics and Consumer Behavior. *Cambridge University Press*, New York.

11. ____________ and ____________, (1980), "An Almost Ideal Demand System". *The American Economic Review,* Vol. 70, No. 3, June, 312-326.

12. Fomento Económico Mexicano S.A. de C.V. (FEMSA), (1995), "Reporte Anual 1994". *Publicación dirigida a accionistas,* Febrero.

13. Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), "Encuesta Industrial Mensual", División I: Productos Alimenticios, Bebidas y Tabaco, Categorías 2111-2114 y 2122. *Banco de datos,* Series 1987-1995.

14. Irvine Ian J. and Sims William A., (1993) "The Welfare Effects of Alcohol Taxation". *Journal of Public Economics,* 52, 83-100.

15. Kmenta Jan, (1990), Elements of Econometrics. *Maxwell-McMillan International Editions,* Second Edition.

16. Kay J. A., (1980), "Deadweight Loss from a Tax System". *Journal of Public Economics,* 13, , 111-119.

17. Muellbauer John, (1975), "Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand". *Review of Economic Studies*, 62, October, 525-543.

18. ______________, (1976), "Community Preferences and the Representative Consumer". *Econometrica,* Vol. 44, No. 5, September, 979-999.

19. Pindyck Robert S. and Rubinfeld Daniel L., (1981), Econometric Models and Economic Forecasts. *McGraw-Hill International Book Company,* Second Edition.

20. Secretaría de Hacienda y Crédito Público (SHCP), "Calendario Fiscal 1994". Capítulos LIEPS, LIVA y Tasas Vigentes Aplicables, *SHCP,* 1994.

21. Sgontz Larry G., (1993), "Optimal Taxation: The Mix of Alcohol and Other Taxes". *Public Finance Quarterly*, Vol. 21, No. 3, July.

ANEXOS

A1. LAS PREFERENCIAS Y LA DEMANDA DEL CONSUMIDOR

La conducta del consumidor es presentada en términos de las preferencias y de las posibilidades de consumo. Inicialmente, se puede suponer la existencia de una función de utilidad y examinar sus propiedades. Pero si se desea conocer exactamente lo que implica tal supuesto, tenemos que encontrar un conjunto de axiomas de selección cuya aceptación implicaría admitir la existencia de una función de utilidad.

Brevemente se describirán los axiomas de selección. Las compras individuales de bienes son los objetos de selección. Denotaremos **q** como un vector o canasta de bienes. El símbolo $\geq$ significa ''es tan buena como '', los superíndices son usados para distinguir entre vectores.

Axioma 1. Reflexividad. Para cualquier vector $\mathbf{q}$, $\mathbf{q} \geq \mathbf{q}$.

Cada canasta de bienes es tan buena como ella misma.

Axioma 2. Comparación. Para cualesquiera dos canastas $\mathbf{q}^1$ y $\mathbf{q}^2$, $\mathbf{q}^1 \geq \mathbf{q}^2$, o $\mathbf{q}^2 \geq \mathbf{q}^1$.

Cualesquiera dos canastas pueden ser comparadas y ordenadas sus preferencias. Si $\mathbf{q}^1 \geq \mathbf{q}^2$ y $\mathbf{q}^2 \geq \mathbf{q}^1$, entonces $\mathbf{q}^1 \approx \mathbf{q}^2$ lo cual significa que el consumidor está indiferente ante $\mathbf{q}^1$ y $\mathbf{q}^2$

Axioma 3. Transitividad o consistencia. Si $\mathbf{q}^1 \geq \mathbf{q}^2$ y $\mathbf{q}^2 \geq \mathbf{q}^3$, entonces $\mathbf{q}^1 \geq \mathbf{q}^3$.

Este axioma es el centro de la teoría de selección y tiene el mayor contenido empírico de los axiomas que responden por la existencia de las preferencias.

Los axiomas 1 a 3 definen un procedimiento en el conjunto de selección; así que con frecuencia se hace referencia a ellos simplemente como ordenamiento de preferencias.

Axioma 4. Continuidad. Para cualquier canasta $\mathbf{q}^1$, definimos $A(\mathbf{q}^1)$ es ''al menos tan bueno como el conjunto $\mathbf{q}^1$ '', $B(\mathbf{q}^1)$ es ''no mejor que $\mathbf{q}^1$ ''. $A(\mathbf{q}^1)=\{\mathbf{q}/\mathbf{q} \geq \mathbf{q}^1\}$, $B(\mathbf{q}^1)=\{\mathbf{q}/\mathbf{q}^1 \geq \mathbf{q}\}$.

Esto significa que los subconjuntos $A(\mathbf{q}^1)$ y $B(\mathbf{q}^1)$ son cerrados, es decir contienen su propia frontera para cualquier $\mathbf{q}^1$ en el conjunto de selección.

Axioma 5. No saciación. La función de utilidad denotada como U(q) es no decreciente en cada uno de sus argumentos y para todo vector q en el conjunto de selección es decreciente en al menos uno de sus argumentos.

Axioma 6. Convexidad. Si $\mathbf{q}^1 \geq \mathbf{q}^0$, entonces para cualquier λ tal que $0 \leq \lambda \leq 1, \lambda\mathbf{q}^1+(1-\lambda)\mathbf{q}^0 \geq \mathbf{q}^0$. Esta es una manera formal de decir que las curvas de indiferencia son convexas al origen. Si $\mathbf{q}^1$ y $\mathbf{q}^2$ en la figura 2.1 están en la misma curva de indiferencia, cualquier combinación $\mathbf{q}^*$ de ambas es preferida.

Si combinamos las preferencias del consumidor con sus posibilidades de consumo, es decir con la restricción de presupuesto $x=\Sigma p_k q_k$, donde x es el ingreso de los individuos, P_k se refiere al precio de la canasta k y q_k es la canasta de bienes k; el problema de selección se reduce al problema de maximización de utilidad:

maximizar U(q) sujeto a $\Sigma p_k q_k = x$ (2.1)

La solución a este problema de maximización sería el sistema de funciones de demanda Marshallianas:

$q_i = g_i(x,P)$ (2.2)

El problema planteado en (2.1) puede ser resuelto aplicando cálculo diferencial:

$L=U(q)+\lambda(x-\Sigma p_k q_k)$ (2.3)

donde λ es el multiplicador de Lagrange y representa la utilidad marginal del dinero. Si $\lambda=0$ la restricción no es efectiva. Las condiciones de primer orden para la maximización son:

$\delta U(q)/\delta q_i = \lambda p_i$ (2.4)

$x=\Sigma p_k q_k$ (2.5)

Condiciones de segundo orden:

$\delta^2U(q)/\delta^2q_i=\delta^2U(q)/\delta q_j$ (2.6)

Existen n+1 ecuaciones en las n+1 incógnitas q y λ, y su solución cuando está existe, es el sistema de demandas Marshallianas representado por (2.2) para todo i=1,2,..........,n. El problema de la maximización de utilidad puede ser reformulado, tal que los bienes seleccionados minimicen el gasto necesario para alcanzar el nivel de utilidad U(q). El vector de bienes seleccionados sería el mismo en ambos casos.

Problema dual:

Minimizar $x=p.q$ sujeto a $U(q)=U$ (2.7)

Las funciones de demanda obtenidas de la minimización de costos y denotadas como h(U,P), son conocidas como funciones de demanda compensadas o Hicksianas. Debido a que la solución al problema original es exactamente igual al del problema dual se tiene que:

$q_i=g_i(X,P)=h_i(u,P)$ (2.8)

La función de costos C(U,P) describe el costo mínimo necesario para alcanzar el nivel de utilidad U a los precios P, y es definida por la siguiente ecuación como:

$C(U,P)=\Sigma P_k h_k(U,P)=X$ (2.9)

Toda función de costos debe cumplir con las siguientes propiedades:

Propiedad 1. **Homogeneidad.** La función de costos es homogénea de grado uno en precios. Para cualquier escalar $\phi>0$:

$C(U,\phi P)=\phi C(U,P)$ (2.10)

Lo que significa que si el precio de una canasta de bienes se duplica, es requerido que el gasto en tales bienes sea también duplicado para mantener a los individuos en un mismo nivel de utilidad.

Propiedad 2. La función de costo es **creciente en U, no decreciente en P y creciente en al menos un precio.** Esta propiedad es consecuencia del axioma de no saciación. Manteniendo constantes los precios, si el individuo desea obtener mayor utilidad del consumo de bienes, necesariamente tiene que gastar más en ellos. Si los precios se incrementan, el gasto se incrementa para mantener al individuo al menos tan bien como antes.

Propiedad 3. **Concavidad.** La función de costos es cóncava en precios. La concavidad implica que cuando los precios aumentan, los costos se incrementan no más que linealmente. Esto se debe a que el consumidor racional minimiza los costos, es decir reordena sus compras para sacar ventaja del cambio en los precios.(Ver figura 2.2).

Propiedad 4. **Continuidad.** La función de costos es continua en precios y la primera y segunda derivadas con respecto a P existen a menos que el vector de precios sea cero.

Propiedad 5. Las derivadas de la función de costo con respecto al precio son las **funciones de demanda Hicksianas:**

$$\delta C(U,P)/\delta P_i = h_i \ (U,P) = q_i \qquad (2.10)$$

Esta propiedad es también conocida como el lema de Shephard.

A2. PROPIEDADES DE LAS FUNCIONES DE DEMANDA

Propiedad 1. **Aditividad.** El valor monetario total, tanto de la demanda Marshalliana como de la demanda Hicksiana, es el gasto total:

$$\Sigma P_k h_k(U, P) = \Sigma P_k g_k(X, P) = X \qquad (2.11)$$

donde $h_k(U,P)$ se refiere a la demanda Hicksiana

$g_k(X,P)$ se refiere a la demanda Marshalliana

P_k=precio del bien k, para todo k=1,2,.........,n.

Propiedad 2. **Homogeneidad.** Las demandas Hicksianas o compensadas son homogéneas de grado cero en precios, las demandas Marshallianas son homogéneas de grado cero en precios y en ingreso, es decir, para el escalar $\phi > 0$, se tiene que:

$$h_i(U, \phi P) = h_i(U, P) = g_i(\phi X, \phi P) = g_i(X, P). \qquad (2.12)$$

donde de nuevo, $h_i C(U,P)$ se refiere a la demanda Hicksiana y $g_i(X,P)$ se refiere a la demanda Marshalliana. Las demandas Hicksianas son derivadas de una función homogénea de grado uno y por lo tanto son homogéneas de grado cero, esto es:

$$\delta C(U,P)/\delta P_i = h_i(U,P) = q_i \qquad (2.13)$$

Propiedad 3. **Simetría.** Las derivadas precio cruzadas de las demandas Hicksianas son simétricas, para todo i diferente de j.

$$\delta h_i(U,P)/\delta P_j = \delta h_j(U,P)/\delta P_i \qquad (2.14)$$

Si $h_i(U,P)=\delta C(U, P)/\delta P_i$, $\delta h_i/\delta^2 P_j = \delta C/\delta P_j\, \delta P_i$. Similarmente, $\delta h_j/\delta P_i = \delta^2 C/\delta P_i\, \delta P_j$, así que la única diferencia entre los dos se halla en la doble diferenciación. La propiedad de simetría se deriva de la consistencia de las preferencias del consumidor, su interpretación esta directamente relacionada con la función de costo. Si la condición de simetría no se cumple, significa que las decisiones de selección que realiza el consumidor son inconsistentes. Esta propiedad será ilustrada con el siguiente ejemplo: suponga que a un consumidor se le compensa con un peso sobre el precio por litro comprado de brandies, esta compensación incrementará el número de litros comprados de cerveza en exactamente la misma cantidad de litros extra comprados de brandies si la compensación de un peso se hubiera aplicado sobre el precio por litro de la cerveza.

Propiedad 4. **Negatividad.** La matriz n x n formada por los elementos $\delta h_i / \delta P_j$ es negativa semidefinida, y es la matriz de segundas derivadas de una función cóncava C(U,P). Si llamamos Sij a $\delta h_i / \delta P_j$, la matriz de estos elementos es S, mejor conocida como la matriz de sustitución de Slustky o matriz de efectos compensados. Dicha matriz es simétrica y los elementos de la diagonal deberán ser negativos:

$$S_{ii}<0 \qquad (2.15)$$

Lo cual significa que un incremento en el precio cuando la utilidad se mantiene constante implica que disminuya la demanda por el bien cuyo precio aumentó, o al menos permanezca sin cambio. La expresión $S_{ii}<0$ es mejor conocida como la "ley de la demanda" y establece que las funciones de demanda no pueden tener pendiente positiva.

Estas son las cuatro propiedades deseables en cualquier función de demanda. Las propiedades de agregación y de homogeneidad son consecuencia de la especificación de la restricción de presupuesto lineal. Mientras que las propiedades de simetría y negatividad se derivan de un orden de preferencias consistente, descrito por los axiomas de selección del consumidor.

B1. MODELO RESTRINGIDO POR HOMOGENEIDAD Y SIMETRIA

```
UNIT  6 IS NOW ASSIGNED TO: a:WS1
|_SAMPLE 1 80|_READ MES PT PR PC PV PG W1 W2 W3 W4 W5 INGT I II III IV  16
VARIABLES AND        80 OBSERVATIONS STARTING AT OBS        1

|_GENR P1=LOG(PT)
|_GENR P2=LOG(PR)
|_GENR P3=LOG(PC)
|_GENR P4=LOG(PV)
|_GENR P5=LOG(PG)
|_GENR LINGT=LOG(INGT)
|_GENR F=LINGT-P1*W1-P2*W2-P3*W3-P4*W4-P5*W5
|_STAT P1 P2 P3 P4 P5
```

NAME	N	MEAN	ST. DEV	VARIANCE	MINIMUM	MAXIMUM
P1	80	2.7057	0.13890	0.19294E-01	2.3609	3.0910
P2	80	3.3008	0.13224	0.17487E-01	3.0397	3.6712
P3	80	1.1711	0.58925E-01	0.34721E-02	1.0296	1.3350
P4	80	2.7404	0.12102	0.14646E-01	2.3795	2.9653
P5	80	3.0147	0.82167E-01	0.67514E-02	2.8273	3.1864

```
|_STAT W1 W2 W3 W4 W5
```

NAME	N	MEAN	ST. DEV	VARIANCE	MINIMUM	MAXIMUM
W1	80	0.15468E-01	0.36618E-02	0.13409E-04	0.58000E-02	0.23700E-01
W2	80	0.95506E-01	0.47001E-01	0.22091E-02	0.10900E-01	0.20100
W3	80	0.72350	0.87774E-01	0.77043E-02	0.52640	0.90030
W4	80	0.14462	0.51775E-01	0.26806E-02	0.30500E-01	0.26560
W5	80	0.20904E-01	0.78543E-02	0.61690E-04	0.84000E-02	0.47900E-01

```
|_STAT LINGT
```

NAME	N	MEAN	ST. DEV	VARIANCE	MINIMUM	MAXIMUM
LINGT	80	9.2579	0.16984	0.28846E-01	8.8327	9.5887

```
|_STAT F
```

NAME	N	MEAN	ST. DEV	VARIANCE	MINIMUM	MAXIMUM
F	80	7.5939	0.13574	0.18426E-01	7.2576	7.8204

```
|_SYSTEM 4/RESTRICT RSTAT
|_OLS W1 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV
|_OLS W2 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV
|_OLS W3 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV
|_OLS W4 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV
|_*AUTO W5 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV/RSTAT
|_RESTRICT P1:1+P2:1+P3:1+P4:1+P5:1=0
|_RESTRICT P1:2+P2:2+P3:2+P4:2+P5:2=0
|_RESTRICT P1:3+P2:3+P3:3+P4:3+P5:3=0
|_RESTRICT P1:4+P2:4+P3:4+P4:4+P5:4=0
|_RESTRICT P2:1-P1:2=0
|_RESTRICT P3:1-P1:3=0
|_RESTRICT P4:1-P1:4=0
 _RESTRICT P3:2-P2:3=0
|_RESTRICT P4:2-P2:4=0
|_RESTRICT P4:3-P3:4=0
|_END
```

```
MULTIVARIATE REGRESSION--    4 EQUATIONS
 36 RIGHT-HAND SIDE VARIABLES IN SYSTEM
MAX ITERATIONS =        1         CONVERGENCE TOLERANCE =   0.10000E-02
       80 OBSERVATIONS
IR OPTION IN EFFECT - ITERATIVE RESTRICTIONS

ITERATION     0 COEFFICIENTS
 0.10179E-01-0.14255E-01 0.88620E-03 0.81349E-02-0.49450E-02-0.67637E-02
-0.12176E-02-0.11614E-02-0.34817E-02-0.14255E-01 0.98378E-02 0.55685E-01
-0.27873E-01-0.23395E-01-0.11822      0.34465E-01 0.52235E-01 0.85161E-01
 0.88620E-03 0.55685E-01-0.12839E-01-0.53529E-01 0.97972E-02 0.20722
-0.69082E-01-0.10979    -0.19524      0.81349E-02-0.27873E-01-0.53529E-01
 0.78715E-01-0.54483E-02-0.57078E-01 0.33606E-01 0.55971E-01 0.10877

ITERATION     0 SIGMA
  0.94395E-05
 -0.18505E-04  0.10495E-02
  0.34821E-04 -0.91723E-03  0.15979E-02
 -0.33032E-04 -0.11548E-03 -0.76211E-03  0.10059E-02

BREUSCH-PAGAN LM TEST FOR DIAGONAL COVARIANCE MATRIX
   CHI-SQUARE =    88.444      WITH    6 DEGREES OF FREEDOM
LOG OF DETERMINANT OF SIGMA=  -35.990
LOG OF LIKELIHOOD FUNCTION =   985.548

ITERATION    1 SIGMA INVERSE
  0.20600E+06
   55455.       36204.
   52621.       35112.       35044.
   52997.       32578.       32309.       30952.

ITERATION     1 COEFFICIENTS
 0.10928E-01-0.85199E-02-0.36917E-02 0.14368E-02-0.15285E-03-0.95276E-02
-0.76252E-03-0.10066E-02-0.34454E-02-0.85199E-02 0.26576E-01 0.35697E-01
-0.35634E-01-0.18119E-01-0.12402      0.35782E-01 0.52986E-01 0.85916E-01
-0.36917E-02 0.35697E-01-0.44781E-02-0.24987E-01-0.25403E-02 0.21959
-0.70931E-01-0.11028    -0.19511      0.14368E-02-0.35634E-01-0.24987E-01
 0.53572E-01 0.56124E-02-0.61888E-01 0.33372E-01 0.55076E-01 0.10691

ITERATION    1 SIGMA
  0.79044E-05
 -0.17013E-04  0.10493E-02
  0.29578E-04 -0.95039E-03  0.16616E-02
 -0.27210E-04 -0.70818E-04 -0.79289E-03  0.97574E-03

LOG OF DETERMINANT OF SIGMA=  -36.218
LOG OF LIKELIHOOD FUNCTION =   994.675
```

SYSTEM R-SQUARE = 0.9184 ... CHI-SQUARE = 200.49 WITH 26 D.F.

VARIABLE	COEFFICIENT	ST.ERROR	T-RATIO
P1	0.10928E-01	0.24128E-02	4.5291
P2	-0.85199E-02	0.28548E-02	-2.9844
P3	-0.36917E-02	0.38318E-02	-0.96344
P4	0.14368E-02	0.34166E-02	0.42054
P5	-0.15285E-03	0.36972E-02	-0.41344E-01
F	-0.95276E-02	0.35501E-02	-2.6838
II	-0.76252E-03	0.12108E-02	-0.62979
III	-0.10066E-02	0.10878E-02	-0.92542
IV	-0.34454E-02	0.10567E-02	-3.2606
P1	-0.85199E-02	0.28548E-02	-2.9844
P2	0.26576E-01	0.29396E-01	0.90408
P3	0.35697E-01	0.29080E-01	1.2275
P4	-0.35634E-01	0.21491E-01	-1.6581
P5	-0.18119E-01	0.60252E-02	-3.0072
F	-0.12402	0.36145E-01	-3.4311
II	0.35782E-01	0.12595E-01	2.8410
III	0.52986E-01	0.11269E-01	4.7019
IV	0.85916E-01	0.11048E-01	7.7767
P1	-0.36917E-02	0.38318E-02	-0.96344
P2	0.35697E-01	0.29080E-01	1.2275
P3	-0.44781E-02	0.40254E-01	-0.11125
P4	-0.24987E-01	0.27767E-01	-0.89989
P5	-0.25403E-02	0.75240E-02	-0.33762
F	0.21959	0.44206E-01	4.9675
II	-0.70931E-01	0.15499E-01	-4.5765
III	-0.11028	0.13910E-01	-7.9282
IV	-0.19511	0.13670E-01	-14.273
P1	0.14368E-02	0.34166E-02	0.42054
P2	-0.35634E-01	0.21491E-01	-1.6581
P3	-0.24987E-01	0.27767E-01	-0.89989
P4	0.53572E-01	0.29724E-01	1.8023
P5	0.56124E-02	0.82647E-02	0.67909
F	-0.61888E-01	0.36028E-01	-1.7178
II	0.33372E-01	0.12325E-01	2.7077
III	0.55076E-01	0.11034E-01	4.9915
IV	0.10691	0.10822E-01	9.8789

EQUATION 1 OF 4 EQUATIONS
DEPENDENT VARIABLE = W1 80 OBSERVATIONS

R-SQUARE = 0.4031
VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.79044E-05
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.28115E-02
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.15468E-01
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 994.675

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.79044E-05
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -11.748
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -11.748

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 80 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS

P1	0.10928E-01	0.24128E-02	4.5291	0.4518	0.41452	1.9115
P2	-0.85199E-02	0.28548E-02	-2.9844	-0.3165	-0.30768	-1.8182
P3	-0.36917E-02	0.38318E-02	-0.96344	-0.1071	-0.59405E-01	-0.27952
P4	0.14368E-02	0.34166E-02	0.42054	0.0470	0.47487E-01	0.25457
P5	-0.15285E-03	0.36972E-02	-0.41344E-01	-0.0046	-0.34299E-02	-0.29792E-01
F	-0.95276E-02	0.35501E-02	-2.6838	-0.2874	-0.35318	-4.6776
II	-0.76252E-03	0.12108E-02	-0.62979	-0.0702	-0.92199E-01	-0.12941E-01
III	-0.10066E-02	0.10878E-02	-0.92542	-0.1029	-0.11979	-0.16270E-01
IV	-0.34454E-02	0.10567E-02	-3.2606	-0.3425	-0.39538	-0.50119E-01
CONSTANT	0.88449E-01	0.27106E-01	3.2631	0.3427	0.00000E+00	5.7184

DURBIN-WATSON = 1.1459 VON NEUMAN RATIO = 1.1604 RHO = 0.42495
RESIDUAL SUM = 0.21337E-15 RESIDUAL VARIANCE = 0.79044E-05
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 0.17641
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.4037
RUNS TEST: 33 RUNS, 42 POSITIVE, 38 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC = -
1.7823

EQUATION 2 OF 4 EQUATIONS
DEPENDENT VARIABLE = W2 80 OBSERVATIONS

R-SQUARE = 0.5190
VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.10493E-02
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.32392E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.95506E-01
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 994.675

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.10493E-02
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -6.8597
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -6.8597

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 80 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P1	-0.85199E-02	0.28548E-02	-2.9844	-0.3165	-0.25179E-01	-0.24137
P2	0.26576E-01	0.29396E-01	0.90408	0.1006	0.74773E-01	0.91851
P3	0.35697E-01	0.29080E-01	1.2275	0.1360	0.44753E-01	0.43774
P4	-0.35634E-01	0.21491E-01	-1.6581	-0.1823	-0.91755E-01	-1.0225
P5	-0.18119E-01	0.60252E-02	-3.0072	-0.3187	-0.31675E-01	-0.57193
F	-0.12402	0.36145E-01	-3.4311	-0.3582	-0.35817	-9.8607
II	0.35782E-01	0.12595E-01	2.8410	0.3027	0.33708	0.98346E-01
III	0.52986E-01	0.11269E-01	4.7019	0.4653	0.49123	0.13870
IV	0.85916E-01	0.11048E-01	7.7767	0.6561	0.76814	0.20241
CONSTANT	1.0411	0.27475	3.7893	0.3901	0.00000E+00	10.901

DURBIN-WATSON = 2.1451 VON NEUMAN RATIO = 2.1723 RHO = -0.09885
RESIDUAL SUM = 0.14336E-13 RESIDUAL VARIANCE = 0.10493E-02
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 2.0232
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.5196
RUNS TEST: 43 RUNS, 39 POSITIVE, 41 NEGATIVE,NORMAL STATISTIC = 0.4560

EQUATION 3 OF 4 EQUATIONSDEPENDENT VARIABLE = W3 80
OBSERVATIONS R-SQUARE = 0.7816VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.16616E-02STANDARD
ERROR OF THE ESTIMATE = 0.40762E-01

MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.72350
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 994.675

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.16616E-02
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -6.4000
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -6.4000

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 80 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P1	-0.36917E-02	0.38318E-02	-0.96344	-0.1071	-0.58421E-02	-0.13806E-01
P2	0.35697E-01	0.29080E-01	1.2275	0.1360	0.53781E-01	0.16286
P3	-0.44781E-02	0.40254E-01	-0.11125	-0.0124	-0.30062E-02	-0.72487E-02
P4	-0.24987E-01	0.27767E-01	-0.89989	-0.1001	-0.34452E-01	-0.94644E-01
P5	-0.25403E-02	0.75240E-02	-0.33762	-0.0377	-0.23780E-02	-0.10585E-01
F	0.21959	0.44206E-01	4.9675	0.4855	0.33960	2.3048
II	-0.70931E-01	0.15499E-01	-4.5765	-0.4555	-0.35780	-0.25735E-01
III	-0.11028	0.13910E-01	-7.9282	-0.6633	-0.54749	-0.38107E-01
IV	-0.19511	0.13670E-01	-14.273	-0.8474	-0.93406	-0.60675E-01
CONSTANT	-0.88043	0.34503	-2.5517	-0.2743	0.00000E+00	-1.2169

DURBIN-WATSON = 2.2008 VON NEUMAN RATIO = 2.2287 RHO = -0.10545
RESIDUAL SUM = 0.23426E-13 RESIDUAL VARIANCE = 0.16616E-02
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 2.6328
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.7817
RUNS TEST: 47 RUNS, 40 POSITIVE, 40 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC = 1.3502

EQUATION 4 OF 4 EQUATIONS
DEPENDENT VARIABLE = W4 80 OBSERVATIONS

R-SQUARE = 0.6314
VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.97574E-03
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.31237E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.14462
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 994.675

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.97574E-03
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -6.9323
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -6.9323

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 80 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P1	0.14368E-02	0.34166E-02	0.42054	0.0470	0.38548E-02	0.26881E-01
P2	-0.35634E-01	0.21491E-01	-1.6581	-0.1823	-0.91015E-01	-0.81332
P3	-0.24987E-01	0.27767E-01	-0.89989	-0.1001	-0.28438E-01	-0.20235
P4	0.53572E-01	0.29724E-01	1.8023	0.1975	0.12522	1.0151
P5	0.56124E-02	0.82647E-02	0.67909	0.0757	0.89069E-02	0.11699
F	-0.61888E-01	0.36028E-01	-1.7178	-0.1886	-0.16226	-3.2497
II	0.33372E-01	0.12325E-01	2.7077	0.2897	0.28539	0.60572E-01
III	0.55076E-01	0.11034E-01	4.9915	0.4873	0.46352	0.95206E-0
IV	0.10691	0.10822E-01	9.8789	0.7413	0.86773	0.16633
CONSTANT	0.54728	0.28001	1.9545	0.2135	0.00000E+00	3.7842

DURBIN-WATSON = 1.5045 VON NEUMAN RATIO = 1.5236 RHO = 0.24258
RESIDUAL SUM = 0.85487E-14 RESIDUAL VARIANCE = 0.97574E-03

```
SUM OF ABSOLUTE ERRORS=   1.7052
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.6315
RUNS TEST:    31 RUNS,  42 POSITIVE,  38 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC = -2.2335
```

B2. MODELO RESTRINGIDO POR HOMEOGENEIDAD

```
UNIT   6 IS NOW ASSIGNED TO: a:WS2
|_SAMPLE 1 80|_READ MES PT PR PC PV PG W1 W2 W3 W4 W5 INGT I II III IV  16
VARIABLES AND       80 OBSERVATIONS STARTING AT OBS       1

|_GENR P1=LOG(PT)
|_GENR P2=LOG(PR)
|_GENR P3=LOG(PC)
|_GENR P4=LOG(PV)
|_GENR P5=LOG(PG)
|_GENR LINGT=LOG(INGT)
|_GENR F=LINGT-P1*W1-P2*W2-P3*W3-P4*W4-P5*W5
|_STAT P1 P2 P3 P4 P5

NAME         N   MEAN         ST. DEV       VARIANCE      MINIMUM       MAXIMUM
P1          80   2.7057       0.13890       0.19294E-01    2.3609        3.0910
P2          80   3.3008       0.13224       0.17487E-01    3.0397        3.6712
P3          80   1.1711       0.58925E-01   0.34721E-02    1.0296        1.3350
P4          80   2.7404       0.12102       0.14646E-01    2.3795        2.9653
P5          80   3.0147       0.82167E-01   0.67514E-02    2.8273        3.1864
|_STAT W1 W2 W3 W4 W5
NAME         N   MEAN         ST. DEV       VARIANCE      MINIMUM       MAXIMUM
W1          80  0.15468E-01  0.36618E-02   0.13409E-04   0.58000E-02   0.23700E-01
W2          80  0.95506E-01  0.47001E-01   0.22091E-02   0.10900E-01   0.20100
W3          80  0.72350      0.87774E-01   0.77043E-02   0.52640       0.90030
W4          80  0.14462      0.51775E-01   0.26806E-02   0.30500E-01   0.26560
W5          80  0.20904E-01  0.78543E-02   0.61690E-04   0.84000E-02   0.47900E-01
|_STAT LINGT
NAME         N   MEAN         ST. DEV       VARIANCE      MINIMUM       MAXIMUM
LINGT       80    9.2579       0.16984       0.28846E-01   8.8327        9.5887
|_STAT F
NAME         N   MEAN         ST. DEV       VARIANCE      MINIMUM       MAXIMUM
F           80    7.5939       0.13574       0.18426E-01   7.2576        7.8204

|_SYSTEM 5/RESTRICT RSTAT
|_OLS W1 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV
|_OLS W2 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV
|_OLS W3 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV
|_OLS W4 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV
|_OLS W5 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV
|_RESTRICT P1:1+P2:1+P3:1+P4:1+P5:1=0
|_RESTRICT P1:2+P2:2+P3:2+P4:2+P5:2=0
|_RESTRICT P1:3+P2:3+P3:3+P4:3+P5:3=0
|_RESTRICT P1:4+P2:4+P3:4+P4:4+P5:4=0
|_RESTRICT P1:5+P2:5+P3:5+P4:5+P5:5=0
|_END


MULTIVARIATE REGRESSION--    5 EQUATIONS 45 RIGHT-HAND SIDE VARIABLES IN
SYSTEMMAX ITERATIONS =        1          CONVERGENCE TOLERANCE =   0.10000E-02
80 OBSERVATIONSIR OPTION IN EFFECT - ITERATIVE RESTRICTIONS

ITERATION     0 COEFFICIENTS
 0.10713E-01-0.73106E-02-0.51416E-02-0.19122E-02 0.36511E-02-0.10391E-01
-0.64220E-03-0.97077E-03-0.35158E-02 0.36469E-02 0.25789E-01 0.22311E-02
 0.57800E-01-0.89467E-01-0.10222     0.34345E-01 0.53967E-01 0.90327E-01
-0.32302E-02 0.81691E-01-0.20599E-01-0.12938     0.71518E-01 0.18508
```

```
-0.66444E-01-0.10957    -0.19723    -0.10067E-01-0.86175E-01 0.29560E-01
 0.69989E-01-0.33081E-02-0.47500E-01 0.30058E-01 0.53331E-01 0.10460
-0.11205E-02-0.13914E-01-0.59311E-02 0.34548E-02 0.17511E-01-0.24956E-01
 0.26796E-02 0.32502E-02 0.58299E-02

ITERATION     0 SIGMA
  0.77808E-05
 -0.14983E-04  0.97687E-03
  0.26063E-04 -0.87532E-03  0.15433E-02
 -0.25431E-04 -0.76559E-04 -0.74169E-03  0.92453E-03
  0.65916E-05 -0.10214E-04  0.47500E-04 -0.80530E-04  0.36685E-04

BREUSCH-PAGAN LM TEST FOR DIAGONAL COVARIANCE MATRIX
   CHI-SQUARE =    117.00      WITH   10 DEGREES OF FREEDOM
LOG OF DETERMINANT OF SIGMA=  -55.638
LOG OF LIKELIHOOD FUNCTION =   1657.93

ITERATION     1 SIGMA INVERSE
  0.23722E+09
  0.23780E+09  0.23854E+09
  0.23777E+09  0.23851E+09  0.23848E+09
  0.23764E+09  0.23838E+09  0.23835E+09  0.23822E+09
  0.23738E+09  0.23814E+09  0.23811E+09  0.23798E+09  0.23778E+09

ITERATION     1 COEFFICIENTS
 0.10713E-01-0.73106E-02-0.51416E-02-0.19122E-02 0.36511E-02-0.10391E-01
-0.64220E-03-0.97077E-03-0.35158E-02 0.36469E-02 0.25789E-01 0.22311E-02
 0.57800E-01-0.89467E-01-0.10222     0.34345E-01 0.53967E-01 0.90327E-01
-0.32302E-02 0.81691E-01-0.20599E-01-0.12938     0.71518E-01 0.18508
-0.66444E-01-0.10957    -0.19723    -0.10067E-01-0.86175E-01 0.29560E-01
 0.69989E-01-0.33081E-02-0.47500E-01 0.30058E-01 0.53331E-01 0.10460
-0.11205E-02-0.13914E-01-0.59311E-02 0.34548E-02 0.17511E-01-0.24956E-01
 0.26796E-02 0.32502E-02 0.58299E-02

ITERATION     1 SIGMA
  0.77808E-05
 -0.14983E-04  0.97687E-03
  0.26063E-04 -0.87532E-03  0.15433E-02
 -0.25431E-04 -0.76559E-04 -0.74169E-03  0.92453E-03
  0.65916E-05 -0.10214E-04  0.47500E-04 -0.80530E-04  0.36685E-04
LOG OF DETERMINANT OF SIGMA=  -55.638
LOG OF LIKELIHOOD FUNCTION =   1657.93


SYSTEM R-SQUARE =  0.9370  CHI-SQUARE =   221.21     WITH  40 D.F.

VARIABLE        COEFFICIENT   ST.ERROR       T-RATIO
P1            0.10713E-01   0.24951E-02     4.2937
P2           -0.73106E-02   0.28461E-02    -2.5686
P3           -0.51416E-02   0.37130E-02    -1.3847
P4           -0.19122E-02   0.39040E-02   -0.48980
P5            0.36511E-02   0.54829E-02    0.66592
F            -0.10391E-01   0.32734E-02    -3.1745
II           -0.64220E-03   0.11139E-02   -0.57652
III          -0.97077E-03   0.10011E-02   -0.96967
IV           -0.35158E-02   0.97899E-03    -3.5912
P1            0.36469E-02   0.27957E-01    0.13044
```

P2	0.25789E-01	0.31890E-01	0.80869
P3	0.22311E-02	0.41604E-01	0.53626E-01
P4	0.57800E-01	0.43744E-01	1.3213
P5	-0.89467E-01	0.61435E-01	-1.4563
F	-0.10222	0.36678E-01	-2.7869
II	0.34345E-01	0.12481E-01	2.7517
III	0.53967E-01	0.11218E-01	4.8109
IV	0.90327E-01	0.10969E-01	8.2344
P1	-0.32302E-02	0.35140E-01	-0.91925E-01
P2	0.81691E-01	0.40083E-01	2.0380
P3	-0.20599E-01	0.52292E-01	-0.39392
P4	-0.12938	0.54982E-01	-2.3531
P5	0.71518E-01	0.77218E-01	0.92619
F	0.18508	0.46100E-01	4.0147
II	-0.66444E-01	0.15688E-01	-4.2354
III	-0.10957	0.14099E-01	-7.7714
IV	-0.19723	0.13788E-01	-14.305
P1	-0.10067E-01	0.27198E-01	-0.37013
P2	-0.86175E-01	0.31024E-01	-2.7777
P3	0.29560E-01	0.40474E-01	0.73035
P4	0.69989E-01	0.42556E-01	1.6446
P5	-0.33081E-02	0.59767E-01	-0.55350E-01
F	-0.47500E-01	0.35681E-01	-1.3312
II	0.30058E-01	0.12142E-01	2.4755
III	0.53331E-01	0.10913E-01	4.8869
IV	0.10460	0.10672E-01	9.8018
P1	-0.11205E-02	0.54177E-02	-0.20682
P2	-0.13914E-01	0.61799E-02	-2.2515
P3	-0.59311E-02	0.80623E-02	-0.73566
P4	0.34548E-02	0.84770E-02	0.40755
P5	0.17511E-01	0.11905E-01	1.4709
F	-0.24956E-01	0.71076E-02	-3.5112
II	0.26796E-02	0.24187E-02	1.1078
III	0.32502E-02	0.21738E-02	1.4952
IV	0.58299E-02	0.21257E-02	2.7425

EQUATION 1 OF 5 EQUATIONS
DEPENDENT VARIABLE = W1 80 OBSERVATIONS

R-SQUARE = 0.4124
VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.82995E-05
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.28809E-02
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.15468E-01
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 1657.93

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.88182E-05
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -11.639
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -11.490

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 75 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P1	0.10713E-01	0.24951E-02	4.2937	0.4442	0.40638	1.8740
P2	-0.73106E-02	0.28461E-02	-2.5686	-0.2844	-0.26401	-1.5601
P3	-0.51416E-02	0.37130E-02	-1.3847	-0.1579	-0.82736E-01	-0.38930
P4	-0.19122E-02	0.39040E-02	-0.48980	-0.0565	-0.63197E-01	-0.33879
P5	0.36511E-02	0.54829E-02	0.66592	0.0767	0.81927E-01	0.71162
F	-0.10391E-01	0.32734E-02	-3.1745	-0.3442	-0.38520	-5.1017
II	-0.64220E-03	0.11139E-02	-0.57652	-0.0664	-0.77651E-01	-0.10899E-01
III	-0.97077E-03	0.10011E-02	-0.96967	-0.1113	-0.11552	-0.15690E-01
IV	-0.35158E-02	0.97899E-03	-3.5912	-0.3831	-0.40346	-0.51143E-01
CONSTANT	0.90979E-01	0.24939E-01	3.6481	0.3882	0.00000E+00	5.8820

DURBIN-WATSON = 1.1494 VON NEUMAN RATIO = 1.1639 RHO = 0.42369
RESIDUAL SUM = 0.72685E-15 RESIDUAL VARIANCE = 0.82995E-05
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 0.17269
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.4124
RUNS TEST: 33 RUNS, 40 POSITIVE, 40 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC = -1.8003

EQUATION 2 OF 5 EQUATIONSDEPENDENT VARIABLE = W2 80
OBSERVATIONS R-SQUARE = 0.5522VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.10420E-02STANDARD
ERROR OF THE ESTIMATE = 0.32280E-01MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.95506E-
01LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 1657.93

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.11071E-02
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -6.8062
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -6.6573

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 75 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P1	0.36469E-02	0.27957E-01	0.13044	0.0151	0.10778E-01	0.10331
P2	0.25789E-01	0.31890E-01	0.80869	0.0930	0.72560E-01	0.89131
P3	0.22311E-02	0.41604E-01	0.53626E-01	0.0062	0.27971E-02	0.2736E-01
P4	0.57800E-01	0.43744E-01	1.3213	0.1508	0.14883	1.6585
P5	-0.89467E-01	0.61435E-01	-1.4563	-0.1658	-0.15641	-2.8241
F	-0.10222	0.36678E-01	-2.7869	-0.3063	-0.29521	-8.1275
II	0.34345E-01	0.12481E-01	2.7517	0.3028	0.32354	0.9447E-01

III	0.53967E-01	0.11218E-01	4.8109	0.4856	0.50033	0.14127
IV	0.90327E-01	0.10969E-01	8.2344	0.6891	0.80758	0.21280
CONSTANT	0.84261	0.27944	3.0154	0.3288	0.00000E+00	8.8226

DURBIN-WATSON = 2.3526 VON NEUMAN RATIO = 2.3824 RHO = -0.19989
RESIDUAL SUM = -0.80005E-14 RESIDUAL VARIANCE = 0.10420E-02
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 1.9321
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.5522
RUNS TEST: 45 RUNS, 39 POSITIVE, 41 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC= 0.9063

EQUATION 3 OF 5 EQUATIONSDEPENDENT VARIABLE = W3 80
OBSERVATIONS R-SQUARE = 0.7972VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.16462E-02STANDARD
ERROR OF THE ESTIMATE = 0.40573E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.72350
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 1657.93

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.17491E-02
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -6.3488
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -6.2000

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 75 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P1	-0.32302E-02	0.35140E-01	-0.91925E-01	-0.0106	-0.51118E-02	-0.12080E-01
P2	0.81691E-01	0.40083E-01	2.0380	0.2291	0.12307	0.37270
P3	-0.20599E-01	0.52292E-01	-0.39392	-0.0454	-0.13828E-01	-0.33343E-01
P4	-0.12938	0.54982E-01	-2.3531	-0.2622	-0.17839	-0.49005
P5	0.71518E-01	0.77218E-01	0.92619	0.1063	0.66950E-01	0.29800
F	0.18508	0.46100E-01	4.0147	0.4206	0.28622	1.9426
II	-0.66444E-01	0.15688E-01	-4.2354	-0.4393	-0.33517	-0.24107E-01
III	-0.10957	0.14099E-01	-7.7714	-0.6679	-0.54396	-0.37862E-01
IV	-0.19723	0.13788E-01	-14.305	-0.8554	-0.94423	-0.61336E-01
CONSTANT	-0.69058	0.35123	-1.9662	-0.2214	0.00000E+00	-0.95449

DURBIN-WATSON = 2.4704 VON NEUMAN RATIO = 2.5016 RHO = -0.23635
RESIDUAL SUM = 0.10880E-13 RESIDUAL VARIANCE = 0.16462E-02
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 2.5150
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.7972
RUNS TEST: 49 RUNS, 45 POSITIVE, 35 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC= 1.9721

EQUATION 4 OF 5 EQUATIONS
DEPENDENT VARIABLE = W4 80 OBSERVATIONS

R-SQUARE = 0.6507
VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.98617E-03
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.31403E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.14462
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 1657.93

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.10478E-02
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -6.8612
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -6.7123

VARIABLE	ESTIMATED	STANDARD	T-RATIO	PARTIAL	STANDARDIZED	ELASTICITY

NAME	COEFFICIENT	ERROR	75 DF	CORR.	COEFFICIENT	AT MEANS
P1	-0.10067E-01	0.27198E-01	-0.37013	-0.0427	-0.27007E-01	-0.18833
P2	-0.86175E-01	0.31024E-01	-2.7777	-0.3054	-0.22010	-1.9668
P3	0.29560E-01	0.40474E-01	0.73035	0.0840	0.33642E-01	0.23938
P4	0.69989E-01	0.42556E-01	1.6446	0.1866	0.16360	1.3262
P5	-0.33081E-02	0.59767E-01	-0.55350E-01	-0.0064	-0.52500E-02	-0.68959E-01
F	-0.47500E-01	0.35681E-01	-1.3312	-0.1519	-0.12453	-2.4941
II	0.30058E-01	0.12142E-01	2.4755	0.2748	0.25705	0.54559E-01
III	0.53331E-01	0.10913E-01	4.8869	0.4914	0.44884	0.92190E-01
IV	0.10460	0.10672E-01	9.8018	0.7494	0.84896	0.16274
CONSTANT	0.55581	0.27185	2.0445	0.2298	0.00000E+00	3.8432

.

DURBIN-WATSON = 1.5915 VON NEUMAN RATIO = 1.6117 RHO = 0.19328
RESIDUAL SUM = 0.50307E-14 RESIDUAL VARIANCE = 0.98617E-03
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 1.6368
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.6507
RUNS TEST: 37 RUNS, 39 POSITIVE, 41 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC = -0.8951

EQUATION 5 OF 5 EQUATIONSDEPENDENT VARIABLE = W5 80
OBSERVATIONSR-SQUARE = 0.3978
VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.39130E-04
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.62554E-02
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.20904E-01
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 1657.93

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.41576E-04
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -10.088
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -9.9393

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 75 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P1	-0.11205E-02	0.54177E-02	-0.20682	-0.0239	-0.19815E-01	-0.14503
P2	-0.13914E-01	0.61799E-02	-2.2515	-0.2516	-0.23427	-2.1971
P3	-0.59311E-02	0.80623E-02	-0.73566	-0.0846	-0.44496E-01	-0.33229
P4	0.34548E-02	0.84770E-02	0.40755	0.0470	0.53233E-01	0.45292
P5	0.17511E-01	0.11905E-01	1.4709	0.1674	0.18319	2.5254
F	-0.24956E-01	0.71076E-02	-3.5112	-0.3757	-0.43130	-9.0660
II	0.26796E-02	0.24187E-02	1.1078	0.1269	0.15105	0.33649E-01
III	0.32502E-02	0.21738E-02	1.4952	0.1701	0.18031	0.38871E-01
IV	0.58299E-02	0.21257E-02	2.7425	0.3019	0.31191	0.62751E-01
CONSTANT	0.20124	0.54152E-01	3.7162	0.3943	0.00000E+00	9.6269

DURBIN-WATSON = 1.1212 VON NEUMAN RATIO = 1.1354 RHO = 0.42188
RESIDUAL SUM = 0.31312E-14 RESIDUAL VARIANCE = 0.39130E-04
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 0.38399
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.3978
RUNS TEST: 34 RUNS, 35 POSITIVE, 45 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC = -
1.4577

|_TEST P1:1+P2:1+P3:1+P4:1+P5:1=0
TEST VALUE = 0.14557E-12 STD. ERROR OF TEST VALUE 0.17882E-07
T STATISTIC = 0.81405095E-05 WITH 355 D.F.
F STATISTIC = 0.66267895E-10 WITH 1 AND 355 D.F.
WALD CHI-SQUARE STATISTIC = 0.66267895E-10 WITH 1 D.F.
|_TEST P1:2+P2:2+P3:2+P4:2+P5:2=0
TEST VALUE = 0.68384E-12 STD. ERROR OF TEST VALUE 0.28076E-06

```
T STATISTIC =  0.24357201E-05 WITH  355 D.F.
F STATISTIC =  0.59327322E-11 WITH    1 AND  355 D.F.
WALD CHI-SQUARE STATISTIC =  0.59327322E-11 WITH    1 D.F.
|_TEST P1:3+P2:3+P3:3+P4:3+P5:3=0
TEST VALUE =  0.35273E-11 STD. ERROR OF TEST VALUE  0.73466E-06
T STATISTIC =  0.48012610E-05 WITH  355 D.F.
F STATISTIC =  0.23052108E-10 WITH    1 AND  355 D.F.
WALD CHI-SQUARE STATISTIC =  0.23052108E-10 WITH    1 D.F.
|_TEST P1:4+P2:4+P3:4+P4:4+P5:4=0
TEST VALUE = -0.48734E-11 STD. ERROR OF TEST VALUE  0.36294E-06
T STATISTIC = -0.13427443E-04 WITH  355 D.F.
F STATISTIC =  0.18029624E-09 WITH    1 AND  355 D.F.
WALD CHI-SQUARE STATISTIC =  0.18029624E-09 WITH    1 D.F.
|_TEST P1:5+P2:5+P3:5+P4:5+P5:5=0
TEST VALUE =  0.51384E-12 STD. ERROR OF TEST VALUE  0.37702E-07
T STATISTIC =  0.13628908E-04 WITH  355 D.F.
F STATISTIC =  0.18574714E-09 WITH    1 AND  355 D.F.
WALD CHI-SQUARE STATISTIC =  0.18574714E-09 WITH    1 D.F.
```

B3 MODELO SIN RESTRINGIR

```
UNIT  6 IS NOW ASSIGNED TO: a:WS3
|_SAMPLE 1 80|_READ MES PT PR PC PV PG W1 W2 W3 W4 W5 INGT I II III IV  16
VARIABLES AND        80 OBSERVATIONS STARTING AT OBS       1

|_GENR P1=LOG(PT)
|_GENR P2=LOG(PR)
|_GENR P3=LOG(PC)
|_GENR P4=LOG(PV)
|_GENR P5=LOG(PG)
|_GENR LINGT=LOG(INGT)
|_GENR F=LINGT-P1*W1-P2*W2-P3*W3-P4*W4-P5*W5
|_STAT P1 P2 P3 P4 P5
```

NAME	N	MEAN	ST. DEV	VARIANCE	MINIMUM	MAXIMUM
P1	80	2.7057	0.13890	0.19294E-01	2.3609	3.0910
P2	80	3.3008	0.13224	0.17487E-01	3.0397	3.6712
P3	80	1.1711	0.58925E-01	0.34721E-02	1.0296	1.3350
P4	80	2.7404	0.12102	0.14646E-01	2.3795	2.9653
P5	80	3.0147	0.82167E-01	0.67514E-02	2.8273	3.1864

```
|_STAT W1 W2 W3 W4 W5
```

NAME	N	MEAN	ST. DEV	VARIANCE	MINIMUM	MAXIMUM
W1	80	0.15468E-01	0.36618E-02	0.13409E-04	0.58000E-02	0.2370E-01
W2	80	0.95506E-01	0.47001E-01	0.22091E-02	0.10900E-01	0.20100
W3	80	0.72350	0.87774E-01	0.77043E-02	0.52640	0.90030
W4	80	0.14462	0.51775E-01	0.26806E-02	0.30500E-01	0.26560
W5	80	0.20904E-01	0.78543E-02	0.61690E-04	0.84000E-02	0.4790E-01

```
|_STAT LINGT
```

NAME	N	MEAN	ST. DEV	VARIANCE	MINIMUM	MAXIMUM
LINGT	80	9.2579	0.16984	0.28846E-01	8.8327	9.5887

```
|_STAT F
```

NAME	N	MEAN	ST. DEV	VARIANCE	MINIMUM	MAXIMUM
F	80	7.5939	0.13574	0.18426E-01	7.2576	7.8204

```
|_OLS W1 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV/RSTAT

REQUIRED MEMORY IS PAR=   24 CURRENT PAR=  305
OLS ESTIMATION
      80 OBSERVATIONS     DEPENDENT VARIABLE = W1
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO:    1,    80

 R-SQUARE =  0.4130     R-SQUARE ADJUSTED =  0.3375
VARIANCE OF THE ESTIMATE =  0.88838E-05
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE =  0.29806E-02
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE =  0.15468E-01
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION =  357.077


MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
```

```
 AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE =   0.99943E-05
   (FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
 AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC =  -11.515
 SCHWARZ(1978) CRITERION-SC =  -11.217

                    ANALYSIS OF VARIANCE - FROM MEAN
                       SS         DF            MS                  F
REGRESSION       0.43745E-03      9.        0.48606E-04           5.471
ERROR            0.62187E-03     70.        0.88838E-05
TOTAL            0.10593E-02     79.        0.13409E-04

                    ANALYSIS OF VARIANCE - FROM ZERO
                       SS         DF            MS                  F
REGRESSION       0.19577E-01     10.        0.19577E-02         220.367
ERROR            0.62187E-03     70.        0.88838E-05
TOTAL            0.20199E-01     80.        0.25249E-03

VARIABLE    ESTIMATED   STANDARD   T-RATIO     PARTIAL STANDARDIZED ELASTICITY
  NAME     COEFFICIENT    ERROR      70 DF       CORR.  COEFFICIENT  AT MEANS

P1          0.10554E-01 0.25858E-02  4.0815     0.4384  0.40034       1.8462
P2         -0.72702E-02 0.28692E-02 -2.5338    -0.2898 -0.26255      -1.5515
P3         -0.64215E-02 0.61948E-02 -1.0366    -0.1230 -0.10333     -0.48621
P4         -0.20930E-02 0.39914E-02 -0.52437   -0.0626 -0.69172E-01 -0.37082
P5          0.30036E-02 0.60588E-02  0.49574    0.0591  0.67397E-01  0.58541
F          -0.10371E-01 0.32960E-02 -3.1466    -0.3520 -0.38446      -5.0918
II         -0.66674E-03 0.11253E-02 -0.59250   -0.0706 -0.80618E-01 -0.1132E-01
III        -0.10327E-02 0.10357E-02 -0.99706   -0.1183 -0.12288     -0.1669E-01
IV         -0.35148E-02 0.98549E-03 -3.5666    -0.3921 -0.40335     -0.5113E-01
CONSTANT    0.95093E-01 0.29704E-01  3.2014     0.3574  0.00000E+00   6.1479

DURBIN-WATSON = 1.1428    VON NEUMAN RATIO = 1.1573    RHO =  0.42714
RESIDUAL SUM =  0.23436E-14  RESIDUAL VARIANCE =  0.88838E-05
SUM OF ABSOLUTE ERRORS=  0.17209
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.4130
RUNS TEST:   33 RUNS,   39 POSITIVE,   41 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC = -1.7958
COEFFICIENT OF SKEWNESS =   0.1684 WITH STANDARD DEVIATION OF 0.2689
COEFFICIENT OF EXCESS KURTOSIS =   0.7292 WITH STANDARD DEVIATION OF 0.5318

     GOODNESS OF FIT TEST FOR NORMALITY OF RESIDUALS - 15 GROUPS
OBSERVED  0.0  0.0  5.0  1.0  1.0 11.0 16.0 12.0 15.0 10.0  4.0  2.0  1.0  1.0
1.0
EXPECTED  0.4  0.7  1.8  3.6  6.2  9.2 11.7 12.7 11.7  9.2  6.2  3.6  1.8  0.7
0.4
CHI-SQUARE =   19.2262 WITH  3 DEGREES OF FREEDOM


|_OLS W2 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV/RSTAT

REQUIRED MEMORY IS PAR=   24 CURRENT PAR=  305
OLS ESTIMATION
      80 OBSERVATIONS     DEPENDENT VARIABLE = W2
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO:     1,    80

 R-SQUARE =  0.5576     R-SQUARE ADJUSTED =  0.5007
VARIANCE OF THE ESTIMATE =  0.11030E-02
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE =  0.33211E-01
```

MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.95506E-01
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 164.216

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.12409E-02
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -6.6933
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -6.3955

ANALYSIS OF VARIANCE - FROM MEAN

	SS	DF	MS	F
REGRESSION	0.97309E-01	9.	0.10812E-01	9.803
ERROR	0.77209E-01	70.	0.11030E-02	
TOTAL	0.17452	79.	0.22091E-02	

ANALYSIS OF VARIANCE - FROM ZERO

	SS	DF	MS	F
REGRESSION	0.82702	10.	0.82702E-01	74.981
ERROR	0.77209E-01	70.	0.11030E-02	
TOTAL	0.90423	80.	0.11303E-01	

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 70 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P1	-0.26798E-02	0.28812E-01	-0.93009E-01	-0.0111	-0.79198E-02	-0.75919E-01
P2	0.27396E-01	0.31971E-01	0.85691	0.1019	0.77080E-01	0.94685
P3	-0.48606E-01	0.69026E-01	-0.70416	-0.0839	-0.60937E-01	-0.59603
P4	0.50619E-01	0.44474E-01	1.1382	0.1348	0.13034	1.4525
P5	-0.11519	0.67511E-01	-1.7062	-0.1998	-0.20137	-3.6359
F	-0.10142	0.36726E-01	-2.7616	-0.3134	-0.29291	-8.0642
II	0.33370E-01	0.12539E-01	2.6613	0.3031	0.31436	0.9172E-01
III	0.51509E-01	0.11540E-01	4.4633	0.4707	0.47754	0.13483
IV	0.90366E-01	0.10981E-01	8.2294	0.7012	0.80793	0.21289
CONSTANT	1.0060	0.33098	3.0395	0.3415	0.00000E+00	10.533

DURBIN-WATSON = 2.3320 VON NEUMAN RATIO = 2.3615 RHO = -0.19478
RESIDUAL SUM = 0.69320E-14 RESIDUAL VARIANCE = 0.11030E-02
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 1.9530
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.5576
RUNS TEST: 45 RUNS, 40 POSITIVE, 40 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC = 0.9001
COEFFICIENT OF SKEWNESS = 0.4773 WITH STANDARD DEVIATION OF 0.2689
COEFFICIENT OF EXCESS KURTOSIS = 0.3627 WITH STANDARD DEVIATION OF 0.5318

GOODNESS OF FIT TEST FOR NORMALITY OF RESIDUALS - 15 GROUPS

OBSERVED	0.0	1.0	0.0	1.0	8.0	12.0	14.0	15.0	12.0	6.0	3.0	3.0	4.0	1.0	0.0
EXPECTED	0.4	0.7	1.8	3.6	6.2	9.2	11.7	12.7	11.7	9.2	6.2	3.6	1.8	0.7	0.4

CHI-SQUARE = 12.5330 WITH 3 DEGREES OF FREEDOM

|_OLS W3 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV/RSTAT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 24 CURRENT PAR= 305
OLS ESTIMATION

```
     80 OBSERVATIONS     DEPENDENT VARIABLE = W3
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO:    1,    80

 R-SQUARE =  0.8032     R-SQUARE ADJUSTED =  0.7778
VARIANCE OF THE ESTIMATE =  0.17115E-02
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE =  0.41371E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE =  0.72350
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION =  146.641

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
 AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE =   0.19255E-02
   (FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
 AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC =  -6.2539
 SCHWARZ(1978) CRITERION-SC =  -5.9561

                     ANALYSIS OF VARIANCE - FROM MEAN
                     SS          DF          MS               F
REGRESSION        0.48883        9.        0.54315E-01       31.735
ERROR             0.11981       70.        0.17115E-02        .
TOTAL             0.60864       79.        0.77043E-02

                     ANALYSIS OF VARIANCE - FROM ZERO
                     SS          DF          MS               F
REGRESSION        42.366        10.        4.2366           2475.294
ERROR             0.11981       70.        0.17115E-02
TOTAL             42.485        80.        0.53107


VARIABLE   ESTIMATED   STANDARD   T-RATIO   PARTIAL STANDARDIZED ELASTICITY
  NAME     COEFFICIENT   ERROR     70 DF     CORR.  COEFFICIENT  AT MEANS

P1         0.92402E-02 0.35891E-01  0.25745    0.0308  0.14623E-01  0.34555E-01
P2         0.78524E-01 0.39826E-01   1.9717    0.2294  0.11830      0.35825
P3         0.79605E-01 0.85985E-01  0.92580    0.1100  0.53441E-01  0.12886
P4        -0.11523     0.55401E-01 -2.0799    -0.2413 -0.15887     -0.43645
P5         0.12221     0.84097E-01  1.4532     0.1711  0.11441      0.50924
F          0.18351     0.45749E-01  4.0113     0.4323  0.28380       1.9261
II        -0.64522E-01 0.15619E-01 -4.1309    -0.4427 -0.32548     -0.23410E-01
III       -0.10473     0.14376E-01 -7.2850    -0.6567 -0.51991     -0.36188E-01
IV        -0.19731     0.13679E-01 -14.424    -0.8650 -0.94459     -0.61359E-01
CONSTANT  -1.0126      0.41229     -2.4561    -0.2817  0.00000E+00  -1.3996

DURBIN-WATSON = 2.4872    VON NEUMAN RATIO = 2.5187    RHO = -0.24620
RESIDUAL SUM = -0.67255E-14  RESIDUAL VARIANCE =  0.17115E-02
SUM OF ABSOLUTE ERRORS=   2.5054
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.8032
RUNS TEST:    47 RUNS,    42 POSITIVE,    38 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC =    1.3762
COEFFICIENT OF SKEWNESS =  -0.0900 WITH STANDARD DEVIATION OF 0.2689
COEFFICIENT OF EXCESS KURTOSIS =   0.3225 WITH STANDARD DEVIATION OF 0.5318

     GOODNESS OF FIT TEST FOR NORMALITY OF RESIDUALS - 15 GROUPS
OBSERVED  0.0  1.0  2.0  3.0  8.0  6.0 13.0  8.0 16.0 13.0  8.0  1.0  0.0  0.0  1.0
EXPECTED  0.4  0.7  1.8  3.6  6.2  9.2 11.7 12.7 11.7  9.2  6.2  3.6  1.8  0.7  0.4
CHI-SQUARE =   13.1128 WITH  3 DEGREES OF FREEDOM

|_OLS W4 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV/RSTAT

REQUIRED MEMORY IS PAR=   24 CURRENT PAR=  305
OLS ESTIMATION
     80 OBSERVATIONS     DEPENDENT VARIABLE = W4
```

```
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO:    1,   80

 R-SQUARE =  0.6575      R-SQUARE ADJUSTED =  0.6134
VARIANCE OF THE ESTIMATE =  0.10363E-02
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE =  0.32192E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE =  0.14462
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION =  166.710

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
 AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE =   0.11658E-02
   (FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
 AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC =  -6.7556
 SCHWARZ(1978) CRITERION-SC =  -6.4579

                    ANALYSIS OF VARIANCE - FROM MEAN
                     SS           DF           MS                F
REGRESSION       0.13923          9.        0.15470E-01        14.928
ERROR            0.72541E-01     70.        0.10363E-02
TOTAL            0.21177         79.        0.26806E-02

                    ANALYSIS OF VARIANCE - FROM ZERO
                     SS           DF           MS                F
REGRESSION        1.8125         10.        0.18125           174.896
ERROR            0.72541E-01     70.        0.10363E-02
TOTAL             1.8850         80.        0.23562E-01


VARIABLE    ESTIMATED   STANDARD   T-RATIO     PARTIAL STANDARDIZED ELASTICITY
  NAME     COEFFICIENT    ERROR      70 DF       CORR.  COEFFICIENT  AT MEANS

P1        -0.17843E-01 0.27928E-01 -0.63888    -0.0761 -0.47869E-01 -0.33381
P2        -0.84200E-01 0.30989E-01  -2.7171    -0.3089 -0.21506      -1.9218
P3        -0.32922E-01 0.66907E-01 -0.49205    -0.0587 -0.37468E-01 -0.26660
P4         0.61164E-01 0.43109E-01   1.4188     0.1672  0.14297       1.1590
P5        -0.34919E-01 0.65438E-01 -0.53362    -0.0637 -0.55416E-01 -0.72790
F         -0.46521E-01 0.35598E-01  -1.3068    -0.1543 -0.12197      -2.4428
II         0.28860E-01 0.12154E-01   2.3746     0.2730  0.24681      0.52384E-01
III        0.50309E-01 0.11186E-01   4.4975     0.4735  0.42341      0.86967E-01
IV         0.10465     0.10644E-01   9.8318     0.7616  0.84935      0.16281
CONSTANT   0.75661     0.32082       2.3584     0.2713  0.00000E+00   5.2317

DURBIN-WATSON = 1.6198    VON NEUMAN RATIO = 1.6403    RHO =  0.18115
RESIDUAL SUM =  0.70083E-15  RESIDUAL VARIANCE =  0.10363E-02
SUM OF ABSOLUTE ERRORS=   1.6273
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.6575
RUNS TEST:    33 RUNS,    37 POSITIVE,    43 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC =    -1.7597
COEFFICIENT OF SKEWNESS =  -2.1881 WITH STANDARD DEVIATION OF 0.2689
COEFFICIENT OF EXCESS KURTOSIS =  13.2446 WITH STANDARD DEVIATION OF 0.5318

     GOODNESS OF FIT TEST FOR NORMALITY OF RESIDUALS - 15 GROUPS
OBSERVED  1.0  0.0  0.0  0.0  2.0 14.0 14.0 19.0 13.0  8.0  4.0  4.0  1.0  0.0  0.0
EXPECTED  0.4  0.7  1.8  3.6  6.2  9.2 11.7 12.7 11.7  9.2  6.2  3.6  1.8  0.7  0.4
CHI-SQUARE =   18.6222 WITH  3 DEGREES OF FREEDOM

|_OLS W5 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV/RSTAT

REQUIRED MEMORY IS PAR=   24 CURRENT PAR=  305
OLS ESTIMATION
      80 OBSERVATIONS     DEPENDENT VARIABLE = W5
...NOTE..SAMPLE RANGE SET TO:    1,   80
```

R-SQUARE = 0.4132 R-SQUARE ADJUSTED = 0.3378
VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.40854E-04
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.63917E-02
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.20904E-01
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 296.047

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.45960E-04
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -9.9890
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -9.6913

ANALYSIS OF VARIANCE - FROM MEAN

	SS	DF	MS	F
REGRESSION	0.20138E-02	9.	0.22375E-03	5.477
ERROR	0.28597E-02	70.	0.40854E-04	
TOTAL	0.48735E-02	79.	0.61690E-04	

ANALYSIS OF VARIANCE - FROM ZERO

	SS	DF	MS	F
REGRESSION	0.36971E-01	10.	0.36971E-02	90.497
ERROR	0.28597E-02	70.	0.40854E-04	
TOTAL	0.39831E-01	80.	0.49789E-03	

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 70 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P1	0.66626E-03	0.55451E-02	0.12015	0.0144	0.11783E-01	0.86238E-01
P2	-0.14368E-01	0.61529E-02	-2.3351	-0.2688	-0.24191	-2.2688
P3	0.84259E-02	0.13285E-01	0.63426	0.0756	0.63213E-01	0.47206
P4	0.54826E-02	0.85593E-02	0.64055	0.0763	0.84478E-01	0.71876
P5	0.24774E-01	0.12993E-01	1.9068	0.2222	0.25917	3.5729
F	-0.25181E-01	0.70681E-02	-3.5626	-0.3918	-0.43519	-9.1477
II	0.29549E-02	0.24132E-02	1.2245	0.1448	0.16657	0.37106E-01
III	0.39444E-02	0.22210E-02	1.7760	0.2076	0.21883	0.47174E-01
IV	0.58190E-02	0.21133E-02	2.7535	0.3126	0.31133	0.62634E-01
CONSTANT	0.15510	0.63698E-01	2.4349	0.2794	0.00000E+00	7.4196

DURBIN-WATSON = 1.0903 VON NEUMAN RATIO = 1.1041 RHO = 0.43784
RESIDUAL SUM = 0.68652E-14 RESIDUAL VARIANCE = 0.40854E-04
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 0.38868
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.4132
RUNS TEST: 32 RUNS, 34 POSITIVE, 46 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC = -1.8653
COEFFICIENT OF SKEWNESS = 0.6930 WITH STANDARD DEVIATION OF 0.2689
COEFFICIENT OF EXCESS KURTOSIS = 0.4370 WITH STANDARD DEVIATION OF 0.5318

GOODNESS OF FIT TEST FOR NORMALITY OF RESIDUALS - 15 GROUPS

OBSERVED	0.0	0.0	0.0	3.0	5.0	17.0	14.0	11.0	11.0	6.0	6.0	5.0	0.0	0.0	2.0
EXPECTED	0.4	0.7	1.8	3.6	6.2	9.2	11.7	12.7	11.7	9.2	6.2	3.6	1.8	0.7	0.4

CHI-SQUARE = 21.6375 WITH 3 DEGREES OF FREEDOM

B4. MODELO SIN RESTRINGIR Y CORREGIDO POR AUTOCORRELACIÓN

```
UNIT              6        IS       NOW       ASSIGNED       TO:       a:WSAUTO
|_SAMPLE 1 80|_READ MES PT PR PC PV PG W1 W2 W3 W4 W5 INGT I II III IV  16
VARIABLES AND       80 OBSERVATIONS STARTING AT OBS       1

|_GENR P1=LOG(PT)
|_GENR P2=LOG(PR)
|_GENR P3=LOG(PC)
|_GENR P4=LOG(PV)
|_GENR P5=LOG(PG)
|_GENR LINGT=LOG(INGT)
|_GENR F=LINGT-P1*W1-P2*W2-P3*W3-P4*W4-P5*W5
|_STAT P1 P2 P3 P4 P5

NAME          N   MEAN         ST. DEV       VARIANCE      MINIMUM       MAXIMUM
P1           80    2.7057       0.13890       0.19294E-01   2.3609        3.0910
P2           80    3.3008       0.13224       0.17487E-01   3.0397        3.6712
P3           80    1.1711       0.58925E-01   0.34721E-02   1.0296        1.3350
P4           80    2.7404       0.12102       0.14646E-01   2.3795        2.9653
P5           80    3.0147       0.82167E-01   0.67514E-02   2.8273        3.1864
|_STAT W1 W2 W3 W4 W5
NAME          N   MEAN         ST. DEV       VARIANCE      MINIMUM       MAXIMUM
W1          80  0.15468E-01  0.36618E-02  0.13409E-04  0.58000E-02  0.23700E-01
W2          80  0.95506E-01  0.47001E-01  0.22091E-02  0.10900E-01  0.20100
W3          80  0.72350      0.87774E-01  0.77043E-02  0.52640      0.90030
W4          80  0.14462      0.51775E-01  0.26806E-02  0.30500E-01  0.26560
W5          80  0.20904E-01  0.78543E-02  0.61690E-04  0.84000E-02  0.47900E-01
|_STAT LINGT
NAME          N   MEAN         ST. DEV       VARIANCE      MINIMUM       MAXIMUM
LINGT        80    9.2579       0.16984       0.28846E-01   8.8327        9.5887
|_STAT F
NAME          N   MEAN         ST. DEV       VARIANCE      MINIMUM       MAXIMUM
F            80    7.5939       0.13574       0.18426E-01   7.2576        7.8204

|_AUTO W1 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV/RSTAT

REQUIRED MEMORY IS PAR=   26 CURRENT PAR=  208

DEPENDENT VARIABLE =  W1
..NOTE  R-SQUARE, ANOVA,RESIDUALS DONE ON ORIGINAL VARS

LEAST SQUARES ESTIMATION             80 OBSERVATIONS
BY COCHRANE-ORCUTT TYPE PROCEDURE WITH CONVERGENCE = 0.00100

    ITERATION          RHO            LOG L.F.            SSE
        1            0.00000         357.077          0.62187E-03
        2            0.42714         366.655          0.48822E-03
        3            0.51159         367.095          0.48227E-03
        4            0.53419         367.115          0.48183E-03
        5            0.54044         367.113          0.48179E-03
        6            0.54218         367.112          0.48179E-03
        7            0.54267         367.112          0.48179E-03

  LOG L.F. =     367.112        AT RHO =      0.54267

                        ASYMPTOTIC ESTIMATE
```

VARIANCE ST.ERROR T-RATIORHO 0.54267
0.00882 0.09391 5.77869 R-SQUARE = 0.5452 R-SQUARE ADJUSTED =
0.4867
VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.68827E-05
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.26235E-02
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.15468E-01
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 367.112

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.77431E-05
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -11.770
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -11.472

ANALYSIS OF VARIANCE - FROM MEAN

	SS	DF	MS
REGRESSION	0.57753E-03	9.	0.64170E-04
ERROR	0.48179E-03	70.	0.68827E-05
TOTAL	0.10593E-02	79.	0.13409E-04

ANALYSIS OF VARIANCE - FROM ZERO

	SS	DF	MS
REGRESSION	0.19717E-01	10.	0.19717E-02
ERROR	0.48179E-03	70.	0.68827E-05
TOTAL	0.20199E-01	80.	0.25249E-03

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 70 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P1	0.10911E-01	0.22994E-02	4.7450	0.4933	0.41388	1.9086
P2	-0.21005E-02	0.34296E-02	-0.61246	-0.0730	-0.75854E-01	-0.44825
P3	-0.13475E-01	0.69217E-02	-1.9468	-0.2266	-0.21684	-1.0203
P4	-0.89740E-03	0.39942E-02	-0.22468	-0.0268	-0.29659E-01	-0.15900
P5	-0.11319E-02	0.65724E-02	-0.17222	-0.0206	-0.25398E-01	-0.22061
F	-0.66059E-02	0.30779E-02	-2.1462	-0.2485	-0.24488	-3.2432
II	-0.19173E-02	0.10509E-02	-1.8245	-0.2131	-0.23183	-0.32539E-01
III	-0.21997E-02	0.11814E-02	-1.8620	-0.2172	-0.26176	-0.35554E-01
IV	-0.34518E-02	0.10713E-02	-3.2220	-0.3594	-0.39612	-0.50213E-01
CONSTANT	0.66549E-01	0.32751E-01	2.0320	0.2360	0.00000E+00	4.3025

DURBIN-WATSON = 2.0755 VON NEUMAN RATIO = 2.1017 RHO = -0.03795
RESIDUAL SUM = -0.11424E-03 RESIDUAL VARIANCE = 0.68829E-05
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 0.15128
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.5452
RUNS TEST: 35 RUNS, 37 POSITIVE, 43 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC = -1.3070

|_AUTO W2 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV/RSTAT

REQUIRED MEMORY IS PAR= 26 CURRENT PAR= 208

DEPENDENT VARIABLE = W2
..NOTE R-SQUARE,ANOVA,RESIDUALS DONE ON ORIGINAL VARS

LEAST SQUARES ESTIMATION 80 OBSERVATIONS
BY COCHRANE-ORCUTT TYPE PROCEDURE WITH CONVERGENCE = 0.00100

ITERATION	RHO	LOG L.F.	SSE
1	0.00000	164.216	0.77209E-01
2	-0.19478	165.912	0.73967E-01
3	-0.21372	165.931	0.73925E-01
4	-0.21488	165.931	0.73924E-01

```
      5            -0.21495          165.931              0.73924E-01

 LOG L.F. =     165.931        AT RHO =     -0.21495

                     ASYMPTOTIC  ESTIMATE
                        VARIANCE    ST.ERROR     T-RATIO
RHO        -0.21495     0.01192     0.10919    -1.96860

 R-SQUARE =  0.5764      R-SQUARE ADJUSTED =  0.5220
VARIANCE OF THE ESTIMATE =  0.10561E-02
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE =  0.32497E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE =  0.95506E-01
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION =  165.931

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
 AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE =    0.11881E-02
   (FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
 AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC =  -6.7367
 SCHWARZ(1978) CRITERION-SC =  -6.4390

                      ANALYSIS OF VARIANCE - FROM MEAN
                       SS          DF             MS
REGRESSION        0.10059          9.         0.11177E-01
ERROR             0.73924E-01     70.         0.10561E-02
TOTAL             0.17452         79.         0.22091E-02

                      ANALYSIS OF VARIANCE - FROM ZERO
                       SS          DF             MS
REGRESSION        0.83031         10.         0.83031E-01
ERROR             0.73924E-01     70.         0.10561E-02
TOTAL             0.90423         80.         0.11303E-01


VARIABLE    ESTIMATED   STANDARD   T-RATIO     PARTIAL STANDARDIZED ELASTICITY
  NAME     COEFFICIENT    ERROR      70 DF       CORR.  COEFFICIENT  AT MEANS

P1         0.43065E-02 0.27298E-01  0.15776     0.0189  0.12727E-01  0.12200
P2         0.24020E-01 0.27601E-01  0.87026     0.1035  0.67582E-01  0.83017
P3        -0.46472E-01 0.59513E-01 -0.78088    -0.0929 -0.58262E-01 -0.56986
P4         0.61600E-01 0.39409E-01   1.5631     0.1836  0.15861        1.7675
P5        -0.11398     0.59322E-01  -1.9214    -0.2238 -0.19926       -3.5978
F         -0.95069E-01 0.34555E-01  -2.7513    -0.3124 -0.27457       -7.5591
II         0.34102E-01 0.11455E-01   2.9771     0.3352  0.32125      0.93728E-01
III        0.50726E-01 0.10027E-01   5.0588     0.5174  0.47028      0.13278
IV         0.92670E-01 0.95518E-02   9.7019     0.7573  0.82853      0.21832
CONSTANT   0.91343     0.29490       3.0974     0.3472  0.00000E+00   9.5641

DURBIN-WATSON = 2.0821     VON NEUMAN RATIO = 2.1085     RHO = -0.06538
RESIDUAL SUM = -0.86623E-02  RESIDUAL VARIANCE =  0.10571E-02
SUM OF ABSOLUTE ERRORS=   1.8568
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.5760
RUNS TEST:    43 RUNS,    38 POSITIVE,    42 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC =     0.4738

|_AUTO W3 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV/RSTAT

REQUIRED MEMORY IS PAR=   26 CURRENT PAR=  208

DEPENDENT VARIABLE =  W3
..NOTE  R-SQUARE,ANOVA,RESIDUALS DONE ON ORIGINAL VARS

LEAST SQUARES ESTIMATION              80 OBSERVATIONS
BY COCHRANE-ORCUTT TYPE PROCEDURE WITH CONVERGENCE = 0.00100
```

ITERATION	RHO	LOG L.F.	SSE
1	0.00000	146.641	0.11981
2	-0.24620	149.531	0.11137
3	-0.28051	149.578	0.11121
4	-0.28345	149.578	0.11121
5	-0.28368	149.578	0.11121

LOG L.F. = 149.578 AT RHO = -0.28368

		ASYMPTOTIC VARIANCE	ESTIMATE ST.ERROR	T-RATIO
RHO	-0.28368	0.01149	0.10721	-2.64606

R-SQUARE = 0.8173 R-SQUARE ADJUSTED = 0.7938
VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.15887E-02
STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.39858E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.72350
LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 149.578

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.17873E-02
(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -6.3284
SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -6.0306

ANALYSIS OF VARIANCE - FROM MEAN

	SS	DF	MS
REGRESSION	0.49743	9.	0.55270E-01
ERROR	0.11121	70.	0.15887E-02
TOTAL	0.60864	79.	0.77043E-02

ANALYSIS OF VARIANCE - FROM ZERO

	SS	DF	MS
REGRESSION	42.374	10.	4.2374
ERROR	0.11121	70.	0.15887E-02
TOTAL	42.485	80.	0.53107

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 70 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
P1	-0.11635E-01	0.32985E-01	-0.35274	-0.0421	-0.18412E-01	-0.43511E-01
P2	0.92268E-01	0.32552E-01	2.8345	0.3209	0.13901	0.42095
P3	0.84647E-01	0.70069E-01	1.2081	0.1429	0.56825E-01	0.13702
P4	-0.13691	0.46684E-01	-2.9326	-0.3308	-0.18877	-0.51856
P5	0.12574	0.70168E-01	1.7920	0.2094	0.11771	0.52394
F	0.18619	0.41694E-01	4.4657	0.4709	0.28794	1.9542
II	-0.68866E-01	0.13690E-01	-5.0304	-0.5153	-0.34739	-0.24986E-01
III	-0.10781	0.11849E-01	-9.0982	-0.7361	-0.53519	-0.37251E-01
IV	-0.20155	0.11270E-01	-17.885	-0.9058	-0.96494	-0.62681E-01
CONSTANT	-0.97618	0.35084	-2.7824	-0.3156	0.00000E+00	-1.3492

DURBIN-WATSON = 2.1446 VON NEUMAN RATIO = 2.1717 RHO = -0.07406
RESIDUAL SUM = 0.46273E-02 RESIDUAL VARIANCE = 0.15890E-02
SUM OF ABSOLUTE ERRORS= 2.3507
R-SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.8173
RUNS TEST: 45 RUNS, 45 POSITIVE, 35 NEGATIVE, NORMAL STATISTIC = 1.0575

|_AUTO W4 P1 P2 P3 P4 P5 F II III IV/RSTAT