

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON

FACULTAD DE ECONOMIA



"UN MODELO EXPLICATORIO DEL AHORRO FAMILIAR"  
LA INFLUENCIA DE VARIABLES DEMOGRAFICAS Y DE REDISTRIBUCIONES  
DEL INGRESO EN EL AREA METROPOLITANA DE MONTERREY, N. L.

T E S I S

QUE PRESENTA

RAFAEL ARTURO VALDEZ RODRIGUEZ

EN OPCION AL TITULO DE

LICENCIADO EN ECONOMIA

MAYO DE 1974



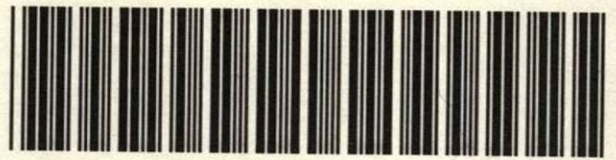
T

HB822

V3

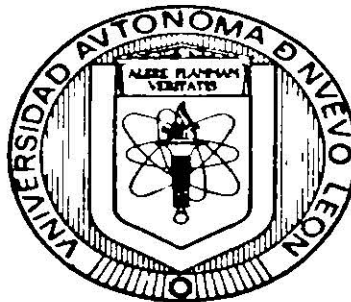
c.1

5



1080064287

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON  
FACULTAD DE ECONOMIA



"UN MODELO EXPLICATORIO DEL AHORRO FAMILIAR"  
LA INFLUENCIA DE VARIABLES DEMOGRAFICAS Y DE REDISTRIBUCIONES  
DEL INGRESO EN EL AREA METROPOLITANA DE MONTERREY, N. L.

T E S I S

QUE PRESENTA

ARNULFO ARTURO VALADEZ RODRIGUEZ

EN OPCION AL TITULO DE

LICENCIADO EN ECONOMIA

MONTERREY, N. L.

MAYO DE 1974





2013

Biblioteca Central  
Magna Solidaridad

UAWL  
FO DO  
TESIS LICENCIATURA

F. 40512

A mi esposa  
Con todo el amor que le profeso  
Lic. Consuelo García Figueroa.

A mis padres  
Con cariño, gratitud y respeto  
Sr. Arnulfo Valadez Reyes  
Sra. Ernestina Rdgz. de Valadez.



A mis hermanos  
Con cariño y gratitud  
Lucha, Olivia, Carlos, Marfa y Nidia.

I N D I C E

Pág.

PRESENTACION

CAPITULO I

HIPOTESIS DE COMPORTAMIENTO DEL AHORRO	1
A. La Hipótesis Ingreso Absoluto .....	2
1. Síntesis del esquema más sencillo de la teoría general de la ocupación .....	2
2. La función de ahorro .....	11
B. La Hipótesis Ingreso Relativo .....	14
1. Reformulación de la teoría del ahorro ..	16
2. Interpretación de datos seculares (largo plazo) .....	19
3. Fluctuaciones a corto plazo del ahorro..	20
4. Interpretación de datos de encuesta . .	21
C. La Hipótesis Ingreso Permanente .....	24
1. Derivación de la función consumo .....	24
2. Interpretación de la función consumo medido .....	28
3. Relación entre ingreso y consumo medidos. Interpretación de datos de encuesta ....	29
D. La Hipótesis Ciclo de Vida .....	34

## CAPITULO II

METODOLOGIA Y RESULTADOS DEL ANALISIS MULTIVARIA DO	38
A. Características Generales de la Estimación - Estadística a partir de Datos de Encuesta ..	39
B. Un Modelo de Comportamiento del Ahorro .....	45
B.1. Formulación del modelo microeconómico.	45
B.2. Formulación del modelo de probabilidad	47
C. La Información .....	49
C.1. Procedencia de la información .....	49
C.2. Definición de variables .....	49
C.3. Clasificación de los entrevistados ...	50
D. Presentación de Resultados .....	53
D.1. Resultados preliminares .....	54
D.2. Selección de modelos .....	61
E. Análisis de Residuales .....	64
F. Eliminación de varianzas heteroscedásticas..	70
F.1. Formulación del modelo microeconómico.	71
F.2. El modelo de probabilidad .....	72
F.3. Presentación de resultados .....	73
F.4 Análisis de residuales .....	77



	Pág.
G. Análisis de Componentes Principales de las - Variables Explicatorias en las Ecuaciones de Ahorro y Propensión Media a Ahorrar .....	80
G.1. Usos del análisis de componentes prin- cipales .....	80
G.2. Estimación de la ecuación de ahorro - del grupo # 1 .....	82
G.3. Presentación de resultados .....	89
G.4. Comparación de resultados .....	94
H. Eliminación de Errores de Medición en las Va- riables Explicatorias .....	95
H.1. El método de máxima verosimilitud ....	96
H.2. Estimación del modelo del grupo # 1 ..	101
H.3. Comparación de resultados .....	111
I. Evaluación de los Tres Tipos de Resultados..	112

## CAPITULO III

SIGNIFICACION E IMPLICACIONES DE POLITICA ECONO- MICA DE LOS RESULTADOS ESTADISTICOS	114
---	-----

CONCLUSIONES

APENDICE

BIBLIOGRAFIA

## PRESENTACION

### a. Origen

La historia económica de los países industrializados pone en relieve la importancia del tamaño de los mercados internacionales como impulsor del desarrollo económico. Sin embargo, los países subdesarrollados están encontrando serios obstáculos para participar más ampliamente en aquéllos.

Ante este panorama de expectativas poco favorables para la exportación, es donde cobra particular importancia el tamaño del mercado doméstico.

Una mayor dimensión del mercado se traduce en ventas mayores y en costos unitarios de producción más bajos, a través de la posible generación de rendimientos crecientes a escala en el proceso productivo, lo cual repercute en una mayor rentabilidad privada de la inversión.

La dimensión del mercado doméstico depende entre otros factores del número de consumidores y de su capacidad adquisitiva. Como la mayor parte de los consumidores son miembros de la fuerza de trabajo, el tamaño del mercado reacciona ante cambios en la cantidad y productividad de aquéllos.

Además, es posible que la dimensión del mercado doméstico reaccione ante redistribuciones del ingreso que favorecen a los grupos poblacionales de más bajos ingresos que constituyen sectores mayoritarios de la población, pues se presume que éstos tienen una propensión marginal a consumir más elevada que los núcleos poblacionales de más altos ingresos.

b. Objetivos

En el presente estudio se intenta contrastar la hipótesis ingreso absoluto o Keynesiana con la evidencia empírica, para determinar si las propensiones media y marginal a consumir son más elevadas en los estratos poblacionales de menores ingresos y, por lo tanto, si una política impositiva más progresiva que redistribuya el ingreso en favor de esos sectores mayoritarios de población, aumentará la demanda agregada, y el bienestar económico de los mismos.

Además, se investigará la medida en que el tamaño y la estructura de la población repercuten en el ahorro y por consecuencia, en el consumo.

Es decir, se investigará el papel empírico que juegan algunas variables demográficas como auxiliares del ingreso



familiar, en la explicación de las diferencias observadas en el ahorro familiar.

Las variables demográficas mencionadas son el tamaño de la familia, la edad y educación del jefe de familia y su situación de propietario o inquilino de la vivienda familiar.

Asimismo, se tratará de calcular los estimadores que contengan el menor sesgo posible. Las fuentes potenciales de sesgo son la heteroscedasticidad, multicolinealidad y errores de medición en las variables explicatorias.

### c. Hipótesis

Las hipótesis de trabajo que se manejan son las siguientes:

1. La hipótesis ingreso absoluto que se expone en el capítulo I.

2. El tamaño de la familia influye directa y negativamente sobre el ahorro y propensión media a ahorrar, y los afecta indirectamente a través de una interacción con el ingreso.

3. La edad del jefe de familia influye sobre la pro

propensión media a ahorrar, de acuerdo con la hipótesis ciclo de vida, la cual se expone en el capítulo I.

4. La educación y la situación de propiedad de vivienda influyen positivamente sobre el ahorro y propensión media a ahorrar.

d. Procedimiento

El contraste de las hipótesis anteriores con la evidencia empírica se realiza utilizando información de encuesta y algunas técnicas multivariadas, y que son: análisis de regresión múltiple, análisis de componentes principales y análisis de varianza.

e. Contenido

En el capítulo I se describen y comentan las principales hipótesis de comportamiento de la función consumo o ahorro, y que son: la hipótesis ingreso absoluto, la hipótesis ingreso relativo, la hipótesis ingreso permanente y la hipótesis ciclo de vida.

En el capítulo II, se emplean las técnicas multivariadas mencionadas para cuantificar el efecto del ingreso y -

las variables demográficas sobre el ahorro y la propensión media a ahorrar.

La interpretación económica de los resultados cuantitativos, así como las implicaciones de política económica, demográfica y social que se derivan de los mismos, se presentan en el capítulo III.

f. Importancia

Los hallazgos de esta investigación serán relevantes en la medida en que proporcionen bases teóricas y cuantitativas satisfactorias para la formulación de políticas adecuadas en materia de imposición al ingreso, demográfica y educativa, a fin de elevar los niveles de bienestar socioeconómico de los grupos mayoritarios de la población.

g. Limitaciones

Las principales limitaciones de este estudio pueden atribuirse básicamente a deficiencias en la información manejada. Una de ellas consiste en que la ecuación de ahorros estimada sólo captó el segmento positivo de la misma, pues no se dispuso de información sobre el desahorro. Por la misma razón,



no fue posible incluir en la estimación algunas variables explicatorias, como la riqueza, los activos líquidos y la deuda.

Debido a que el universo sujeto a investigación se constituyó por la población masculina entre los 21 y 60 años residentes en el Area Metropolitana de Monterrey, la generalización de los hallazgos de esta investigación al nivel nacional, estará limitada en la medida en que en otras ciudades del país, sea mayor la participación de la mujer en la fuerza de trabajo.

Deseo aprovechar la oportunidad de hacer patente mi más sincero agradecimiento a los Licenciados Guillermo Aldrett León, Carlos Fabre del Rivero, Antonio Gazol Sánchez y Francisco Maydón Garza ( Asesor ) por el incondicional apoyo que siempre me brindaron y sin el cual no hubiera sido posible la culminación de este modesto estudio; así como a la Señorita Carolina Flores A. por su excelente labor mecanográfica.

## CAPITULO I

### HIPOTESIS DE COMPORTAMIENTO DEL AHORRO

En este capítulo se exponen brevemente las principales hipótesis de comportamiento del ahorro observado en estudios de presupuestos familiares. En la primera sección se plantea la hipótesis ingreso absoluto (Keynesiana)<sup>1/</sup>, acompañada de una síntesis del esquema más sencillo de la teoría general de la ocupación del mismo autor. La hipótesis ingreso relativo (de J. Duesenberry)<sup>2/</sup> aparece en la segunda sección, y en la tercera se expone la hipótesis ingreso permanente (de M. Friedman)<sup>3/</sup>. En la cuarta sección se presenta la hipótesis ciclo de vida (de Ando y Modigliani)<sup>4/</sup>.

- 
- 1/ Keynes, J.M. La teoría general de la ocupación, el interés y el dinero. F.C.E., México, D.F., 1943.
  - 2/ Duesenberry, J. Income, saving and the theory of consumer behavior. Harvard University Press, Cambridge, Mass., 1969.
  - 3/ Friedman, M. A theory of the consumption function. National Bureau of Economic Research, Princeton, 1957.
  - 4/ Ando, A. y Modigliani, F. (1963), "The Life-Cycle Hypothesis of saving: aggregate implications and test", Am. Ec. Rev., vol. 53, no. 1, part 1.

## A. LA HIPOTESIS INGRESO ABSOLUTO

Se ha considerado conveniente incluir una síntesis - del esquema más sencillo de la teoría general de la ocupación, como marco de referencia para la exposición de la hipótesis ingreso absoluto. Además de ubicar en su adecuada perspectiva el papel de la hipótesis Keynesiana acerca de la función consumo o ahorro, esa síntesis permite conocer cualitativamente las consecuencias e implicaciones que, sobre el nivel de ingreso y demanda agregada, resultan de diferentes valores de la propensión marginal a ahorrar o a consumir.

### 1. SINTESIS DEL ESQUEMA MAS SENCILLO DE LA TEORIA GENERAL DE LA OCUPACION

Dada la disponibilidad de recursos, sus precios, y el estado de conocimiento tecnológico, la cuenta de ingreso-producto de la comunidad puede definirse como:

$$V = F + U + R \quad (1)$$

donde  $V$  son las ventas,  $F + U$  es el costo total de producción, - y la diferencia entre el primero y el segundo son las ganancias  $R$ .

Dentro del costo total,  $F$  representa el pago a los  $R$  servicios de los factores productivos que intervienen en el -- proceso y  $U$  es el costo de uso que incluye todas las compras -- entre empresarios, tanto de bienes intermedios como de capital, restando las adquisiciones de bienes de capital y deducida la depreciación.

Es decir, el costo de uso es igual a las compras -- entre empresarios ( $V_1$ ) menos la inversión neta ( $IN$ ):

$$U = V_1 - IN \quad (2)$$

$\hookrightarrow$  El consumo de la comunidad  $C$  es la diferencia entre las ventas totales y las compras entre empresarios:

$$C = (V - V_1) \quad (3)$$

$\nearrow$  El ingreso total de la comunidad es igual a la suma del ingreso de los factores productivos y los beneficios, e -- igual a la suma de consumo e inversión neta:

$$F + R = C + IN = V - U \quad (4)$$

$\nearrow$  Es decir, el ingreso total proviene de dos fuentes:

el ingreso generado en industrias que producen bienes de consumo y de las que producen bienes de capital.

El ahorro es el exceso de ingreso total sobre el consumo total e igual a la inversión neta:

$$A = (V - \underline{U}) - (V - V_1) = V_1 - U = IN \quad (5)$$

El precio de oferta global  $Z'$  es el cambio en costo total derivado de un cambio en la ocupación, es decir, la suma del costo marginal de factores y el costo marginal de uso: (si se supone aditividad)

$$Z' = Z' (N) = \frac{d(F+U)}{dN} = \frac{dF}{dN} + \frac{dU}{dN} \quad (6)$$

Así mismo,  $D'$  es el importe de ventas que relaciona el ingreso marginal de las ventas con varios niveles de ocupación:

$$D' = D' (N) = \frac{d(F+R)}{dN} = \frac{dF}{dN} + \frac{dR}{dN} \quad (7)$$

siendo  $(F+R)$  el ingreso total de la comunidad y  $D'$  el cambio en el ingreso total a consecuencia de cambio en la ocupación.

El nivel de ocupación de equilibrio se determina donde el precio de oferta global iguala al importe de ventas, es decir, cuando la contratación adicional de una unidad de mano de obra aumenta en la misma cantidad los ingresos y los costos directamente atribuibles a ese cambio en la ocupación, pues en ese punto se maximizan los beneficios. En otras palabras, al nivel de ocupación de equilibrio los cambios en los beneficios y en el costo de uso, provocados por un cambio en la ocupación, son iguales a cero, haciéndose equivalentes los cambios en las compras entre empresarios y en la inversión resultantes de ese cambio en la ocupación. Por otra parte, el nivel de ocupación de equilibrio no tiene que coincidir necesariamente con el de ocupación total.

Matemáticamente:

$$Z' (N) = D' (N)$$

$$\frac{dF}{dN} + \frac{dU}{dN} = \frac{dF}{dN} + \frac{dR}{dN}$$

$$\frac{dU}{dN} = \frac{dR}{dN} = 0, \quad y$$

$$\frac{d^2R}{dN^2} < 0$$

Si los empresarios contratan mano de obra a un nivel menor que el de equilibrio, tienen incentivos para elevar la producción y ocupación, pues los beneficios están creciendo; incentivos en dirección opuesta emergen cuando la ocupación contratada por los empresarios es mayor que la de equilibrio.

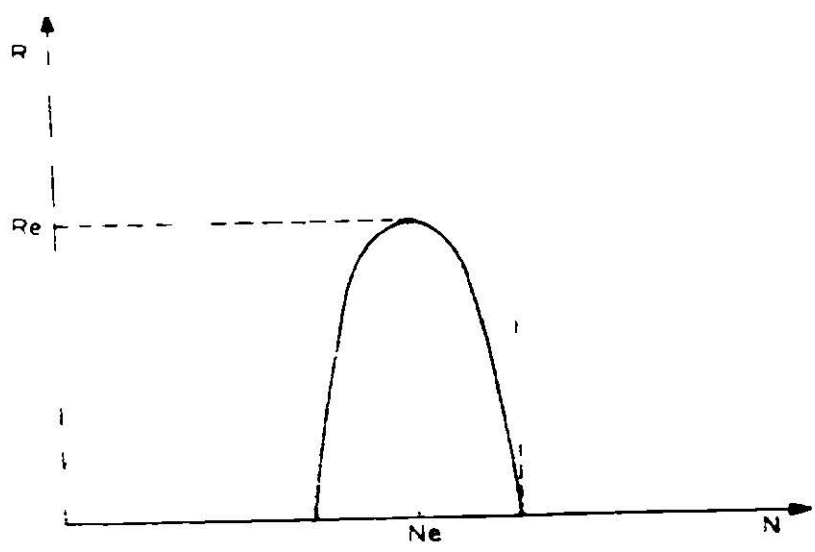
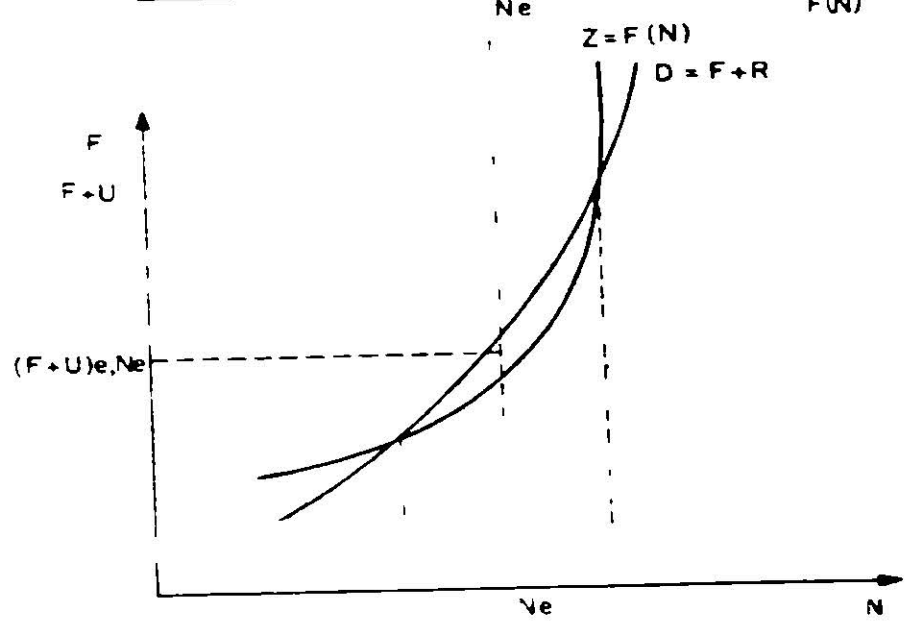
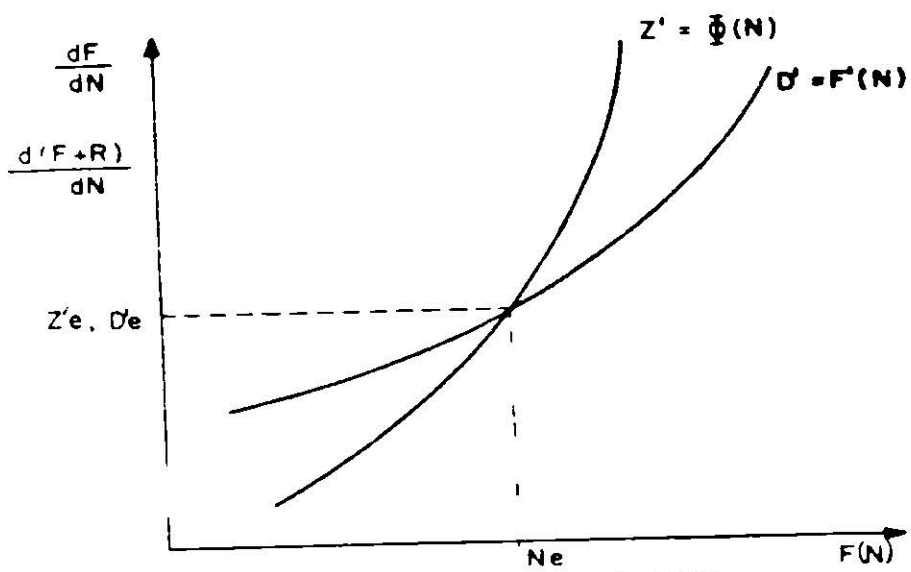
Observemos tres representaciones diagramáticas de la determinación del nivel de ocupación de equilibrio.

En el diagrama inferior de la gráfica 1.1 se observa a los beneficios en función de la ocupación; en el diagrama intermedio están las funciones de ingreso y costo total identificadas como  $Z(N)$  y  $D(N)$ .

En el diagrama superior, el equilibrio se expresa en términos de las primeras derivadas de las funciones de costo e ingresos totales, donde se ve claramente que la segunda derivada de los costos es mayor que la de los ingresos, garantizando la estabilidad del equilibrio.

La ocupación de equilibrio es  $N_e$ , pues a ese nivel los empresarios como agregado maximizan beneficios, como se aprecia en las tres manifestaciones del equilibrio.

Al aumentar la ocupación, aumenta el ingreso; al au-



GRAFICA I. I



mentar éste, el consumo de la comunidad aumenta en menor cantidad que el aumento en ingreso que lo provocó.

Significa que parte del ingreso adicional generado - al aumentar la producción y ocupación no volverá a los empresarios en forma de ventas mayores sino que se ahorra.

Eso implica que para seguir maximizando beneficios, las industrias que producen bienes de capital deben aumentar - simultáneamente la ocupación, de manera que absorban el excedente de producción sobre el consumo de bienes finales.

Si no aumentara la inversión, parte de la producción quedaría sin venderse, los empresarios obtendrían beneficios - menores que los máximos y reducirían la ocupación. Es decir, las motivaciones del comportamiento de los empresarios hacen - necesaria la variación simultánea de ocupación e inversión.

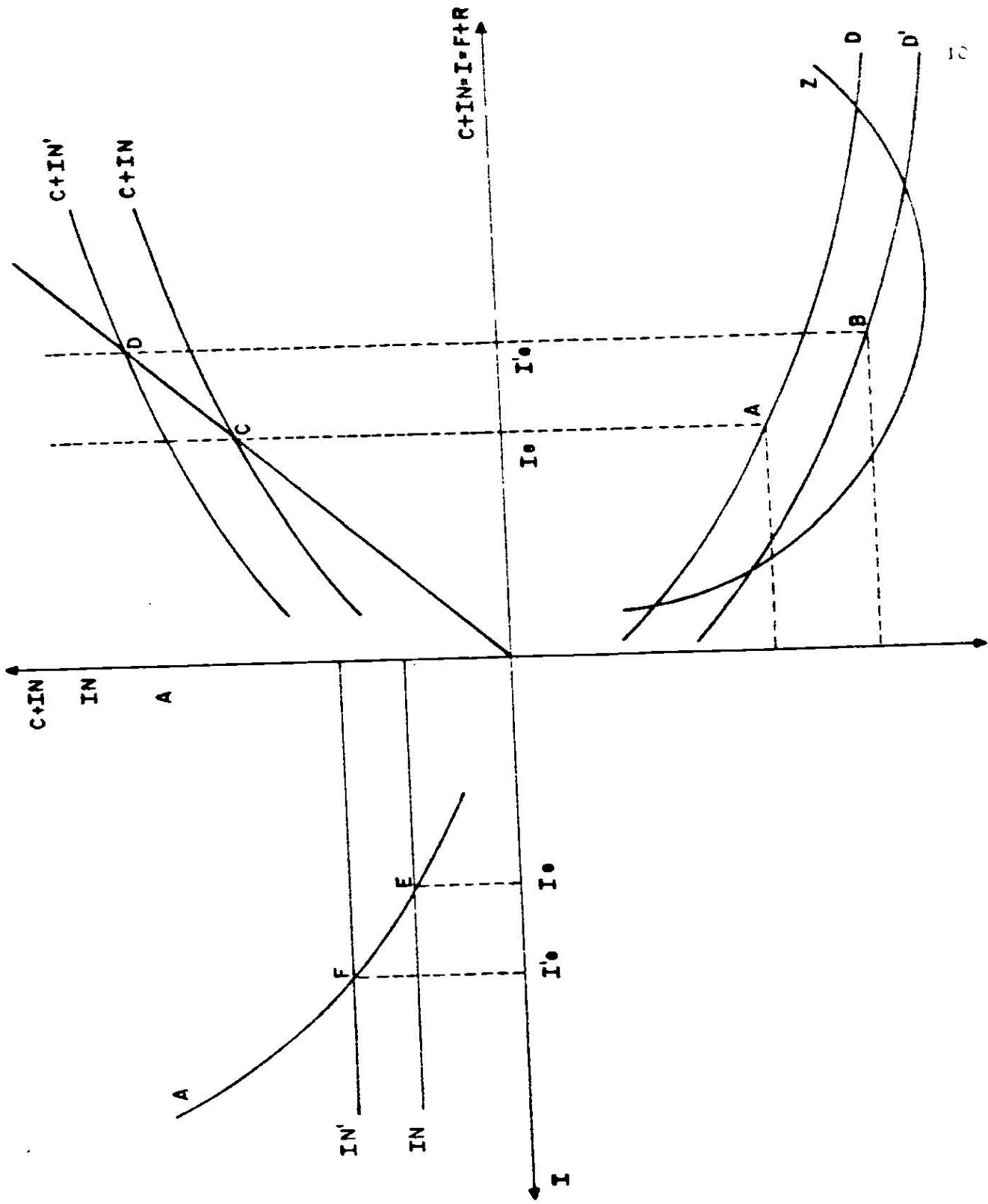
Pero la propensión marginal a consumir aunque positiva, no sólo es menor que la unidad sino también decreciente al aumentar el ingreso; a más altos niveles de ingreso y ocupación, mayor será la diferencia entre producción y consumo (mayor es el ahorro), por lo que es necesario un mayor volumen de inversión que absorba el excedente, si se ha de conservar el equili

brio entre oferta y demanda agregadas, y entre ahorro e inversión.

En la gráfica 1.2, se visualiza la lógica de la estática comparativa del modelo. Al aumentar la inversión, se desplaza la función de demanda agregada en el cuarto y primer cuadrante (inferior y superior de la derecha respectivamente) del sistema de coordenadas cartesianas, trasladando el equilibrio entre oferta y demanda agregada en el cuarto y primer cuadrante de las posiciones A a B, y de C a D respectivamente.

Si al nivel de ocupación correspondiente al punto A hay desocupación, es decir, si hay trabajadores que a los salarios vigentes buscan empleo sin conseguirlo, el cambio en la inversión produce un aumento mayor en el ingreso, aumento que depende del tamaño del multiplicador de la inversión el cuál es el recíproco de la propensión marginal a ahorrar. El aumento en la ocupación depende del tamaño del multiplicador de la ocupación.

En el segundo cuadrante (extrema izquierda), el aumento autónomo en la inversión desplaza el equilibrio entre ahorro e inversión del punto E al F, determinando ahora un nivel de ingreso de equilibrio de  $I'e$  (los valores de la variable ingreso -



GRAFICA I.2

en el eje de las abscisas son simétricos respecto al eje de las ordenadas).

## 2. LA FUNCION AHORRO

Al aumentar el ingreso, aumenta el ahorro (consumo) en una cantidad absoluta menor - incremento determinado por el parámetro del ingreso, es decir por la propensión marginal a ahorrar (consumir); pero aumentos sucesivos en el ingreso producen incrementos proporcionales cada vez mayores (menores), debido a que:

"Los hombres están dispuestos, por regla general y - en promedio, a aumentar su consumo a medida que su ingreso crece, aunque no en la misma proporción<sup>5/</sup>.

De acuerdo con esta especificación del patrón de comportamiento del ahorro, la propensión marginal y la propensión media son positivas, y crecen al aumentar el ingreso. Además, ésto último implica que la elasticidad ingreso del ahorro es - mayor que la unidad, y por lo tanto que la propensión media es menor que la propensión marginal a ahorrar. Todas las afirmaciones previas, pueden expresarse matemáticamente así:

---

<sup>5/</sup> Keynes, J.M. Op. cit., pág. # 99.

$$A = A(I) \quad (1)$$

$$A' = \frac{dA}{dI} > 0 \quad (2)$$

$$\bar{A} = \frac{A}{I} > 0 \quad (3)$$

$$A'' = \frac{d^2A}{dI^2} > 0 \quad (4)$$

$$\frac{d(A/I)}{dI} = \frac{A' - \bar{A}}{I} > 0 \quad (5)$$

$$A' > \bar{A} \quad (6)$$

$$nIA = \frac{dA}{dI} \times \frac{I}{A} = \frac{A'}{\bar{A}} > 1 \quad (7)$$

donde A es el ahorro e I el ingreso.

Asimismo a mayores niveles de ingreso absoluto, mayor será la diferencia entre ingreso y consumo, es decir, mayor será el ahorro.

"por que la satisfacción de las necesidades inmediatas (primarias) de un hombre y su familia, es, generalmente un motivo más fuerte que los relativos a la acumulación, que sólo adquieren predominio efectivo, cuando se ha alcanzado cierto nivel de comodidad"<sup>6/</sup>.

---

<sup>6/</sup> Ibid.

Aún cuando Keynes ofrece una fundamentación intuitiva a su hipótesis, aparentemente aprovechó los resultados de estudios sobre presupuestos familiares realizados por Ernst Engel en Alemania el siglo pasado. En tales estudios, Engel detectó patrones de comportamiento entre el ingreso y algunos componentes del gasto familiar y el ahorro.

Por otra parte, en estudios de presupuestos familiares sí se observa reversibilidad en la función ahorro estimada. Si Keynes adopta este supuesto en el comportamiento del ahorro agregado posiblemente hace una generalización indiscriminada de esa característica típica del comportamiento de las variables en datos de encuesta.

## B. HIPOTESIS INGRESO RELATIVO

Inmediatamente después de la aparición de la Teoría General<sup>7/</sup>, la investigación económica aplicada en E.E.U.U. verificó la función consumo, obteniendo resultados discrepantes entre la información derivada de estudios de presupuestos familiares, la información cíclica y la secular.

La información obtenida de estudios de presupuestos familiares de 1935-1941 y 1941-1942<sup>8/</sup>, arrojó como resultado -- fundamental que las familias de ingreso más alto tienen una propensión media a ahorrar mayor que las demás familias, lo cual apoya la hipótesis ingreso absoluto.

Atendiendo a información cíclica<sup>9/</sup>, se encontró que la propensión media a ahorrar aumenta conjuntamente con el ingreso agregado, pero las diferencias en la propensión media a ahorrar a diferentes niveles de ingreso no son tan significativas como en los datos de presupuestos familiares.

---

<sup>7/</sup> Keynes, J.M. Op. cit.

<sup>8/</sup> U.S. Bureau of Labor Statistics, Consumer Purchase Study, Bulletin, nums. 642-649.

<sup>9/</sup> U.S. Department of Commerce, datos de ingreso y ahorro global desde 1929 hasta 1940.

Utilizando información secular de S. Kuznetz<sup>10/</sup>, se halló constancia en la propensión media a ahorrar en períodos largos, sugiriendo independencia funcional entre aquéllas y el ingreso agregado.

Uno de los primeros observadores de estas discrepancias fue J. Duesenberry<sup>11/</sup>, quien trató de eliminarlas a través de un modelo microeconómico dinámico que introduce deseconomías externas en las funciones de utilidad del consumidor.

La exposición de su hipótesis se inicia presentando su reformulación de la teoría del ahorro; posteriormente se concederá atención a la interpretación que se deriva automáticamente de la anterior, a los datos de encuesta acerca de la relación ahorro-ingreso, extendiéndose superficialmente a su racionalización del comportamiento cíclico y secular de la misma relación.

---

<sup>10/</sup> Kuznetz, S. Uses of National Income in Peace and War. Occasional Paper, núm. 6, National Bureau of Economic Research, 1942.

<sup>11/</sup> Duesenberry, J.M. Op. cit.



## 1. LA REFORMULACION DE LA TEORIA DEL AHORRO

Se pueden considerar como bases adecuadas para la -  
elaboración de una teoría del consumo a las siguientes:

- I) La satisfacción de las necesidades materiales -  
y/o culturalmente determinadas, requiere del consu  
sumo de ciertos bienes y servicios.
- II) Independientemente que las necesidades sean materi  
al o culturalmente determinadas, existen para  
cada necesidad y/o actividad, un conjunto de --  
bienes y servicios de calidad diferente.
- III) De estos bienes, unos son superiores a los otros  
en calidad.
- IV) Siempre habrá acuerdo unánime acerca del orden o  
grado de superioridad de los bienes entre sí. Es  
decir, casi todos los individuos están de acuerdo  
acerca de qué bienes son de mayor calidad que -  
otros.

Existen estímulos muy fuertes para mejorar la calidad  
de los bienes y servicios que se consumen. En primer lugar se  
encuentra la mayor efectividad de los bienes de calidad superior  
para satisfacer la necesidad que provocó su compra.

Otro estímulo para mejorar la calidad de los bienes consumidos consiste en el siguiente fenómeno. Mejorar el nivel de vida se ha convertido en un objetivo social, grabado en el ego ideal de cada persona. Ahora bien la sociedad consta de grupos de características diferenciadas, y existen criterios indicadores de pertenencia a uno de esos grupos. Los individuos que pertenecen a los grupos de ingreso más alto se les identifica como los que han alcanzado éxito en sus actividades profesionales. Los individuos que deseen identificarse como pertenecientes a esos grupos de ingreso más alto, tratarán de imitar los hábitos de éstos particularmente los de consumo.

Por lo tanto, puede establecerse que el nivel de satisfacción alcanzado por un individuo depende exclusivamente de la relación entre sus gastos y el de los demás

$$U_i = U_i (C_i / a_{ij} C_j),$$

donde  $U_i$ ,  $C_i$  son respectivamente el índice de utilidad del individuo  $i$ -ésimo y su consumo;  $a_{ij}$  es la ponderación dada por el individuo  $i$ -ésimo al consumo del individuo  $j$ -ésimo,  $C_j$ .

Al aumentar el consumo de los demás, se genera el efecto demostración en virtud del cual aumenta el consumo del individuo, disminuyendo la provisión para consumo futuro.

Cuando las funciones individuales de utilidad son in dependientes, éstas toman la forma:

$$U_i = F_i (C_{i1} \dots C_{in}, A_{i1} \dots A_{in}),$$
 siendo  $U_i$  la satisfacción,  $C_{iK}$  el consumo y  $A_{iK}$  la riqueza del individuo  $i$ -ésimo en el periodo  $K$ -ésimo.

Cuando las funciones son interdependientes, estas to man la forma:

$$U_i = F_i (C_{i1}/R_i \dots C_{in}/R_i, A_{i1}/R_i),$$
 donde  $R_i = a_{ij} C_j$ , siendo  $a_{ij}$  la ponderación dada por el individuo  $i$ -ésimo al  $j$ -ésimo consumo del individuo  $j$ -ésimo  $C_j$ .

El individuo  $i$ -ésimo maximizará la función anterior sujetándose a restricciones presupuestarias donde se incluiría el ingreso actual, el esperado y la riqueza.

El consumo del individuo  $i$ -ésimo es:

$$C_i/R_i = f(l_{i1}/R_i, \dots, l_{in}/R_i, A_i/R_i, r_1, r_2, \dots, r_m).$$

siendo  $l_{iK}$  y  $r_k$  el ingreso y la tasa de interés respectivamente en el periodo  $k$ -ésimo.

Habr   $r$  variables  $C_i$  y  $r$  ecuaciones, el sistema de ecuaciones se resuelve en ciertos valores de la variable  $C_i$ , determin ndose los niveles intertemporales de consumo que maximizan la satisfacci n de todos los individuos.

## 2. INTERPRETACION DE DATOS SECULARES (LARGO PLAZO)

Se hab a establecido que si disponemos de  $r$  inc gnitas  $C_i$  y  $r$  ecuaciones, el sistema de ecuaciones tiene soluci n.

Las funciones individuales de consumo toman la forma:

$$C_i/R_i = F_i (I_{i1}/R_i, \dots, I_{im}/R_i, A_i/R_i, r_1, r_2, \dots, r_m)$$

Si un conjunto de valores de  $C_i$  constituyen soluci n al sistema de ecuaciones para valores dados al ingreso, riqueza y tasas de inter s,  significa que aquel mismo conjunto de valores de  $C_i$  multiplicados por  $K$ , dan soluci n al sistema de ecuaciones cuando el ingreso y la riqueza se multiplican por  $k$ ?

S , porque como todos los consumos  $C_i$  y  $C_j$ , ingresos  $I_i$  y riqueza  $A_i$  se multiplican por  $K$  los cocientes  $C_i/a_{ij}C_j, A_i/a_{ij}C_j$  se mantienen constantes.

Entonces el consumo es proporcional al ingreso, y el coeficiente de ahorro es independiente del ingreso. Es decir:

$$C = KI \quad A = I(1-K)$$

$$A = I - C \quad A/I = 1 - K.$$

$$A = I - KI$$

### 3. DATOS CICLICOS

#### FLUCTUACIONES A CORTO PLAZO DEL AHORRO

El ahorro depende del nivel absoluto del ingreso  $I_t$  y de la relación entre el nivel actual de ingreso y el máximo ingreso alcanzado en el pasado  $I_t/I_0$  (se supone que  $A_t$  es una función homogénea de 1er. grado respecto al ingreso):

$$A_t = F(I_t, I_t/I_0), \text{ es decir: } A_t/I_t = F(I_t/I_0).$$

Cuando se ajustó la relación:

$$A_t/I_t = a(I_t/I_0) + b$$

a datos cíclicos del departamento de comercio de E.E.U.U., se obtuvieron los siguientes resultados:<sup>12/</sup>

$$a = 0.025; \quad b = 1.96 \text{ y } r = 0.9$$

---

<sup>12/</sup> Ibid.

#### 4. INTERPRETACION DE DATOS DE ENCUESTA

En un momento determinado, las familias de ingresos - más altos, tienen una propensión media a ahorrar mayor que la propensión media de las familias de ingreso más bajo.

El ahorro y la propensión media dependen del ingreso relativo, es decir, dependen funcionalmente de la posición percentilar del individuo en la distribución del ingreso y no del ingreso absoluto. Cuando se verificó esta hipótesis en varias ciudades norteamericanas, se ajustó la relación:

$$Y = a \log x + b$$

donde Y es el porcentaje de ingreso gastado, x es la posición percentilar del individuo en la distribución del ingreso, a da tos de presupuesto familiar, la correlación obtenida fue buena, pero no puede afirmarse que la hipótesis ingreso relativo dé - mejor ajuste que la del ingreso absoluto, porque cuando se aso cian el porcentaje de ingreso consumido al ingreso absoluto, - se obtienen resultados igualmente buenos. El ingreso absoluto y la posición percentilar en la distribución del ingreso se - ajustan a una relación logarítmica normal.

Por consiguiente, no puede invalidarse ni una ni -- otra hipótesis. Lo único que puede afirmarse es que la hipótesis ingreso relativo no es incompatible con los hechos.

La hipótesis ingreso relativo implica que a largo - plazo, el coeficiente de ahorro global es independiente del ingreso, y que cíclicamente el coeficiente de ahorro depende funcionalmente del ingreso inmediato anterior más alto. Esta hipótesis implica también que con datos de encuesta, la propensión media a ahorrar depende de la posición percentilar del individuo en la distribución del ingreso.

Cuando se asocian el porcentaje de ingreso consumido y la posición percentilar, se obtiene un ajuste tan bueno como al asociarse aquel mismo porcentaje al ingreso absoluto, por - lo que podemos esperar que cuando se usa la hipótesis ingreso absoluto complementada con variables socio-demográficas, lo no explicado por regresión, sea menor que usando la hipótesis ingreso relativo.

La función demanda ha desaparecido de la teoría del comportamiento del consumidor. Las variaciones en los gustos de los consumidores y en los precios ya no ejercen influencia en el consumo, pues han sido sustituidos por consideraciones -

sociológicas que influyen en el consumo global del individuo, mientras que aquéllos aunque repercuten en la composición del gasto de los consumidores, la composición no influye en el índice de utilidad.



### C. HIPOTESIS INGRESO PERMANENTE

Esta hipótesis<sup>13/</sup> constituye uno de los últimos y - más importantes intentos de conciliar la interpretación de los resultados de verificar cíclica y secularmente y con datos de encuesta la relación funcional entre ingreso y consumo.

En la primera sección se expone la derivación de la función consumo medido, y en la tercera sección, se describe - la relación entre ingreso y consumo medidos.

#### 1. DERIVACION DE LA FUNCION CONSUMO

Supuestos:

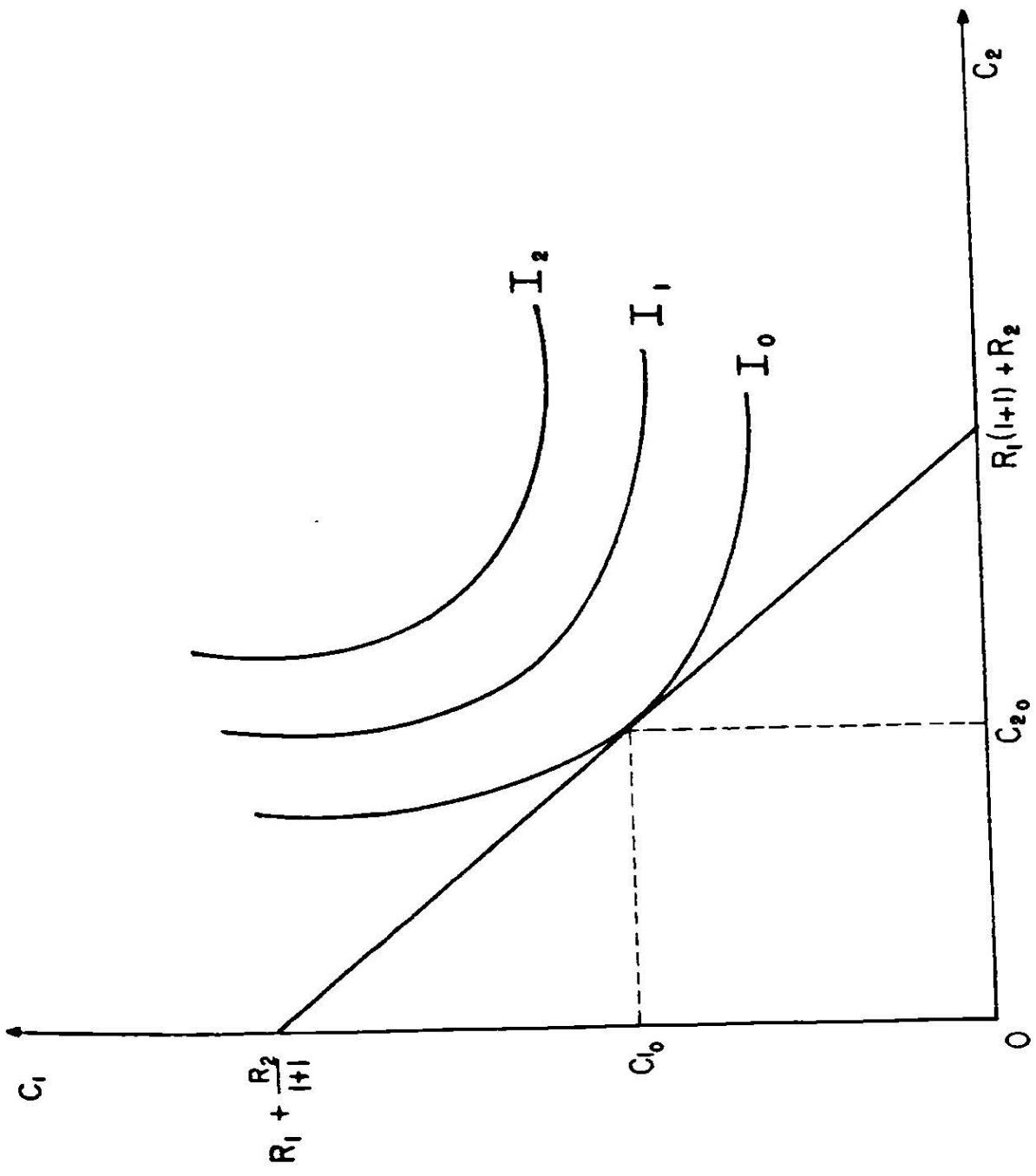
- a) Dos unidades de tiempo
- b) Certidumbre sobre precios e ingresos futuros
- c) Tasa de interés positiva

En la gráfica 1.3 sea  $R_1$  el ingreso en el periodo 1, y  $R_2$  el ingreso en el periodo 2. Si el consumidor decidiera - gastar todo su ingreso presente y futuro en el periodo 1, gastaa rfa:

$$R_1 + \frac{R_2}{1 + i} \quad (1)$$

---

<sup>13/</sup> Friedman, M. Ibid.



GRAFICA I.3

donde el segundo término es el máximo préstamo que podría conseguir a cuenta del ingreso en el periodo 2.

Si el consumidor decidiera gastar todo su presupuesto en el periodo 2, dispondría de;

$$R_1 (1 + i) + R_2 \quad (2)$$

donde el primer término es el valor futuro del ingreso en el periodo 1.

La línea que une los puntos de consumo presente y futuro, constituye la línea que define y limita las posibilidades de gasto. Las curvas de indiferencia representan las combinaciones de consumo presente y futuro que dan igual satisfacción al consumidor.

El consumidor optimiza su satisfacción donde se hacen tangentes las curvas que definen lo que el consumidor quiere y puede hacer, es decir, donde se hacen tangentes la línea de presupuesto y la curva de indiferencia más alta que puede alcanzar.

El consumo del periodo 1 depende de:

$$C_1 = f (W_1, i), \quad (3)$$

donde  $W_1 = R_1 + \frac{R_2}{1+i}$ , (4)

es la riqueza del individuo en el periodo 1. Significa que el consumo no cambiará al variar el ingreso presente, si el movimiento en éste es compensado por un cambio simultáneo en sentido inverso en el ingreso futuro.

Sea  $C_p = F\left(\frac{I_p}{i}, i\right) = g(I_p, i) = g(iW, i)$  (5)

donde  $iW = I_p$  o ingreso permanente. La especificación propuesta define proporcionalidad en la función consumo:

$$C_p = K(i, u) I_p = K I_p$$

siendo  $u$  la influencia de los gustos, manifestándose en la forma de las curvas de indiferencia.

Al relajar el supuesto de certidumbre, se dificulta el análisis de las decisiones del consumidor entre consumo presente y futuro a través del enfoque preferencia.

‡ Una posible interpretación de las curvas de indiferencia colocarla en el consumo futuro una distribución de probabilidad de los consumos máximos, o bien los valores esperados de tal distribución de probabilidad.

La otra consecuencia de introducir incertidumbre, es que el consumidor se verá obligado a formar una reserva financiera para emergencias o imprevistos, con lo que se introduce una variable adicional en la función consumo, y es  $w$ : el coeficiente de riqueza no humana a ingreso permanente.

$$C_p = K(i, w, u) I_p = KI_p \quad (7)$$

## 2. INTERPRETACION DE LA FUNCION CONSUMO MEDIDO .

En general, podemos considerar que tanto el consumo como el ingreso medidos incluyen un componente transitorio o aleatorio y un componente permanente:

$$C = C_p + C_t \quad (8)$$

$$I = I_p + I_t \quad (9)$$

Los componentes transitorios no tienen correlación con sus correspondientes componentes permanentes ni tienen correlación entre sí:

$$\rho_{I_p I_t} = \rho_{C_p C_t} = \rho_{I_t C_t} = 0 \quad (10)$$

### 3. RELACION ENTRE INGRESO Y CONSUMO MEDIDOS. INTERPRETACION DE DATOS DE ENCUESTA

Al estimar los parámetros de la relación funcional - consumo-ingreso, se observa que:

$$C = a + bI \quad (11)$$

donde:

$$b = \frac{\sum (c - \bar{c}) (I - \bar{I})}{\sum (I - \bar{I})^2} \quad (12)$$

$$a = \bar{c} - b\bar{I} \quad (13)$$

Haciendo las sustituciones correspondientes de las igualdades (8), (9) y (10) en la (12) y (13), se obtiene lo siguiente:

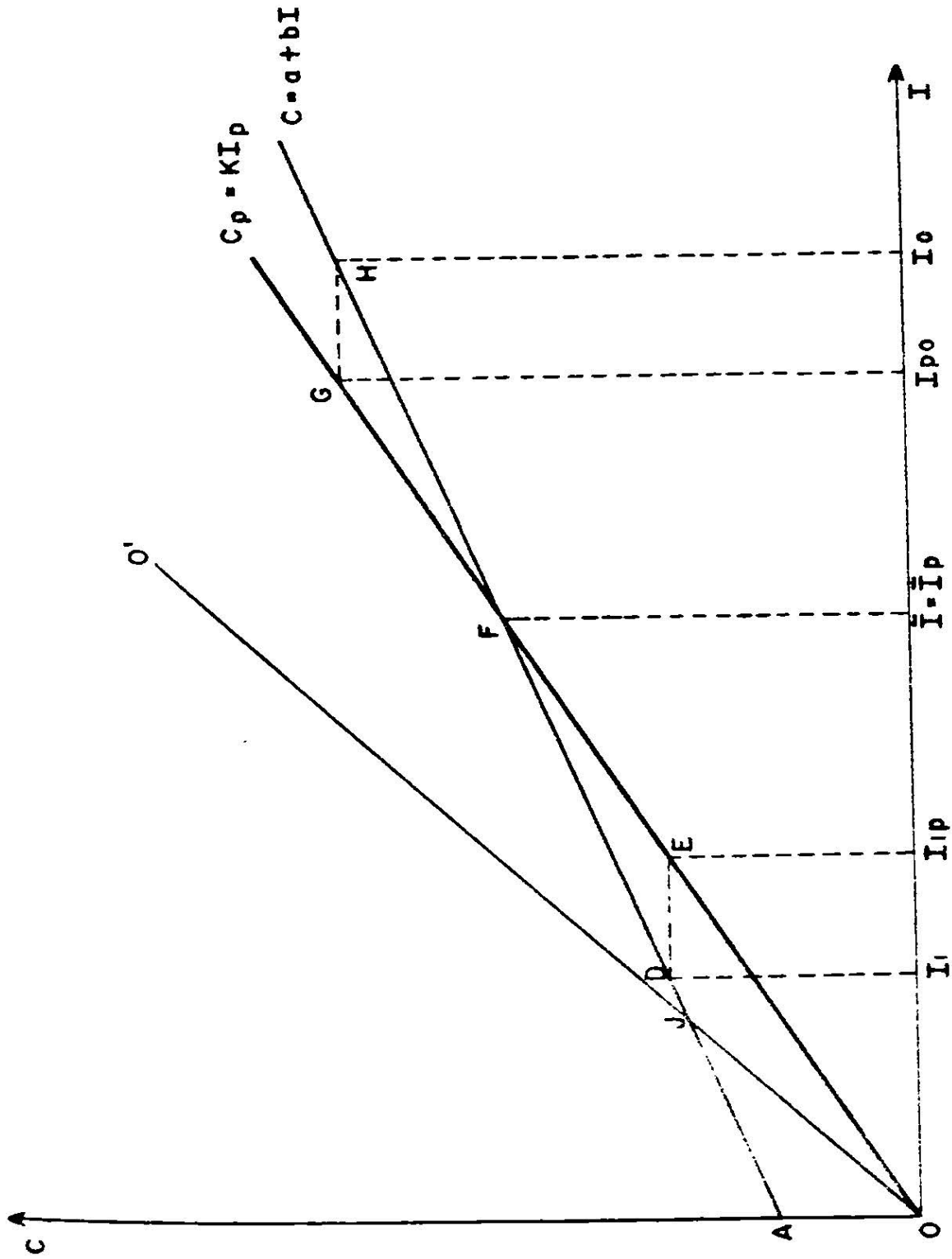
$$b = \frac{K \sum (I_p - \bar{I}_p)^2}{(I - \bar{I})^2} = KP_I \quad (14)$$

$$a = C_t - b\bar{I}_t + K (I - P_I) \bar{I}_p \quad (15)$$

$$\eta_{ci} = \frac{dC}{dI} \times \frac{I}{C} = K P_I \frac{I}{C} \quad (16)$$

$$\eta_{ci} = P_I, \quad \text{en la media muestral } (\bar{c}, \bar{I})$$

donde  $\eta_{ci}$  es la elasticidad ingreso del consumo.



GRAFICA I. 4

En la gráfica 1.4 puede observarse la relación entre consumo e ingreso medidos. El ingreso permanente promedio de las familias que recibieron un ingreso medido de  $l_0$ , y que tienen un consumo permanente promedio de  $\overline{l_{p_0}}$  es de  $l_{p_0}$ .

La fracción  $\frac{l_0 - l_{p_0}}{l_0 - \bar{l}}$  representa la parte de la di-

ferencia en el ingreso medido promedio de tales familias y el ingreso medido promedio de todo el grupo que se atribuye a la diferencia en el componente transitorio promedio. Si esa fracción fuera igual para todas las familias:  $1 - P_1$ , la función consumo medido sería una recta. Si la fracción de la varianza del ingreso medido explicada por la diferencia en ingreso permanente  $P_1 = 1$ , significa que el ingreso medido es igual al ingreso permanente y la función consumo medido se hace equivalente a la función consumo permanente. Cuando  $P_1 = 0$ , la función consumo medido se transforma en una recta horizontal.

Generalmente  $K < 1$ , el consumo permanente promedio es menor que el ingreso permanente promedio. Eso no significa que



el consumo medido sea necesariamente menor que el ingreso medido, pues las distancias verticales entre la recta de  $45^\circ$ ,  $C = 1$ , y la función consumo medido representan el ahorro o desahorro medido promedio.

La idea principal del razonamiento de Friedman en el planteamiento de estas hipótesis consiste en concebir el comportamiento del consumidor, como ajustador de su ingreso disponible medido de modo de estabilizar o suavizar el consumo a través del tiempo, comprando bienes durables cuando el ingreso medido está muy por encima del ingreso permanente y desahorrandose o endeudándose cuando pasa lo contrario.

En condiciones de certidumbre completa acerca de precios, ingreso y riqueza futuros, Friedman deriva una función consumo microeconómica -que especifica proporcionalidad entre ingreso y consumo permanentes- a partir del análisis de asignación intertemporal de recursos del consumidor.

Al introducir incertidumbre, el propio Friedman reconoce que la interpretación de las curvas de indiferencia se dificulta, pues en el consumo futuro tendremos una distribución de probabilidad de valores máximos de consumo futuro, interpretando éstas como valores esperados de la distribución de proba

ilidad.

Otra deficiencia importante consiste en la falta de fundamentación deductiva de la especificación de la función - consumo que propone una relación proporcional entre consumo e ingreso permanentes.

#### D. LA HIPOTESIS CICLO DE VIDA

"El modelo de Modigliani y Brumberg parte de la función de utilidad del consumidor individual, se supone que su utilidad está en función de su propio consumo agregado en periodos actuales y futuros. Se supone, además, que el individuo maximiza su utilidad sujeta a sus recursos disponibles, los cuales son la suma de sus ingresos actuales y futuros descontados y su riqueza neta actual.

Como resultado de esta maximización, el consumo actual del individuo puede expresarse como función de sus recursos y la tasa de rendimiento del capital, donde los parámetros dependen de la edad. Las funciones de consumo individual obtenidas se agregan para arribar a la función consumo agregada para la comunidad.<sup>14/</sup>

Los recursos del consumidor consisten en la suma del valor neto de su riqueza actual, del valor presente de su ingreso distinto del ingreso a la propiedad, menos el valor presente de regalos, herencia y testamentos planeados.

---

<sup>14/</sup> Ando y Modigliani, Ibid.

La cantidad asignada a consumo es proporcional a estos recursos. Sin embargo, el consumo en el periodo  $t$  difiere de esta cantidad asignada, por ciertos factores estocásticos y gastos transitorios,  $V_T^t$  :

$$C_t^T = K_t^T R_t^T + V_t^T$$

donde  $t$  se refiere al periodo bajo estudio,  $C_t^T$  es el consumo actual,  $R_t^T$  son los recursos y  $K_t^T$  es el factor de proporcionalidad que depende de la edad  $T$  del individuo.

Consecuentemente, la propensión media a ahorrar es baja en los grupos de jóvenes, alcanza su máximo en la madurez y es negativa o muy baja en el retiro o jubilación del individuo.

Baja esta hipótesis se considera la posibilidad de que los componentes transitorios del consumo e ingreso estén correlacionados, por lo que tanto el ingreso medido como el permanente son determinantes del consumo medido:

$$C_t = T(K_t, I_t, I_{pt}).$$

Es decir, el componente transitorio del ingreso tiene efecto (aunque pequeño) en el consumo corriente.

La hipótesis ciclo de vida es fundamentalmente una hipótesis de "riqueza permanente", y propone una especificación de proporcionalidad entre el consumo y la riqueza permanente, - donde la constante de proporcionalidad  $K$  varía no con la tasa de interés, como en la hipótesis ingreso permanente, sino con la edad del consumidor.

Esta hipótesis, al igual que la hipótesis ingreso -- permanente, tampoco ofrece una fundamentación adecuada a la especificación de proporcionalidad en la función consumo.

Es posible que sus deficiencias más importantes radiquen en dos de los supuestos. El primero establece que el coeficiente  $K_t^T$  es el mismo para cada componente de los recursos -  $R_t^T$ . Si un individuo de edad  $T$  recibe una unidad extra de recursos, el efecto en su consumo planeado es el mismo independientemente de que esa unidad sea recibida en la forma de ingreso, o una adición a los activos, o un aumento del valor presente de los ingresos futuros.

Este supuesto parece ser poco plausible debido a que desde el punto de vista del consumidor, un peso (o unidad) de ingreso actual, un peso de ingreso futuro y un peso de riqueza

neta, no son sustitutos perfectos, excepto en un mundo de certidumbre perfecta y de costos nulos de transacciones.

El otro supuesto es que el consumidor intentará estimar un flujo de ingreso futuro, antes de que seleccione una tasa "apropiada" a la cual descontar el flujo, a fin de estimar el flujo de su capital humano en cualquier momento, estimaciones que son susceptibles de introducir elementos de subjetividad.

## CAPITULO II

### METODOLOGIA Y RESULTADOS DEL ANALISIS MULTIVARIADO

A continuación se describen e interpretan la metodología y resultados obtenidos al usar algunas técnicas multivariadas para cuantificar el efecto de algunas variables socioeconómicas sobre el ahorro familiar e individual.

Las técnicas multivariadas son: análisis de regresión múltiple, análisis de varianza y análisis de componentes principales.

Las variables explicatorias que se manejan son el tamaño de la familia, el ingreso, la edad, la educación, y situación de propiedad de vivienda del entrevistado.

## A. CARACTERISTICAS GENERALES DE LA ESTIMACION ESTADISTICA A PARTIR DE DATOS DE ENCUESTA

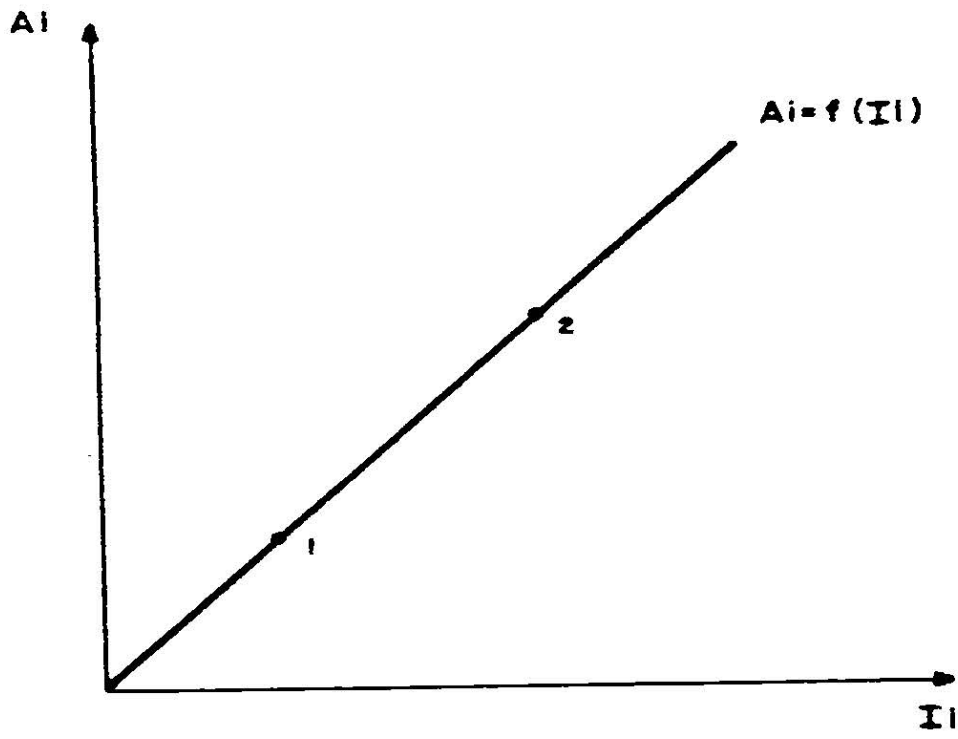
En la estimación de relaciones funcionales a partir de datos de encuesta, el supuesto implícito es que la asociación de diferentes valores de, por ejemplo, el ingreso y el ahorro, correspondientes a diferentes individuos, se interpretan como cambios en el ahorro individual atribuibles a cambios en el ingreso del mismo individuo.

Es decir, si llamamos  $A$  al ahorro,  $I$  al ingreso, y  $t$  a la unidad de tiempo, el supuesto es que el individuo  $j$  que asocia  $A_{jt}$  a  $I_{jt}$ , se comportaría como el individuo  $K$  que asocia  $A_{kt}$  a  $I_{kt}$ , si la variable  $I$  del primero cambiara de  $I_{jt}$  a  $I_{kt}$ .

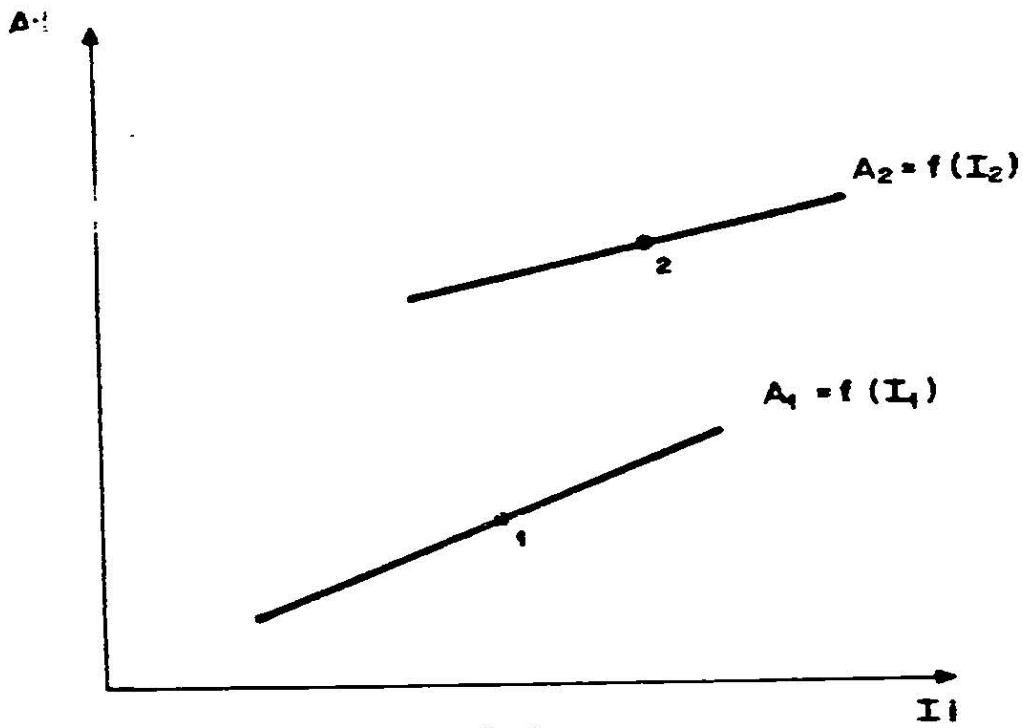
Esto a su vez supone homogeneidad entre los individuos o familias en las variables distintas del ingreso. Al incluir parte de esas variables que guardan relación causal sobre el ahorro, se reconoce la heterogeneidad interfamiliar en esas variables.

El hecho de no incluir a otras variables presumiblemente explicatorias dentro del análisis no implica que se supon





(a)



(b)

ga homogeneidad interfamiliar en esas variables. En algunos -  
 casos, como la riqueza, los activos líquidos y la deuda, no --  
 fue posible disponer de información, aunque haya hipótesis --  
 para justificar su influencia en el ahorro, y por lo tanto su  
 consideración en el estudio. De hecho, esta es una de las --  
 más fuertes limitaciones del análisis.

Considérese la función:

$$A_i = f(I_i) \quad -$$

donde:  $i = 1, 2, 3, \dots, n$  familias.

Si se dispone de datos de encuesta para estimar es-  
 ta función, la ecuación resultante puede interpretarse de dos  
 formas. Sean los puntos (1) y (2) de la gráfica 11.1, las pa-  
 rejitas de valores de ahorro e ingreso que corresponden, respecti-  
 vamente a las familias (1) y (2).

Bajo la primera interpretación (a) cada combinación  
 familiar de ingreso y ahorro es un punto de la ecuación ajusta-  
 da por regresión. En la segunda interpretación (b), cada fami-  
 lia tiene su microfunción de ahorro y la pareja observada de -  
 valores corresponde a un punto de su propia ecuación.

Tiene más sentido económico concebir los datos observados bajo la segunda interpretación pues, como se verá después, es más adecuada al planteamiento teórico de la ecuación microeconómica. Consecuentemente, puede considerarse que la diferencia entre las ecuaciones microeconómicas bivariadas de las familias 1 y 2 se explica por la existencia de diferencias simultáneas en un conjunto de variables socioeconómicas.

La ecuación microeconómica multivariada del ahorro familiar representa la relación funcional promedio de todas las microecuaciones familiares de ahorro. Es decir, un parámetro de una microecuación estimada se interpreta como parámetro promedio de los parámetros de todas las microecuaciones familiares.

De lo anterior se desprende que no se pretende estimar modelos predictivos sino explicativos. Es posible, por lo tanto, que los resultados del análisis multivariado sean más útiles para la racionalización cuantitativa de la toma de decisiones de política económica, que para la planeación económica.

El análisis multivariado se realizó sin agrupar las observaciones, pues parece ser que las ventajas de hacerlo así superan a las desventajas.

En principio, cuando se agrupan las observaciones se pierde información. Una ventaja importante de manejar observaciones sin agrupar es que se toma en cuenta un gran número de grados de libertad para el estudio de varias variables. Además, es posible examinar la distribución de residuales, y estudiar sus propiedades. Otra ventaja de usar datos no agrupados es que permite introducir variables semicualitativas, como la situación de propiedad de vivienda de la familia.

Una desventaja es que deja amplia variabilidad en los datos. La varianza del ahorro familiar es mayor que la varianza entre los promedios de las variables explicatorias incluidas en el estudio.

Sin embargo, una varianza amplia en el ahorro familiar permite detectar efectos de más de una o dos variables explicatorias. Esto hace factible el análisis multivariado.

Asimismo el análisis multivariado es más necesario e importante en la estimación a partir de datos de encuesta, que en la estimación con series de tiempo debido, entre otras razones, a que algunas variables difieren ampliamente entre las familias en un momento particular, pero cambian poco, en promedio, dentro de un periodo. En otras palabras, en la estima-

ción a partir de datos de encuesta, es factible, necesario y deseable el uso de análisis multivariado.

Finalmente cabe advertir que la amplia variabilidad observada en el ahorro familiar, en relación a la encontrada en las variables explicatorias, aunada a la ausencia de algunas variables importantes ya mencionadas anteriormente, contribuyen a explicar los relativamente bajos coeficientes de determinación múltiple que se obtienen en las estimaciones efectuadas. (Este fenómeno se acentúa cuando se estiman modelos con la propensión media a ahorrar familiar como la variable dependiente).

## B. UN MODELO DE COMPORTAMIENTO DEL AHORRO

La presentación del siguiente modelo microeconómico del ahorro no pretende constituir una teoría sobre la naturaleza de la influencia de las variables explicatorias sobre el ahorro familiar.

La finalidad de este planteamiento consiste en ubicar la selección e identificación de variables explicatorias - adecuadas para el análisis estadístico de datos de encuesta, - en el contexto del conjunto de variables que influyen intertemporal e interfamiliarmente en el ahorro.

### B.1 FORMULACION DEL MODELO MICROECONOMICO

Al investigar el comportamiento intertemporal e interindividual del ahorro, se encuentran algunas variables comunes a ambos, y un conjunto de variables específicas a cada tipo de comportamiento, que obviamente no influyen en el otro. Entre las variables comunes a ambos tipos de comportamiento se encuentran el ingreso y la riqueza o saldos monetarios reales.

Así por ejemplo, al estudiar el comportamiento intertemporal del ahorro, se observa que los principales determinan

tes de éste son aquellas variables comunes, conjuntamente con la tasa de inflación, y la tasa de interés, mismas que permanecen constantes en el estudio del comportamiento interindividual.

Recíprocamente, cuando se investigan los factores -- más contribuyentes para explicar el comportamiento interindividual del ahorro, se identifican a las variables comunes ya mencionadas y a un conjunto de variables socioeconómicas, las cuales ejercen casi nula influencia en el comportamiento intertemporal del ahorro, pues varían muy a largo plazo.

Es decir intertemporalmente:

$$A_i = f \left( I_i, \frac{M}{P}_i, \frac{\dot{P}}{P}, r, X_j, u \right)$$

donde A es el ahorro, I el ingreso, M/P son los saldos monetarios reales,  $\frac{\dot{P}}{P}$  es la tasa de inflación, r es la tasa de interés,  $X_j$  es un conjunto de variables socioeconómicas y u es un elemento aleatorio aditivo, donde  $X_j$  es casi cero, en el periodo i-ésimo.

Al investigar el comportamiento interindividual, la tasa de interés y la tasa de inflación se convierten en cero,

por lo que

$$A_i = F (I_i, (M/P)_i, X_j, u)$$

donde  $i = 1, 2, 3 \dots n$  familias.

El conjunto de variables socioeconómicas incluye el tamaño de familia, la edad, educación y situación de propiedad de vivienda del entrevistado.

En principio, se ha optado por estimar relaciones funcionales del ahorro familiar, que son lineales en los parámetros y en las variables explicatorias, con el propósito de dar uniformidad al manejo de las técnicas multivariadas.

El modelo lineal es, por lo tanto:

$$A = F (I, T.F., Edad, Educación, S.P. V.) + U, \quad - -$$

donde A es el ahorro, I el ingreso, T.F. el tamaño de la familia y S.P.V., la situación de propiedad de vivienda.

## B.2 FORMULACION DEL MODELO DE PROBABILIDAD

Un supuesto básico en el modelo de probabilidad es que se está tratando de estimar parámetros de ecuaciones de comportamiento sujetos a elementos aleatorios aditivos, los cuales surgen de las variables excluidas, de un elemento impre



dictible de aleatoriedad en el comportamiento humano, y de -- errores de medición en las variables explicatorias.

Se supone que los elementos aleatorios se distribuyen de acuerdo a alguna ley probabilística con las siguientes características:

La media de los elementos aleatorios o residuales es igual a cero, y su varianza es constante, es decir, su varianza es independiente de las variables explicatorias, y

Los residuales son independientes entre sí (Este último supuesto es innecesario en este estudio pues sólo se aplica al análisis de series de tiempo).

## C. LA INFORMACION

### C.1 PROCEDENCIA DE LA INFORMACION

La información utilizada se tomó de una investigación realizada por el Centro de Investigaciones Económicas de la Universidad Autónoma de Nuevo León, bajo la coordinación del Lic. Jorge Balán y Lic. Elizabeth J. de Balán<sup>15/</sup>.

Esa investigación recolectó, mediante una muestra probabilística, amplia información sobre características socioeconómicas de familias regiomontanas. El diseño de la investigación y de la muestra es explicado claramente por los autores del citado estudio.

### C.2 DEFINICION DE VARIABLES

El ahorro es la parte del ingreso que no se consume.

El ahorro familiar se define como la suma de aumentos en activos y disminuciones de pasivos (incluyendo las primas de seguro pagadas), menos las disminuciones de activos y aumentos de pasivo, durante 1964.

---

<sup>15/</sup> Balán, J. y E.J. de Balán. Movilidad social, migración y fecundidad en Monterrey Metropolitano, C.I.E. de U.N.L., Monterrey, N.L., 1966.

El concepto de ingreso que se maneja es el ingreso - disponible generado por el entrevistado, y que incluye los sobresueldos, aguinaldos, horas extras, premios y comisiones, reparto de utilidades y otros pagos, deduciendo el impuesto a -- productos del trabajo y/o del capital (en su caso), el impuesto para la educación, cuotas de seguro social, cuotas sindicales y otras deducciones en 1964.

El tamaño de familia es el número de miembros de la familia en 1964.

La edad del entrevistado se calcula para el año 1964.

La educación incluye todos los años de escolaridad - del entrevistado.

La situación de propiedad de vivienda del entrevistado es una variable de clasificación (ficticia) y que toma el - valor de cero cuando aquél es arrendatario de vivienda y terreno y vale uno cuando el entrevistado es propietario de vivienda y terreno. Generalmente el propietario de terreno lo es tam - bién de vivienda, y el arrendatario de terreno lo es también de vivienda.

### C.3 CLASIFICACION DE LOS ENTREVISTADOS

El universo lo constituyó la población masculina entre

los 21 y 60 años residentes en el Area Metropolitana de Monterrey en 1964. Se entrevistaron 1 800 individuos, de los cuales 490 declararon haber ahorrado en 1964. Es decir, el 27.2 por ciento de los entrevistados informó haber ahorrado en ese año. El error de estimación, dado un nivel de confianza de 85%, fue de 8.6%.

Del total de 490 individuos que ahorraron, se formaron cuatro grupos homogéneos. En el primer grupo se reunió a 249 jefes de familia, los cuales eran los únicos miembros familiares con ingresos propios. Por lo tanto, el ingreso y ahorro del entrevistado son el ingreso y ahorro familiares.

En el segundo grupo, se encuentran 126 entrevistados, que resultaron ser jefes de familia, pero no los únicos miembros familiares con ingresos propios. El ingreso y ahorro del entrevistado son individuales.

En el tercer grupo hay 76 entrevistados que no son jefes de familia. Consecuentemente el ingreso y ahorro del entrevistado, son individuales.

En el cuarto grupo hay 29 jefes de familia, únicos miembros familiares con ingresos propios, y propietarios de empresas agropecuarias y/o de empresas no agropecuarias.

Lo anterior significa que en el primer grupo se estudia el ahorro familiar de trabajadores, en el segundo grupo, se estudia el ahorro de jefes de familia, en el tercero, se estudia el comportamiento del ahorro individual y en el cuarto grupo se investiga el comportamiento del ahorro familiar de dueños de empresas.

En el segundo grupo, el ahorro del jefe de familia no representa el ahorro familiar debido a que no es el único miembro familiar con ingresos propios, además estos jefes de familia son trabajadores.

Por lo tanto, en cada grupo de ahorradores se estudia el comportamiento de una variable conceptual y empíricamente diferente. Además de estimar la ecuación microeconómica de ahorro para cada grupo de entrevistados, se estiman las ecuaciones correspondientes a propietarios y a arrendatarios de la vivienda familiar.

#### D. PRESENTACION DE RESULTADOS

En esta sección se exponen brevemente los resultados obtenidos en los primeros modelos de regresión, que se corrieron en un computador electrónico, usando programas catalogados.

Inicialmente, se presentan los coeficientes de regresión y estadígrafos relacionados de 12 ecuaciones empíricas del ahorro, en una tabla sumaria, y se esbozan algunos comentarios.

La segunda tabla presenta los valores medios de las variables explicatorias. En la siguiente tabla aparecen los coeficientes y estadígrafos relacionados de 12 ecuaciones empíricas de ahorro que se seleccionaron a través de varios procedimientos de regresión por pasos. Los resultados son comentados brevemente. Cabe anticipar que se seleccionaron los modelos que incluyen sólo variables significativas.

Posteriormente se examina la validez empírica de algunos supuestos del modelo de probabilidad, a través del análisis de residuales. En la tabla # 4 se presentan los resultados del primer análisis de residuales que se practicó a cada una de las 12 ecuaciones seleccionadas. Asimismo, se describen

los resultados de otros análisis de residuales y se hacen algunos comentarios breves.

#### D.1 RESULTADOS PRELIMINARES

En términos generales, puede observarse en la tabla # 1, que el ajuste de las ecuaciones a los datos es satisfactorio, pues en todos los casos la probabilidad de que se atribuya al azar el valor de F obtenido, es menor del 5%, lo que indica que los ajustes son altamente significativos. En sólo tres casos las variables explicatorias contribuyen con menos del 50% a la variación total del ahorro, y sólo en cuatro casos es mayor la desviación estándar de la estimación a la media del ahorro.

El ingreso, además de influir significativamente en todas las ecuaciones, contribuye, en todos los casos, con más del 90% de la variación explicada por regresión; lo cual refleja en gran medida el hecho de que las restantes variables explicatorias no influyen significativa y sistemáticamente en todas las ecuaciones.

En el primer grupo de ahorradores, la educación y la situación de propiedad de vivienda no resultaron significati--

vas, es decir, los parámetros estimados de estas variables son menores que sus desviaciones estándar respectivas; o visto de otro modo, la contribución de esas variables a la explicación de la variación total del ahorro es relativamente baja. Además el coeficiente de correlación entre la educación y el ingreso es de 0.68, lo cual repercute en el tamaño de la desviación estándar del parámetro estimado de la educación. (Véase la tabla No. 8).

En el subgrupo de 181 arrendatarios, la educación tampoco resulta significativa, debido a que el coeficiente de correlación con el ingreso es de 0.67.

La multicolinealidad nuevamente aparece en el subgrupo de 68 propietarios, pues sólo el ingreso influye significativamente en el ahorro.

Aún cuando la propensión marginal a ahorrar sea menor en el subgrupo de propietarios, el ingreso, ahorro y propensión media a ahorrar, son mayores en este subgrupo que en el de arrendatarios.

En el segundo grupo de ahorradores, la única variable no significativa es la edad. En el subgrupo de 92 arrendatarios, todas las variables son significativas, mientras que en el subgrupo de 34 propietarios, sólo el ingreso influye significativamente en el ahorro; pero en este grupo, el -



ingreso, ahorro y la propensión media y marginal es mayor que en el grupo de arrendatarios.

En el tercer grupo de ahorradores, el ingreso, el ahorro y la propensión media y marginal a ahorrar son mayores en el subgrupo de propietarios que en el segundo grupo de arrendatarios.

En el cuarto grupo de ahorradores, el ingreso, el ahorro y la propensión marginal a ahorrar del subgrupo de arrendatarios, son mayores que los del subgrupo de propietarios; sin embargo la propensión media a ahorrar es mayor en este grupo.

Aún sin formular hipótesis específicas sobre la naturaleza de la influencia de las variables explicatorias sobre el ahorro, puede observarse que los entrevistados con mayores ingresos, en general, ahorran más y sus propensiones medias y marginales a ahorrar, son mayores que los correspondientes a los entrevistados con menores ingresos, dentro y entre los grupos de ahorradores. (Véanse las tablas Nos. 1 y 2).

Asimismo es normal que en el grupo 1 (de trabajadores), los mayores ingresos se asocien estrechamente a más altos

niveles de educación, y que en el grupo # 3 el tamaño de familia y la situación de propiedad de vivienda no ejerzan influencia significativa en el ahorro individual.

(Ni en estas estimaciones ni en las que siguen se -- ajusta el coeficiente de determinación múltiple por los grados de libertad pues es un indicador inestable en comparación con la desviación estándar de la estimación)<sup>16/</sup>.

---

<sup>16/</sup> Fox, Karl A. Intermediate Economic Statistics, New York Wiley, 1968, p. 99.

TABLA # 1 (PRIMERA PARTE)

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE 12 ECUACIONES EMPIRICAS DEL AHORRO

constante	Ingreso	Edad	Tamaño de Familia	Educación	S.P.V.	F(F)	R <sup>2</sup>	Ahorro Medio	d.e.	Descripción
- 1 057.35 ( 1 471.56)	.142 (.013)	18.93 (33.97)	- 140.05 (134.85)	45.19 (86.40)	444.27 (711.82)	.0001	.536	4 985.14	4 706.68	Grupo # 1
- 2 131.52 ( 1 170.01)	.162 (.01)	70.133 (33.75)	-228.09 (134.17)	-17.61 (88.40)		.0001	.58	4 055.52	3 990.79	181 Arren- datarios
- 1 878.89 ( 4 151.18)	.12 (.02)	6.30 (87.40)	70.78 (348.23)	108.67 (212.80)		.0001	.43	7 459.55	6 270.01	68 Propie- tarios
191.01 ( 1 988.86)	.138 (.02)	-20.28 (33.78)	-171.58 (140.32)	261.90 (114.12)	1 655.72 ( 737.15)	.0001	.43	3 266.27	3 636.76	Grupo # 2
1 678.09 ( 1 687.01)	.10 (.02)	-38.11 (27.06)	-165.81 (128.08)	311.63 (96.41)		.0001	.52	2 680.97	2 661.33	92 Arren- datarios
- 651.49 ( 6 254.67)	.23 (.08)	40.41 (113.44)	-791.12 (375.10)	42.41 (368.34)		.008	.37	4 850.0	5 507.86	34 Propie- tarios

En esta tabla y en las siguientes, la probabilidad de F indica la probabilidad de que el ajuste de la ecuación a los datos no sea estadísticamente significativa. El término  $R^2$  identifica al coeficiente de determinación múltiple y d.e. es la abreviatura de la desviación estándar.

TABLA # 1 (SEGUNDA PARTE)

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE 12 ECUACIONES EMPIRICAS DEL AHORRO

Constante	Ingreso	Edad	Tamaño de Familia	Educación	S.P.V.	P(F)	R <sup>2</sup>	Ahorro Medio	d.e.	Descripción
- 934.40 (3 408.56)	0.164 (0.2)	- 9.72 (98.60)	- 65.197 (199.98)	217.114 (144.58)	957.013 (981.83)	.0001	.51	4 069.07	4 153.35	Grupo # 3
- 1 835.68 ( 4 072.11)	.08 (.03)	65.23 (116.51)	- 194.37 (260.31)	404.17 (172.32)		.0001	.50	3 387.95	3 904.03	44 Arrendatarios
5 863.05 ( 5 268.35)	.29 (.04)	-273.73 (150.87)	- 121.77 (265.88)	72.79 (228.78)		.0001	.60	5 012.5	3 736.81	32 Propietarios
- 4 213.33 ( 10 447.63)	.24 (.06)	-107.38 (204.79)	237.88 (869.14)	-122.81 (438.38)	715.83 (3 207.62)	.004	.51	12 448.27	6 476.18	Grupo # 4
21 645.14 ( 16 302.72)	.34 (.09)	-254.99 (276.76)	-2 034.87 (1 586.97)	-1 801.56 (751.84)		.02	.69	12 821.43	6 121.55	14 Arrendatarios
10 391.70 ( 14 040.91)	.24 (.09)	-140.23 (270.30)	194.50 (968.81)	723.97 (472.27)		.02	.66	12 100.00	5 408.01	15 Propietarios

FUENTE: Investigación directa.

TABLA # 2

VALOR MEDIO DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

	Grupo 1	SPV=0	SPV=1	Grupo 2	SPV=0	SPV=1	Grupo 3	SPV=0	SPV=1	Grupo 4	SPV=0	SPV=1
Impreso	35 641	40 698	48 769	21 149	20 487	22 941	21 407	20 211	22 976	86 588	88 281	85 009
Tamaño de familia	5.33	5.38	5.22	6.61	6.54	6.82	6.97	7.16	6.71	5.86	5.42	6.26
Edad	38.09	36.53	42.25	44.38	44.21	44.8	26.7	26.20	27.56	43.41	39.7	46.86
Educación	7.56	7.03	8.97	5.49	5.25	6.147	8.25	7.84	8.81	10.41	10.07	10.73
SPV	273			.269			.42			.51		

FUENTE: Investigación directa.

En esta tabla, el subgrupo de arrendatarios se identifica con la expresión SPV=0, y el de propietarios de vivienda con la expresión SPV=1, en todos los grupos de ahorradores.

## D. 2 SELECCION DE MODELOS

Debido a que los modelos anteriores incluyen variables no significativas, se seleccionaron los mejores modelos usando la técnica de regresión por pasos.<sup>17/</sup>

En casi la mayoría de los casos, la exclusión de las variables no significativas elevó ligeramente el valor de los estimadores, -puesto que se eliminó parcialmente la multicolinealidad-, redujo levemente la desviación estándar de las estimaciones, y no afectó los coeficientes de determinación, como puede verse en la tabla # 3.

El tamaño de familia influye negativamente en el - - ahorro, y la educación positivamente en la mayoría de los modelos en que aparecen esas variables.

---

<sup>17/</sup> Para una excelente discusión de esta técnica, véase: Draper y Smith, Applied Regression Analysis, New York, Wiley 1966, cap. 6.

TABLA # 3 (PRIMERA PARTE)

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE 12 ECUACIONES EMPIRICAS DEL AHORRO

Constante	Ingreso	Edad	Tamaño de Familia	Educación	S.P.V.	P(F)	R <sup>2</sup>	Ahorro medio	d.e.	Descripción
- 1 396.98 ( 1 323.67)	.1479 (.009)	5.71 (32.66)	- 161.289 ( 131.58)			.0001	.5352	4 985.14	4 694.06	Grupo # 1
- 2 249.14 ( 1 319.657)	.16 (.01)	70.80 (33.49)	- 222.24 (130.56)			.0001	.579	4 055.52	3 979.95	181 Arrendatarios
1 101.71 ( 1 166.45)	.13 (.01)					.0001	.43	7 459.56	6 139.77	68 Propietarios
- 455.11 (.1 202.20)	.135 (.02)		-168.65 (139.86)	279.95 (109.78)	1 633.23 ( 734.29)	.0001	.427	3 266.26	3 627.13	Grupo # 2
1 678.09 ( 1 684.01)	.104 (.02)	-38.11 (27.95)	-165.81 (128.08)	311.64 (96.40)		.0001	.518	2 680.97	2 661.34	92 Arrendatarios
- 960.61 ( 348.23)	.253 (.02)					.0005	.345	4 850.0	5 324.26	34 Propietarios

TABLA # 3 (SEGUNDA PARTE)

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE 12 ECUACIONES EMPIRICAS DE AHORRO

Constante	Ingreso	Edad	Tamaño de Familia	Educación	S.P.V.	P (F)	R <sup>2</sup>	Ahorro Medio	d.e.	Descripción
- 1 496.97 ( 1 069.87)	.163 (.02)			250.31 (128.32)		.0001	.503	4 069.07	4 098.47	Grupo # 3
- 1 923.41 ( 1 155.07)	.09 (.03)			438.98 (155.13)		.0001	.489	3 382.95	3 850.08	44 Arrendatarios
6 009.44 ( 3 542.72)	.299 (.03)	-285.46 (140.71)				.0001	.688	5 012.5	3 633.09	32 Propietarios
- 7 913.88 ( 4 081.89)	.235 (.04)					.0001	.499	12 448.2	6 043.76	Grupo # 4
1 001.44 ( 7 583.48)	.23 (.06)	402.30 (316.07)	-890.17 (426.07)			.0062	.605	12 821.42	6 215.32	14 Arrendatarios
16 538.36 ( 7 281.24)	.20 (.06)		818.88 (420.69)			.0076	.65	12 100.0	5 312.23	15 Propietarios

FUENTE: Investigación directa.



## E. ANALISIS DE RESIDUALES

En esta sección se examina la validez de los supuestos del modelo de probabilidad, que se expusieron en un apartado anterior, particularmente el supuesto de la independencia de la varianza de los residuales respecto de las variables explicatorias, y el de normalidad de la distribución de los residuales.

El primer supuesto implica que la variabilidad del ahorro o de los residuales es constante para todos los valores de, por ejemplo, el ingreso, es decir las varianzas de los residuales son homoscedásticas. Si la varianza de los residuales depende funcionalmente de los niveles de las variables explicatorias, las varianzas de aquéllas son heteroscedásticas, y consecuentemente los estimadores no son eficientes, es decir, no son de mínima varianza.

A fin de practicar pruebas de significación manejando la distribución F, es necesario verificar la normalidad de la distribución de residuales.

Con el propósito de detectar la existencia de varianzas homoscedásticas, la distribución de residuales se examina gráficamente y con una técnica algebraica sugerida por - -

J. Johnston <sup>18/</sup>.

Dado que se dispuso de 9 intervalos de frecuencias de la distribución del ingreso, se calculó la desviación estándar de los residuales para cada intervalo de aquél, y se corrió una regresión de la desviación estándar de los residuales en función del ingreso. (Se asoció el ingreso con la desviación estándar de los residuales, pues esa variable explicatoria contribuye, en todos los casos, con más del 90% a la variación explicada por regresión).

Este procedimiento se siguió con cada una de las 12 ecuaciones seleccionadas en la sección anterior, presentándose los resultados en la tabla # 4.

De acuerdo con esos resultados, parece que sí hay heteroscedasticidad en todas las ecuaciones de ahorro, pues la dependencia funcional de la desviación estándar de los residuales con el ingreso es altamente significativa, como lo revelan los elevados coeficientes de determinación, y la alta significación de los estimadores y del ajuste de las ecuaciones de aquella tabla. Consecuentemente, los estimadores calculados no son eficientes (de mínima varianza), aunque sean inses-

---

<sup>18/</sup> Johnston, J. Econometric Methods, 2da. edición, Mc. Graw Hill Co. Nueva York, 1972, pp. 214-221.

gados.

En la gráfica 11.2 se visualiza la mayor variabilidad de los residuales a medida que aumenta el ingreso, en la ecuación correspondiente al grupo 1 de ahorradores. La misma situación se contempla en la gráfica 11.3, correspondiente al grupo 2 de ahorradores, así como en las ecuaciones correspondientes a los demás grupos y subgrupos de ahorradores.

Supongamos ahora que los residuales se distribuyen como una normal con media cero y varianza  $\sigma^2$ . Si estandarizamos los residuales con  $s$ , la desviación estándar de los residuales, (la cual es una estimación de  $\sigma$ ), aquéllos se distribuirán como una normal con media cero y varianza unitaria.

"Debido a que 95% de una distribución normal con media cero y varianza unitaria se ubica entre los límites (-1.96, 1.96), puede esperarse que aproximadamente 95% de los residuales estandarizados se sitúen entre los límites (-2, 2)" <sup>19/</sup>.

Se siguió este procedimiento para examinar el supuesto de normalidad de las distribuciones de residuales, correspondientes a las 12 ecuaciones seleccionadas previamente, en--

---

<sup>19/</sup> Draper y Smith. Op. cit., pág. 88.

RELACIONES VS IMPACTO

ABS-1 HUBUN C-1 EDU-CELEMA J-1 J

P 1, 8461 054

F  
S  
I  
D  
U  
A  
L  
I  
S

3, 32971 164

7, 03341 94

6, 08191 054

1, 16 61 64

A X 3  
H X 3  
C 7 Y 7

3  
3  
4

2

2

6

3

3

4

1, 16 61 64

3, 32971 164

2, 37937 164

4, 30401 6

6, 39581 34

6, 39401 4

1, 16 61 64

IMPACTO

GRAFICA II v 2



contrándose que en ningún caso el porcentaje de residuales estandarizados fuera de los límites  $(-2,2)$ , fue mayor del 4%. - Por lo tanto, el uso de la distribución F para pruebas de significación, queda justificado.

TABLA # 4 (PRIMERA PARTE)

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE 10 ECUACIONES DE LA DESVIACION  
ESTANDAR DE LOS RESIDUALES EN FUNCION DEL INGRESO

Constante	Ingreso	F	P (F)	R <sup>2</sup>	Descripción
974.47 ( 383.21)	.081 (.008)	86.93	.0001	.925	Grupo # 1
366.15 ( 474.75)	.084 (.01)	61.32	.0003	.897	181 Arrendatarios
1 765.29 ( 956.50)	.078 (.02)	13.91	.01	.698	68 Proprietarios
421.73 ( 943.16)	.112 (.03)	11.52	.01	.657	Grupo # 2
319.48 ( 447.30)	.092 (.015)	34.62	.0015	.85	92 Arrendatarios
287.12 (2 147.99)	.128 (.06)	4.10	.13	.57	34 Proprietarios

TABLA # 4 (SEGUNDA PARTE)

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE 10 ECUACIONES DE LA DESVIACION  
ESTANDAR DE LOS RESULTADOS EN FUNCION DEL INGRESO

Constante	Ingreso	F	P (F)	R <sup>2</sup>	Descripción
648.78 (374.12)	.12 (.008)	197.82	.0001	.965	Grupo # 3
1 155.31 (622.23)	.079 (.013)	32.81	.0017	.845	42 Arrendatarios
- 39.32 (509.79)	.171 (.01)	129.57	.0017	.977	24 Proprietarios
- 4 095.12 ( 49.39)	.108 (.0006)	25 401.95	.0080	.9999	Grupo # 4 <sup>*</sup>

---

FUENTE: Investigación directa.

\* En los subgrupos de arrendatarios y propietarios la variación del ingreso es limitada, por lo que no fue posible practicar análisis de regresión.



## F. ELIMINACIÓN DE VARIANZAS HETEROSCEDASTICAS

En la sección anterior se detectó la existencia de heteroscedasticidad en los modelos lineales en las variables explicatorias, es decir, que la varianza de los residuales no resultó independiente del ingreso, sino que:

$$\sigma_u^2 = \sigma_v^2 * I^2,$$

donde  $\sigma_u^2$  es la varianza de los residuales,  $\sigma_v^2$  es una constante, e  $I$  es el ingreso. La variable transformada  $v = u/I$ , tiene varianza constante:

$$\sigma_{u/I}^2 = \frac{1}{I} \sigma_u^2 = \sigma_v^2,$$

y entonces la ecuación lineal formulada en el apartado B.1, se transforma en:

$$\frac{A}{I} = \frac{1}{I} A (I, T.F., \text{Edad, Educación, S.P.V.}) + v,$$

ecuación cuyos estimadores mínimos-cuadráticos sí son eficientes, pues en este caso sí es válido el supuesto de constancia de la varianza de los residuales a diferentes niveles de ingreso.

La propensión media a ahorrar sustituye al ahorro como variable dependiente en la ecuación.

### F.1. FORMULACION DEL MODELO MICROECONOMICO

El siguiente modelo es compatible con las hipótesis sobre la naturaleza específica de la influencia de las variables explicatorias sobre la propensión media a ahorrar, que se plantearán inmediatamente después:

$$\frac{A}{I} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ Log } I + \alpha_2 \text{ Log T.F.} + \alpha_3 \text{ Edad} + \alpha_4 \text{ Educación} + \alpha_5 \text{ S.P.V.} + V.$$

La propensión marginal a ahorrar es:  $\frac{A}{I} + \alpha_1 =$

$$\alpha_0 + \alpha_1 \text{ Log } I + \alpha_1 + \alpha_2 \text{ Log T.F.} + \alpha_3 \text{ Edad} + \alpha_4 \text{ Educación} + \alpha_5 \text{ S.P.V.} + V,$$

y varía con el ingreso de acuerdo al parámetro  $\alpha_1$ .

Si la estimación de  $\alpha_1$  es significativamente positiva, la hipótesis ingreso absoluto no es incompatible con la evidencia empírica.

Esta ecuación implica que el tamaño de familia afecta directa y negativamente al ahorro, y que influye indirectamente a través de una interacción con el ingreso.

La razón para usar el logaritmo del tamaño de familia como una variable separada en el modelo propuesto es, en principio, probar simultáneamente la significación del tamaño de familia sobre el ahorro y las ventajas relativas de las variables agregadas del consumidor per-cápita.

Se supone que la edad influye sobre la propensión media a ahorrar a través de la hipótesis ciclo de vida, es decir, en la juventud y vejez la propensión media a ahorrar será menor que en la madurez. También se asume que la educación influye positivamente sobre el ahorro.

La situación de propiedad de vivienda es una variable cualitativa que se usa como variable "ficticia" y como variable de clasificación.

## F.2 EL MODELO DE PROBABILIDAD

Los supuestos del modelo de probabilidad que se plantearon en la sección B.2, se sostienen para las siguientes estimaciones.

### F.3 PRESENTACION DE RESULTADOS

En la tabla # 5 aparecen los coeficientes y estadígrafos relacionados de tres ecuaciones doblelogarítmicas, y en la tabla # 6, los resultados de las ecuaciones semilogarítmicas.

Con el propósito de abreviar la presentación, sólo se incluyen en aquella tabla las ecuaciones con "mejores" ajustes estadísticos.

En términos generales, los coeficientes de correlación múltiple son relativamente bajos, pero las desviaciones estándar de las estimaciones son aceptables.

Se han estimado ecuaciones doblelogarítmicas como las que aparecen en la tabla #5, pues ofrecen un mejor ajuste estadístico que las semilogarítmicas. Las ecuaciones doblelogarítmicas son del siguiente tipo:

$$\text{Log } A/I = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ Log } (1/T.F) + \alpha_2 \text{ Log Eda} \\ + \alpha_3 \text{ Educación} + \alpha_4 \text{ S.P.V.} + V.$$

TABLA # 5

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS REFLACTIVADOS DE TRES ECUACIONES DEL LOGARITMO  
BASE 10 DE LA PROPENSION MEDIA A AHORRAR

Constante	$\log \left( \frac{1}{T, T,} \right)$	Log Fdad	Educación	S.P.V.	F	P (t)	R <sup>*</sup>	$\log \left( \frac{A}{I} \right)$	d.e.	Descripción
- 2.40 ( .50)	.22 (.07)	.31 (.28)		4.96	.008	.25	- 1.1	1.39	181 Arrendatarios del Grupo # 1	
- 1.72 ( .38)	1.58 (.12)	.019 (.01)	.152 (.07)	5.29	.002	.35	- 1.02	.38	32 Arrendatarios del Grupo # 2	
- 1.12 ( 1.28)	.28 (.27)	-.46 ( .39)		2.52	.01	.21	- 0.80	.37	32 Arrendatarios del Grupo # 3	

\* En esta tabla y en las siguientes F es el valor de la distribución F y R es el coeficiente de correlación múltiple.

FUENTE: Investigación directa.

TABLA # 6

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE CUATRO ECUACIONES DE LA

PROPENSION MEDIA A AHORRAR

Constante	$\text{Log} \left( \frac{I}{T, F.} \right)$	Log Ingreso	Log T.F.	Edad	Educación	F	P (F)	R	$\frac{A}{I}$	d.e.	Descripción
- 6.15 ( .44)		.215 (.09)	-.158 (.152)			2.948	.06	.41	.179	.152	34 Propietarios del Grupo # 2
- .98 (.40)	.226 (.08)		.238 (.08)			4.75	.01	.53	.133	.06	Grupo # 4
- 1.66 (.627)	.45 (.152)		.25 (.10)	-.003 (.002)	-.018 (.006)	3.39	.05	.77	.133	.05	14 Arrendatarios del Grupo # 4
- .94 (.49)	.19 (.10)		.25 (.11)		.008 (.004)	3.06	.07	.68	.132	.05	15 Propietarios del Grupo # 4

FUENTE: Investigación directa.

Los coeficientes del logaritmo del ingreso,  $\alpha_1$ , son significativamente positivos, lo cual es compatible con la hipótesis ingreso absoluto. En todos los casos presentados, el tamaño de familia influye significativa y negativamente sobre el ahorro. El uso de la transformación logarítmica imparte una significación cuantitativa decreciente a personas adicionales a mayores niveles de tamaño de familia. Este resultado tampoco es incompatible con la hipótesis formulada previamente.

Excepto en algunos casos, se observa que la educación y la situación de propiedad de vivienda influyen positiva y significativamente sobre el ahorro.

La edad influye positiva y significativamente sobre la propensión media a ahorrar en los trabajadores del grupo #1, cuya edad promedio los sitúa en la madurez; y ésa es negativa en el grupo #3, donde los entrevistados son hijos de familia - en la mayoría de los casos, y en el grupo #4, donde los entrevistados ya han superado la madurez.

Este resultado no es incompatible con la hipótesis ciclo de vida.

Los modelos que se presentan, fueron seleccionados - a través de varios métodos de la técnica de regresión por pa-

sos. Aparentemente la multicolinealidad es nuevamente responsable de la baja significación del ajuste de algunos modelos y de algunas variables explicatorias en algunos casos.

#### F.4 ANALISIS DE RESIDUALES

En la sección E se examinó la distribución de los residuales, corriendo una regresión entre la desviación estándar de los residuales y el ingreso. No obstante, hay otra forma de probar el supuesto de constancia de la varianza de los residuales, y consiste en observar el grado de uniformidad de la desviación estándar de los residuales a cada decila de la distribución del ingreso.

También se somete a prueba el supuesto de normalidad de la distribución empírica de los residuales.

En la tabla # 7 aparecen los resultados del análisis de residuales de los modelos de la sección anterior, y se pone en relieve la aparente independencia de la varianza de los residuales en relación al ingreso, en todos los casos examinados.

El porcentaje de los residuales estandarizados que se situó fuera de los límites  $(-2, 2)$ , fue de 23% en el modelo correspondiente a los 181 arrendatarios del grupo # 1, y de 6% el



modelo de los 15 propietarios del grupo # 4. En los demás casos, dicho porcentaje no fue mayor del 3%.

Consecuentemente, parece ser que las distribuciones de residuales son normales y, por lo tanto, son válidas las -- pruebas de significación que usan la distribución F, excepto en el primer modelo mencionado. (Los resultados presentados en las tablas #5 y 6 son los que se utilizan para contrastar las hipótesis de trabajo formuladas en la presentación y en la sección F.1, pues se han considerado como los más confiables).

Tabla # 7

DESVIACION ESTANDAR DE LOS RESIDUALES POR DECILIA DE INGRESO

Decila	Más										Descripción		
	baja	1	2	3	4	5	6	7	8	9		10	alta
Desviación	.37	.57	.42	.35	.50	.44	.28	.32	.31	.31	.31	.31	Modelo de los 181 arrendatarios del Grupo # 1
Estándar													
Desviación	.49	.30	.34	.47	.43	.49	.38	.31	.36	.30	.30	.30	Modelo del Grupo # 2
Estándar													
Desviación	.05	.01	.02	.01	.01	.02	.02	.01	.02	.01	.02	.01	Modelo de 34 propietarios del Grupo # 2
Estándar													
Desviación	.50	.49	.59	.33	.35	.29	.42	.33	.30	.24	.24	.24	Modelo de 32 propietarios del Grupo # 3
Estándar													
Desviación	.01	.02	.01	.01	.01	.02	.01	.02	.01	.01	.01	.01	Modelo del Grupo # 4
Estándar													
Desviación	.01	.04	.01	.03	.02	.01	.03	.01	.02	.02	.02	.02	Modelo de 14 arrendatarios del Grupo # 4
Estándar													
Desviación	.00	.07	.02	.03	.06	.04	.00	.00	.00	.00	.00	.00	Modelo de 15 propietarios del Grupo # 4
Estándar													

FUENTE: Investigación directa.

## G. ANALISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES DE LAS VARIABLES EXPLICATORIAS EN LAS ECUACIONES DE AHORRO Y PROPENSION MEDIA A AHORRAR.

En la discusión de los resultados que arrojó la estimación mínimo - cuadrática, tanto de los modelos de ahorro con variables no transformadas, como de los modelos con variables transformadas se encontró que no todas las variables explicatorias tenían influencia estadísticamente significativa. La responsabilidad de este hallazgo se atribuyó, en primera instancia, a la existencia de multicolinealidad entre las variables explicatorias.

Con la finalidad de determinar la medida en que esta hipótesis es congruente con la evidencia empírica, se ha realizado un análisis de componentes principales de las variables explicatorias, seleccionando los más importantes para estimar las nuevas ecuaciones de ahorro. El uso de esta técnica se ejemplifica estimando los parámetros del modelo correspondiente al primer grupo de ahorradores.

### G.1 APLICACIONES DEL ANALISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES

El análisis de componentes principales es una técnica multivariada que se usa básicamente en dos situaciones. "En

el primer problema, el número de variables que podría ser incluido en la función sobre bases teóricas ó de otra índole es tan grande y posiblemente intercorrelacionadas, que los métodos convencionales de estimación acusarían falta de grados de libertad, agravada por multicolinealidad. Por lo tanto, un enfoque obvio consiste en aplicar análisis de componentes principales a las variables explicatorias para determinar si un pequeño número de componentes puede explicar una proporción suficientemente grande de la variación total de esas variables, y entonces usar estos componentes como variables explicatorias en una regresión convencional".

"En la segunda situación el problema más importante no es el número excesivo de variables explicatorias sino la multicolinealidad. La sugerencia de Kendall es calcular los componentes principales de las variables explicatorias, descartar aquéllos con bajas raíces características, correr una regresión de la variable dependiente en los componentes principales retenidos y transformar los coeficientes de regresión de los componentes principales para obtener estimaciones de los coeficientes de las variables explicatorias<sup>21/</sup>.

---

<sup>21/</sup> Johnston, J. Op. cit., pág. 329.

## G.2 ESTIMACION DE LA ECUACION DE AHORRO DEL GRUPO # 1

Se ha usado el procedimiento sugerido por Kendall<sup>22/</sup> para realizar todas las estimaciones siguientes.

El primer paso consiste en calcular transformaciones lineales del siguiente tipo:

$$\zeta_i = \sum_{j=1}^p a_{i,j} X_j, \quad i=1,2,\dots,P$$

donde las  $p$  variables  $X_1, X_2, \dots, X_p$  son observadas en  $n$  individuos. Los coeficientes  $a_{i,j}$  se escogen de tal forma que la nueva variable  $\zeta_1$ , tenga una varianza tan grande como sea posible; la segunda  $\zeta_2$  se selecciona de tal forma que no esté correlacionada con la primera, y que tenga una varianza tan grande como sea posible.

Es decir, las variables explicatorias son transformadas en nuevas variables, las cuales explican tanta variación como sea posible, en orden descendente.

---

<sup>22/</sup> Kendall, M.G. A Course in Multivariate Analysis. Charles Griffin and Co., London, 1966. pp. 72, 73.

Las raíces y vectores característicos de las transformaciones lineales se presentan en la Tabla # 9, y se obtuvieron a partir de la matriz de coeficientes de correlación que aparece en la Tabla # 8.

La raíz más grande,  $\lambda_1 = 1.8983$ , implica que la primera variable ortogonal  $\zeta_1$ , explica 38 por ciento de la variación en las variables explicatorias. Los primeros dos componentes explican 61 por ciento, los primeros tres componentes 81 por ciento, los primeros cuatro componentes 94 por ciento.

$$\zeta_1 = .63612 I. + .08694 T.F. + .34042 \text{ Edad} + \\ + .56922 \text{ Educación} + .384565 \text{ S.P.V.}$$

TABLA # 8

MATRIZ DE COEFICIENTES DE CORRELACION

	Ingreso	Tamaño de familia	Edad	Educación	S.P.V.
Ingreso	1				
Tamaño de familia	.1144	1			
Edad	.2440	.1278	1		
Educación	.6756	-.0737	.0569	1	
S.P.V.	.2440	-.0300	.2682	.1783	1

---

FUENTE: Investigación directa.

RAICES CARACTERISTICAS Y COEFICIENTES ( $a_{ij}$ ) DE LAS TRANSFORMACIONES LINEALES.  
 NUMERO DE OBSERVACIONES = 249, GRUPO # 1

Raices Características	Ingreso	Tamaño de Familia	Edad	Educación	S.P.V.	Contribución porcentual acumulada a la variación total
1.8983	.6361	.0869	.3404	.5692	.3845	.3796
1.1738	- .1350	.6484	.5921	- .4228	.1784	.6144
.9799	.2570	.6179	-.2621	.2205	- .6593	.8104
.6644	- .0487	.4094	-.6666	- .0284	.6203	.9433
.28326	- .7132	.1495	.1426	.6691	.0292	1.000

---

FUENTE: Investigación directa.



Los demás componentes pueden leerse de la misma forma. En esta etapa de la exposición conviene recordar que el objetivo básico de esta sección, se centra en la estimación de los siguientes modelos de ahorro:

$$A = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 \text{T.F.} + \beta_3 \text{ Edad} + \beta_4 \text{ Educación} + \beta_5 \text{ S.P.V.} + u., \text{ y}$$

$$A/I = \beta_0 + \beta_1 \text{ Log } I + \beta_2 \text{ Log T.F.} + \beta_3 \text{ Edad} + \beta_4 \text{ Educación} + \beta_5 \text{ S.P.V.} + v,$$

y en este caso, el primer modelo correspondiente al primer grupo.

Una vez que se ha realizado un análisis de componentes principales de las variables explicatorias, es posible plantear el ahorro en función de los nuevos componentes  $\zeta_j$ , donde las  $a_j$ 's son funciones lineales de las  $\beta_j$ :

$$A = \sum_{j=0}^p a_j \zeta_j + e$$

Para calcular  $a_1$ , se necesitan los coeficientes de correlación simple entre el ahorro y las variables explicatorias.

$$\begin{aligned}
 a_1 &= \frac{\sum \zeta_1}{\lambda_1} = \frac{1}{1.8983} (.6361) (r_{A.I.}) + (.08694) \\
 &\quad r_{A.T.F.} + (-.38456) (r_{A.S.P.V.}) = \\
 &= .4859.
 \end{aligned}$$

Con el mismo procedimiento se calcularon las otras -

a's:

$$a_2 = -.0914, \quad a_3 = .1175, \quad a_4 = -.0811.$$

Haciendo la varianza del ahorro igual a la unidad, -  
la contribución de  $\zeta_1$  a la varianza total es  $\zeta_1 a_1^2$ .

Los primeros tres componentes contribuyeron con los siguientes porcentajes a la varianza total del ahorro:  $\zeta_1 = .4482$ ,  $\zeta_2 = .0099$ ,  $\zeta_3 = .0135$ ; es decir, los primeros -- tres componentes explicaron 47.16 por ciento de la varianza - del ahorro. El cuarto componente fue excluído debido a que su contribución es insignificante.

La ecuación de ahorro, expresada en variables estandarizadas es:

$$\begin{aligned}
 A \text{ (alrededor de su media)} &= .3516I + .0555TF + .0805Edad \\
 &\quad (.02) \quad (.04) \quad (.03)
 \end{aligned}$$

$$+ .3411 \text{ Educación} + .0931 \text{ S.P.V.} \quad R^2 = .4716$$

$$(.028) \quad (.036)$$

Para calcular la varianza de, por ejemplo,  $\beta_1 = .3516$ , se toma el primer vector columna de la Tabla # 9.

$$\text{var}(\beta_1) = (.6361)^2 \text{var} a_1 + (-.13501)^2 \text{var} a_2 + (.25704)^2 \text{var} a_3$$

La varianza de  $a_1$  es:

$$\text{var} a_1 = \frac{1 - \sum_{i=1}^3 \zeta_i a_i^2}{(n - k - 1) \lambda_1}, \quad \text{donde } m = 249$$

$$k = 3$$

Las variables estandarizadas son independientes de las unidades originales de medición, y la comparación de dos variables muestra la importancia relativa de las variables explicatorias en la determinación del ahorro. Consecuentemente el ingreso y la educación son las variables que más contribuyen a la explicación del ahorro.

Si los coeficientes de regresión de la ecuación inmediata anterior se multiplican por el cociente desviación estándar del ahorro/desviación estándar de cada variable explicatoria, las variables se reexpresan en las unidades originales de medición.

$$A = .0726 I + 164.67T.F. + 57.87Edad + 482.74Educ. + 1427.14S.P.V. \\ (T_1=15.98)(T_2=2.68) \quad (T_3=2.68) \quad (T_4=12.18) \quad (T_5= 2.586)$$

$$R^2 = .4716, \quad d.e. = 2031.$$

En esta ecuación todas las variables explicatorias - influyen significativamente en el ahorro a diferencia de la - ecuación de ahorro correspondiente al grupo # 1, y presentada en tabla # 1, donde la educación y la situación de propiedad de - vivienda no resultaron significativas.

Esta es la única comparación que se hace entre las - dos ecuaciones citadas, en virtud de que las comparaciones que se establezcan entre las estimaciones derivadas de esta sección y las de secciones anteriores se harán de conjunto, pues el comportamiento de las primeras respecto a las segundas es bastante común a todas las ecuaciones.

### G.3 PRESENTACION DE RESULTADOS

En las tablas #10, 11 y 12 aparecen los coeficientes y estadígrafos relacionados de las ecuaciones de ahorro que - se estimaron usando el análisis de componentes principales.

TABLA # 10 (PRIMERA PARTE.)

COEFICIENTES Y ESTADIGRAMAS RELACIONADOS DE 12 ECUACIONES EMPÍRICAS DEL AHORRO, CALCULADOS A TRAVÉS DEL ANÁLISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES

Ingreso	Tamaño de familia	Edad	Educación	S.P.V.	R <sup>2</sup>	d.e.	Descripción
.0726 (T <sub>1</sub> = 15.08)	164.67 (T <sub>2</sub> = 1.38)	57.87 (T <sub>3</sub> = 2.68)	482.74 (T <sub>4</sub> = 12.18)	1 427.14 (T <sub>5</sub> = 2.58)	.46	2 031	Grupo # 1, usando tres componentes
.0767 (T <sub>1</sub> = 13.21)	-390.02 (T <sub>2</sub> = -2.67)	163.47 (T <sub>3</sub> = 4.69)	471.57 (T <sub>4</sub> = 13.03)		.55	1 862	181 arrendatarios del grupo # 1, usando tres componentes
.0628 (T <sub>1</sub> = 6.74)	229.58 (T <sub>2</sub> = .72)	.8200 (T <sub>3</sub> = -1.06)	522.44 (T <sub>4</sub> = 5.21)		.53	2 963	68 propietarios del grupo # 1, usando tres componentes
.1039 (T <sub>1</sub> = 7.54)	-222.05 (T <sub>2</sub> = -1.57)	15.25 (T <sub>3</sub> = .44)	407.78 (T <sub>4</sub> = 8.22)	1 396.27 (T <sub>5</sub> = 5.89)	.42	1 248	Grupo # 2, usando cuatro componentes
.1040 (T <sub>1</sub> = 4.50)	-165.43 (T <sub>2</sub> = -1.31)	-38.16 (T <sub>3</sub> = 1.37)	311.90 (T <sub>4</sub> = 3.23)		.52	1 203	92 arrendatarios del grupo # 2, usando cuatro componentes
.1458 (T <sub>1</sub> = 5.32)	-3 878.93 (T <sub>2</sub> = -2.31)	139.08 (T <sub>3</sub> = 1.62)	619.24 (T <sub>4</sub> = 3.83)		.49	2 070	34 propietarios del grupo # 2, usando dos componentes

TABLA 10 (SEGUNDA PARTE)

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE 12 ECUACIONES EMPIRICAS DEL AHORRO, CALCULADOS A TRAVES DEL ANALISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES

Ingreso	Idadano de Familia	Edad	Educación	S. P. V.	R <sup>2</sup>	d.e.	Descripción
.0045 (T <sub>1</sub> =7.10)	- 317.04 (T <sub>2</sub> =-3.14)	253.22 (T <sub>3</sub> =3.78)	322.00 (T <sub>4</sub> =-4.70)	- 173.12 (T <sub>5</sub> =-.17)	.43	1 767	Grupo # 3, usando tres componentes
.0788 (T <sub>1</sub> =5.40)	- 525.40 (T <sub>2</sub> =-5.43)	126.71 (T <sub>3</sub> =1.10)	416.72 (T <sub>4</sub> =7.70)		.48	1 687	44 arrendatarios del Grupo # 3, usando dos componentes
.1191 (T <sub>1</sub> =4.07)	259.40 (T <sub>2</sub> =.91)	261.17 (T <sub>3</sub> =2.67)	422.92 (T <sub>4</sub> =2.31)		.48	2 040	32 propietarios del Grupo #3, usando tres componentes
.1637 (T <sub>1</sub> =4.35)	1 132.84 (T <sub>2</sub> =3.69)	64.80 (T <sub>3</sub> =.88)	306.86 (T <sub>4</sub> =.99)	- 2 136.16 (T <sub>5</sub> =-1.13)	.47	2 496	Grupo # 4, usando tres componentes
.1301 (T <sub>1</sub> =2.03)	1 191.75 (T <sub>2</sub> =2.69)	131.64 (T <sub>3</sub> =1.31)	2.75 (T <sub>4</sub> =-.007)		.45	3 021	14 arrendatarios del Grupo # 4, usando dos componentes
.1387 (T <sub>1</sub> =2.03)	983.55 (T <sub>2</sub> =1.44)	118.93 (T <sub>3</sub> =.84)	1 016.43 (T <sub>4</sub> =2.45)		.44	2 210	15 propietarios del Grupo # 4, usando tres componentes

FOUNDF: Investigación directa.

TABLA # 11

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE TRES ECUACIONES EMPÍRICAS  
DEL LOGARITMO (BASE 10) DE LA PROPENSION MEDIA A AHORRAR

$\log\left(\frac{1}{T, F}\right)$	Log. Edad	Educación	S. P. V.	R	d.e.	Descripción
.1722 ( $T_1 = 4.26$ )	.3375 ( $T_2 = 1.67$ )	.1808 ( $T_3 = 3.31$ )	-.0021 ( $T_4 = -.02$ )	.22	.175	181 arrendatarios del Grupo # 1, usando dos componentes
.1631 ( $T_1 = 3.05$ )	.0183 ( $T_2 = 3.62$ )	-.0019 ( $T_3 = -.63$ )	.1433 ( $T_4 = -1.24$ )	.35	.155	Grupo # 2, usando tres componentes
.1218 ( $T_1 = 1.87$ )	.0306 ( $T_2 = .18$ )	.2386 ( $T_3 = 2.72$ )	-.2730 ( $T_4 = -1.04$ )	.22	.149	32 propietarios del Grupo # 3, usando dos componentes

FUENTE: Investigación directa.

TABLA # 12

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE CUATRO ECUACIONES EMPIRICAS

DE LA PROPENSION MEDIA A AHORRAR

$\log \left( \frac{I}{T.F.} \right)$	Log. Ingreso	Log. Tamaño de familia	Edad	Educación	S. P. V.	R	d.e.	Descripción
$.10$ ( $T_1 = 1.74$ )	$.007$ ( $T_2 = .07$ )	$.0015$ ( $T_3 = .71$ )	$.007$ ( $T_4 = .07$ )			.37	.06	34 propietarios del Grupo # 2, tomando dos componentes
$.06$ ( $T_1 = 1.23$ )	$.13$ ( $T_2 = 1.81$ )	$.002$ ( $T_3 = 1.52$ )	$.003$ ( $T_4 = 1.18$ )	- 0.3 ( $T_5 = -1.18$ )		.41	.37	Grupo # 4, tomando dos componentes
$-.008$ ( $T_1 = -.11$ )	$.017$ ( $T_2 = .39$ )	$.002$ ( $T_3 = .85$ )	$-.003$ ( $T_4 = -1.16$ )			.35	.03	14 arrendatarios del Grupo # 4, tomando dos componentes
$.04$ ( $T_1 = .88$ )	$.13$ ( $T_2 = 1.38$ )	$.002$ ( $T_3 = 1.03$ )	$.01$ ( $T_4 = 2.24$ )			.62	.02	15 propietarios del Grupo # 4, tomando tres componentes

FUENTE: Investigación directa.



#### G. 4 COMPARACION DE RESULTADOS

Al contrastar los resultados de las tablas #10, 11 y 12, con los de las tablas #3, 5 y 6 respectivamente, se pone en relieve la elevación de la significación estadística de los estimadores calculados, en casi todas las ecuaciones de ahorro y de la propensión media a ahorrar, como consecuencia del uso del análisis de componentes principales.

Por lo tanto, puede afirmarse que, al menos en el manejo de información de estudios de presupuestos familiares, es posible aumentar la significación estadística de las variables explicatorias, eliminando la multicolinealidad que hubiese -- entre ellas; y que esta multicolinealidad puede eliminarse parcialmente si se excluyen del modelo algunas variables explicatorias, o totalmente, a través del análisis de componentes principales.

Otra ventaja de esta técnica multivariada sobre el primer método usado, para eliminar la multicolinealidad, es que reduce en menor proporción el coeficiente de determinación múltiple, y reduce en mayor proporción la desviación estándar de la estimación, como puede observarse en las tablas #1, 3, 5, 6, 10, 11 y 12.

## H. ELIMINACION DE ERRORES DE MEDICION EN LAS VARIABLES EXPLICATORIAS

En todos los modelos estimados previamente se ha supuesto que las variables explicatorias no contienen errores de medición. La única forma de error admitida en las relaciones ha sido el error  $u$  (y  $v$ ), representando la influencia de algunas variables explicatorias no incluidas en los modelos, un elemento estocástico, y de errores de medición de la variable dependiente.

Si se supone que las variables explicatorias se han medido con error, los estimadores mínimo-cuadráticos ordinarios serán sesgados e inconsistentes. El sesgo se manifiesta en la subestimación de los parámetros, y la inconsistencia en la persistencia del sesgo independientemente del tamaño de la muestra disponible<sup>23/</sup>.

Hay dos tipos principales de estimadores diseñados para combatir este problema; uno a través del uso de variables instrumentales y otro en métodos de máxima verosimilitud basados en supuestos relativamente fuertes acerca de la matriz de covarianzas de los errores de medición. En este estudio no fue posible usar el primer método pues no se dispuso de varia-

<sup>23/</sup> Véase Johnston, J. Op. cit., pp. 281-291.

bles instrumentales adecuadas. Por lo tanto, en el siguiente apartado se describen algunas características del método de máxima verosimilitud, y en el apartado J.2 se ejemplifica su uso, estimando la ecuación de ahorro correspondiente al grupo #1 de ahorradores.

### H.1 EL METODO DE MAXIMA VEROSIMILITUD

El primer supuesto necesario para el uso de este método, es que se conoce la varianza del error de medición de la variable explicatoria. Supongamos, por ejemplo, que una variable observada tiene un valor medio de 100, y se sabe que el error máximo en cualquier valor es improbable que exceda al 10%. Entonces,  $3 \sigma_v = 10$  y  $\sigma_v^2 = 11 \frac{24}{}$ .

Considérese el siguiente modelo:

$$Y_i = \alpha + \beta \tilde{X}_i + u_i$$

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

$$X_i = \tilde{X}_i + v_i$$

---

24/ Johnston, J. Op. cit., pág. 287.

donde  $\tilde{X}_i$  es el valor real,  $X_i$  el valor medido, y  $v_i$  el error de medición de la variable explicatoria.

Tomando covarianza con respecto a  $X$ , resulta:

$$m_{xy} = \beta m_{\tilde{x}\tilde{x}} + \beta m_{\tilde{x}v} + m_{\tilde{x}u} + m_{uv}$$

$$m_{xx} = m_{\tilde{x}\tilde{x}} + m_{vv} + m_{\tilde{x}v}$$

donde las  $m$ 's indican las covarianzas muestrales entre las variables abreviadas por los subíndices.

Suponiendo que se conoce  $\sigma^2/v$ , y tomando el valor esperado de ambas ecuaciones da:

$$E(m_{xx} - \sigma^2/v) = m_{xx}$$

$$E(m_{xy}) = \beta m_{\tilde{x}\tilde{x}}$$

Sustituyendo términos resulta:

$$E\{ (m_{xx} - \sigma^2/v)\beta - m_{xy} \} = 0$$

Es decir:

$$\beta = \frac{m_{xy}}{m_{xx} - \sigma^2/v}$$

Para estudiar la extensión de este método al caso de -

dos variables explicatorias, considérese el modelo:

$$Y = \alpha + \beta_1 \bar{X}_1 + \beta_2 \bar{X}_2 + \mu$$

$$X_1 = \bar{X}_1 + v_1$$

$$X_2 = \bar{X}_2 + v_2$$

Supóngase que los valores verdaderos  $\bar{X}_1, \bar{X}_2$ , tienen una distribución normal bivariada con medias  $\mu_1, \mu_2$ , varianzas  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ , y covarianza  $\sigma_{12}$ . Supóngase también que  $u, v_1$  y  $v_2$  son independientes de  $\bar{X}_1, \bar{X}_2$  y tienen distribuciones normales independientes con medias cero y varianzas denotadas por  $\sigma_u^2, \sigma_{v_1}^2, \sigma_{v_2}^2$ . Las variables observadas  $Y, X_1$  y  $X_2$  tienen, por lo tanto, una distribución normal multivariada con parámetros:

$$E(Y) = \alpha + \beta_1 \mu_1 + \beta_2 \mu_2$$

$$E(X_1) = \mu_1$$

$$E(X_2) = \mu_2$$

$$\sigma_y^2 = \beta_1^2 \sigma_1^2 + \beta_2^2 \sigma_2^2 + \beta_1 \beta_2 \sigma_{12} + \sigma_u^2$$

$$\sigma_{x_1}^2 = \sigma_1^2 + \sigma_{v_1}^2$$

$$\sigma_{x_2}^2 = \sigma_2^2 + \sigma_{v_2}^2$$

$$\sigma_{yx_1} = \beta_1 \sigma_1^2 + \beta_2 \sigma_{12}$$

$$\sigma_{yx_2} = \beta_1 \sigma_{12} + \beta_2 \sigma_2^2$$

$$\sigma_{x_1 x_2} = \sigma_{12}$$

Este es un sistema de nueve ecuaciones con once parámetros desconocidos. Si se supone que se conocen  $\sigma_{v_1}^2$  y  $\sigma_{v_2}^2$ ,

los demás parámetros pueden calcularse de la siguiente manera:

$$\hat{\sigma}_{12} = m_{x_1 x_2}$$

$$\hat{\sigma}_1^2 = m_{x_1 x_1} - \sigma_{v_1}^2$$

$$\hat{\sigma}_2^2 = m_{x_2 x_2} - \sigma_{v_2}^2$$

Por lo tanto,  $\hat{\beta}_1$  y  $\hat{\beta}_2$  pueden obtenerse de:

$$\hat{\alpha} = Y - \hat{\beta}_1 X_1 - \hat{\beta}_2 X_2$$

$$\begin{bmatrix} m_{x_1 x_1} - \sigma_{v_1}^2 & m_{x_1 x_2} \\ m_{x_1 x_2} & m_{x_2 x_2} - \sigma_{v_2}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_{y x_1} \\ m_{y x_2} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\sigma}_u^2 = m_{yy} - \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 & \hat{\beta}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m_{x_1 x_1} - \sigma_{v_1}^2 & m_{x_1 x_2} \\ m_{x_1 x_2} & m_{x_2 x_2} - \sigma_{v_2}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{bmatrix}$$

$$T_i = \frac{\hat{\beta}_i}{\sqrt{\frac{\sigma_u^2}{m_{x_i x_i} - \sigma_{v_i}^2}}}$$

## H.2 ESTIMACION DE MODELO DEL GRUPO # 1

El método de estimación propuesto por Johnston<sup>25/</sup>, -- cuando hay errores en las variables explicatorias, supone, -- entre otras cosas, independencia entre las variables verdade-- ras y sus respectivos errores de medición.

Sin embargo, debido a la posible predisposición de los entrevistados, se presume una subestimación sistemática del ingreso y una sobreestimación sistemática de la educación.

Es decir, se supone que el ingreso verdadero y su -- error de medición están positiva y altamente correlacionados, y que la educación verdadera y su error de medición están negativa y altamente correlacionados. En el caso de la edad y el tamaño familiar se supone que sus respectivos errores de medición no están correlacionados con sus correspondientes valores verdaderos. Esto implica que deben tomarse en cuenta las co-varianzas de las variables ingresos verdadero y educación verdadera con sus respectivos errores de medición.

Los modelos formulados para la estimación de máxima verosimilitud suponen:

---

<sup>25/</sup> Johnston, J. Op. cit.



- a. Que el ingreso medido subestima al verdadero en una cantidad  $v_1$  ( $I = \bar{I} - v_1$ ), positivamente correlacionada con el ingreso verdadero  $I$ . La varianza del ingreso verdadero es  $\hat{\sigma}_{\bar{I}}^2$ , y la del ingreso medido es:

$$m_{II} = \hat{\sigma}_{\bar{I}}^2 + \hat{\sigma}_{v_1}^2 - 2 \text{cov}_{I|v_1}$$

$$m_{II} = \hat{\sigma}_{\bar{I}}^2 + \hat{\sigma}_{v_1}^2 - 2r_{I|v_1} \sigma_{\bar{I}} \sigma_{v_1}$$

- b. Que la edad medida tiene un error aleatorio e independiente de la edad verdadera ( $E = \bar{E} \pm v_2$ ).

La varianza de la edad verdadera es  $\hat{\sigma}_{\bar{E}}^2$ , y la de

la edad medida es:

$$m_{EE} = \hat{\sigma}_{\bar{E}}^2 + \hat{\sigma}_{v_2}^2$$

- c. Que el tamaño de familia medido tiene un error aleatorio e independiente del tamaño de familia verdadero ( $T = \bar{T} \pm v_3$ ).

La varianza del tamaño de familia verdadero es  $\hat{\sigma}_{\tilde{T}}^2$ ,

la del tamaño de familia medido es:

$$m_{tt} = \hat{\sigma}_{\tilde{T}}^2 + \hat{\sigma}_{v_3}^2$$

d. Que la educación medida sobreestima la real en una cantidad  $v_4$ . ( $D = \tilde{D} + v_4$ ).

La varianza de la educación verdadera es  $\hat{\sigma}_{\tilde{D}}^2$ , y la de la educación medida es:

$$m_{DD} = \hat{\sigma}_{\tilde{D}}^2 + \hat{\sigma}_{v_4}^2 + 2 \text{cov}_{\tilde{D} v_4}$$

Pero se observó que tanto en el caso del ingreso como en la educación, la adición o deducción de la doble covarianza no alteraba significativamente<sup>26/</sup> la varianza de las variables verdaderas, y por consiguiente no influya en la significación estadística de los estimadores, ni en el valor de éstos.

<sup>26/</sup> Ni aún suponiendo coeficientes de correlación de  $\pm .99$  entre el valor verdadero y el error de medición del ingreso y de la educación.

Por esta razón, no se incluyeron las covarianzas en la estimación de los coeficientes de regresión, suponiéndose, como lo hace Johnston, que hay independencia entre el error de medición y el valor verdadero de las variables explicatorias, incluyendo al ingreso y a la educación.

Antes de iniciar el ejemplo del grupo # 1, es conveniente aclarar que la estimación de máxima verosimilitud se realizó considerando errores "mínimos" y "máximos" de medición, - con el propósito de reducir la arbitrariedad en la cuantificación del grado de error de medición contenido en las variables explicatorias.

Los estimadores obtenidos al emplear "mínimos" errores de medición, tienen casi el mismo valor y significación estadística<sup>27/</sup>, que los calculados aplicando "máximos" errores de medición. Por lo tanto, sólo se presentan los estimadores resultantes de usar "máximos" errores de medición. Todas las operaciones con matrices y vectores, se efectuaron a través de un computador electrónico y usando programas catalogados.

Supóngase, en el caso del grupo # 1, una variación - del ingreso atribuible a error de un 25% alrededor de la media;

<sup>27/</sup> Casi todos los estadígrafos como el coeficiente de determinación múltiple, error estándar de la estimación, etc., permanecen casi invariables.

en el tamaño de familia se estima en 5%, en la edad en 8%, en la educación en 20% y en la situación de propiedad de vivienda en 1%.

En el siguiente cuadro se presenta la información -- utilizada para calcular la varianza del ingreso "verdadero".

Variable	Media	Varianza	Varianza atribuible a error	Varianza neta
Ingreso	35 641.82	1 096 353 313.25	8 821.802.54	1 087 535 510.17
Tam. fam.	5.35	5.319	.008	5.311
Edad	38.00	90.60	1.03	89.56

Si se sabe que: 3 d.e. = .25 ( $\bar{X}$ ), entonces:

$$\hat{s}^2 = \left( \frac{.25(\bar{X})}{3} \right), \text{ si la media es } 35\ 641.8, \text{ la varianza -}$$

atribuible a error es 8 821 902.54.

Planteo de las ecuaciones normales.

Matriz de covarianzas	Vector de coeficientes	Vector de covarianzas
$\begin{bmatrix} 087\ 535\ 510.71 & 8\ 737.61 & 76\ 903.98 \\ 8\ 737.61 & 5.31 & 3.79 \\ 76\ 903.98 & 3.79 & 89.56 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} =$	$\begin{bmatrix} 164\ 748\ 691.31 \\ 630.78 \\ 15\ 449.36 \end{bmatrix}$

Solución:

$$\hat{\beta}_1 = .149; \quad \hat{\beta}_2 = -163.30; \quad \hat{\beta}_3 = 51.33; \quad a = 1415.86$$

$$T_1 = 1.06 \qquad T_2 = - .08 \qquad T_3 = .11$$

Tabla de Análisis de Varianza.

Fuente de variación	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Cuadrado medio	F	P(F)	R <sup>2</sup>
T o t a l	248	46 835 725.89				
Regresión	3	25 265 482.71	8 521 827.57	96.79	.026	.54
Error	245	21 570 243.18	88 041.81			

$$\hat{\sigma}_u^2 = 21 570 243.18; \quad \text{d.e.} = 296.7.$$

A reserva de comentar después con más amplitud las diferencias que en el conjunto de los modelos se perciben entre los estimadores mínimo-cuadráticos y los de máxima verosimilitud cuando hay errores de medición en las variables explicatorias, es posible observar, que al menos en el caso del grupo # 1, sólo las variables con mayor varianza, como el ingreso, siguen ejerciendo una influencia estadísticamente significativa. En las tablas # 13, 14 y 15 se presentan los resultados de las estimaciones de máxima verosimilitud.

TABLA # 13 (PRIMERA PARTE)

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE 12 ECUACIONES EMPIRICAS DEL AHORRO

Constante	Ingreso	Tamaño de Familia	Edad	Educación	S. P. V.	F	P (F)	R <sup>2</sup>	d.e.	Descripción
- 1 415.86	.149 (.14)	-163.30 (2 000)	51.33 (490)		96.79	.026	.54	296.7	Grupo # 1	
- 2 294.73	.16 (.13)	-224.08 (1 691)	71.22 ( 434)		82.83	.026	.58	295	181 Arrendatarios	
+ 1 042.45	.13 (.15)				50.96	.04	.44	747.5	68 Propietarios	
- 502.23	.137 (.23)	-167.05 (1 495)		277.04 (213.01)	1 659.79 (1 048.1)	.024	.43	323.5	Grupo # 2	
- 477.60	.106 (.16)	-163.99 (1 156)	-38.71 (244)	310.22 (685)	23.69	.025	.52	278	92 Arrendatarios	
- 1 055.25	.25 (.35)				17.35	.041	.15	923	34 Propietarios	

TABLA # 13 (SEGUNDA PARTE)

COEFICIENTES Y ESTADÍSTICOS RELACIONADOS DE 12 ECUACIONES EMPÍRICAS DEL AHORRO

Constante	Ingreso	Tamaño de Familia	Edad	Educación	S. P. V.	F	P (F)	R <sup>2</sup>	d.e.	Descripción
1 537.68	.16 (.18)			252.87 (999.)	37.43	0.031	.51	471.3		Grupo # 3
- 1 968.04	.09 (.16)			445.35 (817)	19.84	0.032	.49	585.7		44 Arrendatarios
+ 1 311.40	.30 (.17)		- 300.70 ( 637)		33.54	0.033	.70	642.6		32 Propietarios
- 9 717.46	.26 (.23)				32.17	0.043	.54	1 090.2		Grupo # 4
13 388.37	.10 (.17)	-3 016.43 (2 258)		-1 921.56 (1 221)	11.43	0.036	.76	1 353.4		14 Arrendatarios
16 558.22	.24 (.18)			795.41 (1 300)	12.17	0.04	.69	1 338.9		15 Propietarios

FUENTE: Investigación directa.

TABLA # 14

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE TRES ECUACIONES EMPIRICAS DEL LOGARITMO  
(BASE 10) DE LA PROPENSION MEDIA A AHORRAR

Constante	$\log\left(\frac{1}{T.F.}\right)$	Log T. F.	Log Edad	Educación	S. F. V.	F	P (F)	R	d.e.	Descripción
- 2.41	.22 (1.02)	.31 (3.66)			5.0	0.03	.22	.031		181 Arrendata- rios del Grupo # 1
- 1.69	.147 (1.11)		.02 (.11)		5.33	0.027	.34	.035		Grupo # 2
.481	.28 (1.27)	-.46 (4.6)			.53	0.03	.18	.065		32 Proprietarios del Grupo # 3

---

FUENTE: Investigación directa



TABLA # 15

COEFICIENTES Y ESTADIGRAFOS RELACIONADOS DE CUATRO ECUACIONES DE LA PROPENSION MEDIA A AHORRAR

Constante	$\text{Log} \left( \frac{1}{T.F.} \right)$	Log Ingreso	Log T.F.	Edad	Educación	F	P (F)	R	d.e.	Descripción
.15	.22 (.55)	-.16 (.86)				7.0	0.032	.40	.027	34 Proprietarios del Grupo # 2
-.98	.23 (.32)	.24 (.29)				6.0	0.035	.55	.01	Grupo # 4
- 1.79	.50 (.25)	.26 (.19)		-.004 (.006)	-.02 (.01)	4.5	0.034	.81	.01	14 Arrendatarios del Grupo # 4
-.94	.19 (.25)	.25 (.29)			.008 (.014)	3.0	0.035	.68	.01	15 Proprietarios del Grupo # 4

FUENTE: Investigación directa.

### H.3 COMPARACION DE RESULTADOS

La principal diferencia que se observa entre los estimadores mínimo-cuadráticos y los de máxima verosimilitud, tanto en los modelos con variables transformadas como en los de variables no transformadas, consiste en la pérdida de significación estadística de los segundos estimadores respecto a los primeros, pues los demás estadígrafos permanecen casi invariables.

Como este hallazgo se repite en las estimaciones que suponen "mínimos" errores de medición, es evidente la inestabilidad de las desviaciones estándar de los estimadores mínimo-cuadráticos, quizá debido a la multicolinealidad, pues aparentemente cualquier porcentaje de variación atribuible a error, disminuye considerablemente la significación de los estimadores.

## 1. EVALUACION DE LOS TRES TIPOS DE RESULTADOS

El primer tipo de estimadores que se calcularon, tanto en modelos lineales en las variables explicatorias como en los no lineales, fueron los mínimo-cuadráticos ordinarios, en los que se eliminó parcialmente la multicolinealidad excluyendo algunas variables explicatorias.

En el segundo tipo de estimadores, se elimina completamente la multicolinealidad, usando la técnica de componentes principales. Y en el tercer tipo de estimadores, se emplea el método de máxima verosimilitud para tratar de "limpiar" a los estimadores del primer tipo, del sesgo y la inconsistencia que producen la presencia de errores de medición en las variables explicatorias.

Los estimadores del primer tipo son menos significativos que los del segundo tipo, pero más significativos que los del tercer tipo. Es posible que si se abordaran al mismo tiempo los problemas de multicolinealidad y de errores en las variables, los estimadores resultantes tenderían a los del primer tipo. Sin embargo, ésta es una simple conjetura.

Los hallazgos descritos previamente revelan la necesidad de desarrollar métodos de estimación que aborden la solución

simultánea de un conjunto de problemas econométricos que se -  
presentan al manejar información de encuestas, y posiblemente  
también en series de tiempo, como son la multicolinealidad, -  
heteroscedasticidad y errores de medición en las variables -  
explicatorias.

### CAPITULO III

#### SIGNIFICACION E IMPLICACIONES DE POLITICA ECONOMICA DE LOS RESULTADOS ESTADISTICOS

El hallazgo más importante en esta investigación es la no incompatibilidad de la hipótesis ingreso absoluto o Keynesiana de la función consumo con la evidencia empírica. Y eso significa que al aumentar el ingreso de las familias aumenta su consumo (ahorro), pero aumentos sucesivos en el ingreso aumentan el consumo (ahorro) en una proporción menor (mayor).

A nivel de grupo, los dueños de empresas y a nivel de subgrupo los propietarios de vivienda, alcanzaron las más altas propensiones marginales a ahorrar, merced a su mayor ingreso. La elasticidad-ingreso del ahorro es, por lo tanto, positiva y mayor de la unidad. Es decir, cambios porcentuales en el ingreso dan lugar a cambios porcentuales mayores y en la misma dirección en el ahorro.

La propensión marginal a consumir (ahorro) se define como el cambio en el consumo (ahorro) provocado por un cambio en el ingreso. Si la hipótesis Keynesiana no se puede rechazar empíricamente, implica que la propensión marginal a consumir (ahorrar) es positiva y decreciente (creciente) al aumen--

tar el ingreso.

Por tanto, las familias de más alto ingreso, tienen una propensión marginal a consumir (ahorrar) menor (mayor) que la correspondiente a las familias de ingresos bajos. Es decir, al aumentar en un peso el ingreso de las familias de ingresos altos y las de ingresos bajos, el aumento en el consumo de las familias de ingresos bajos es mayor que el aumento de las familias de ingresos altos.

Si se redistribuye un peso de las familias de ingresos altos en favor de las familias de ingresos bajos, aumenta el consumo de éstas en mayor medida que la reducción presunta en el consumo de aquéllas, pues parece improbable que disminuya el consumo de las familias de ingreso alto. Lo que va a disminuir es su ahorro. Es indudable, entonces, que las redistribuciones del ingreso del tipo mencionado, aumentan la demanda agregada.

Existen varios mecanismos de redistribución del ingreso en favor de las familias de ingresos bajos: la intensificación de la progresividad del impuesto al ingreso, la educación pública, las políticas de fomento al bienestar social, como la asistencia y seguridad social, la vivienda, etc.

Por supuesto, si la hipótesis ingreso absoluto o Keynesiana fuese incompatible con la evidencia empírica, es decir si la propensión marginal a consumir (ahorrar) fuese independiente del ingreso, o constante al cambiar el ingreso, las redistribuciones del ingreso en favor de las familias de ingresos bajos o altos, no afectarían la demanda agregada.

El control sobre la demanda agregada es importante - tanto en países desarrollados como en los subdesarrollados.

En los países desarrollados ese control es un instrumento útil como política de estabilización económica; y en los países en vías de desarrollo, es una política de crecimiento económico, de empleo y de bienestar social.

Es una política de crecimiento económico porque la ampliación del mercado de bienes de consumo estimula la formación de capital, y la inversión es el componente que más contribuye a determinar el ritmo de crecimiento económico. Además, las redistribuciones del ingreso en favor de las familias de ingresos bajos constituyen una política típica de elevación del bienestar social.

Las redistribuciones del ingreso del tipo señalado ocasionan un aumento del nivel de ocupación a través del consumo

privado y a través de los gastos públicos.

El programa redistributivo vía consumo privado puede constituir en una elevación de la progresividad de la imposición al ingreso. Su repercusión sobre el nivel de ocupación se fundamenta en que las familias de ingresos bajos tienen una relativamente elevada propensión a consumir bienes de los sectores agrícola e industrial tradicional, como alimentos, textiles, bebidas, tabaco, etc., las cuales hacen uso intensivo de mano de obra. 28/

En cambio, las familias de ingresos altos tienen una elevada propensión a consumir bienes en cuya producción se hace uso intensivo del capital físico.

Las políticas redistributivas que se realizan a través de los gastos públicos consisten, en términos generales, en programas de vivienda, educación y salud, sectores en los cuales aumenta sustancialmente la ocupación. 29/

28/ Foxley, Alejandro. "Redistribución del consumo: efectos sobre la producción y el empleo". El Trimestre Económico, vol. XLI (2) abril-junio de 1974, núm. 162, F.C.E., México, D.F.

29/ Ibid.



Todo lo anterior puede resumirse diciendo que la hipótesis ingreso absoluto de la función consumo (ahorro) no es incompatible con la evidencia empírica, y por lo tanto, que las redistribuciones del ingreso en favor de las familias de ingreso bajo, sí aumentan la demanda agregada.

Otro resultado interesante de destacar es que las elevaciones del tamaño de familia ejercen presión significativa sobre el consumo (ahorro), presión que se acentúa en las familias de más bajos recursos, pues son en promedio, las más numerosas, y constituyen los sectores mayoritarios de la población.

A medida que aumenta el tamaño de familia, es mayor la influencia marginal del tamaño de familia sobre el ahorro. La elasticidad-tamaño de familia del ahorro es negativa y mayor de la unidad. En otras palabras, cambios porcentuales en el tamaño de familia repercuten en cambios porcentuales mayores y en dirección opuesta en el ahorro.

Este hallazgo representa un elemento de juicio adicional para respaldar las políticas demográficas que ponen énfasis en la planeación familiar, como instrumento para elevar los niveles de bienestar social de los más amplios sectores de la comunidad.

Sin embargo, el tamaño de familia no ejerce influencia sistemática sobre la propensión a consumir (ahorrar) en el grupo de ahorradores individuales del grupo # 3, pues no son jefes de familia.

La edad influye sobre el consumo (ahorro) y propensión a consumir (ahorrar) de los jefes y otros miembros de las unidades familiares. Cuando las familias son de reciente formación, el consumo y el gasto familiar se elevan considerablemente por la adquisición de bienes durables y de accesorios para los recién nacidos.

A medida que la familia avanza a la madurez, no sólo disminuye la propensión a consumir y tiende a desaparecer el desahorro, sino que se alcanza una elevada propensión a ahorrar. Sin embargo, la propensión a consumir (ahorrar) aumenta (disminuye) nuevamente cuando se llega a la vejez.

Es decir, la edad influye sobre la propensión a ahorrar de acuerdo con el mismo patrón que se especifica en la hipótesis ciclo de vida: la propensión a consumir (ahorrar) es elevada (baja) en la juventud y en la vejez, y es baja (alta) en la madurez.

La educación ejerce una influencia positiva sobre el

consumo (ahorro), tanto directa como indirecta a través del ingreso. Por lo tanto, parece deseable que las autoridades educativas del país planeen las necesidades cualitativas y cuantitativas presentes y futuras de educación, e implementen las políticas educativas ad-hoc para asignar los recursos de modo que satisfagan aquellas necesidades.

La situación de propiedad de la vivienda influye positivamente sobre la propensión a consumir (ahorrar). Este es un resultado bastante razonable, pues generalmente el pago del alquiler de la vivienda absorbe una fracción relativamente elevada del ingreso.

La situación de propiedad de vivienda, al igual que el tamaño de familia, tampoco influye sistemáticamente en el grupo # 3 de entrevistados, que no son jefes de familia.

Los hallazgos de esta investigación proporcionan bases satisfactorias para la formulación de la política fiscal, demográfica y educativa más adecuadas para impulsar el crecimiento económico y para elevar los niveles de bienestar social.

## CONCLUSIONES

El lector seguramente recordará que los principales objetivos de esta investigación son: contrastar la hipótesis de ingreso absoluto y las hipótesis de trabajo formuladas sobre la naturaleza específica de la influencia de algunas variables demográficas sobre el ahorro y propensión media a ahorrar con la evidencia empírica, y por otra parte, tratar de calcular los estimadores que mejor satisfagan los requisitos de ausencia de sesgo, eficiencia y consistencia.

El contraste de estas hipótesis de trabajo con la evidencia estadística tiene a su vez la finalidad de proporcionar bases teóricas y empíricas para la formulación de políticas en materia fiscal, educativa y demográfica, adecuadas a las metas de elevar los niveles de bienestar socioeconómico de la comunidad y en particular de los estratos poblacionales de recursos económicos más modestos.

Además, se intentó estimar los modelos que arrojaran los mejores ajustes estadísticos, para lo cual se realizaron transformaciones en las variables que fueran acordes con las

hipótesis de trabajo formuladas, se utilizaron las técnicas de regresión por pasos, y el análisis de componentes principales para eliminar totalmente la multicolinealidad.

Para la consecución de estos objetivos se empezó por plantear la hipótesis ingreso absoluto, y otras hipótesis de comportamiento de la función consumo o ahorro, así como las hipótesis de comportamiento de las variables demográficas, en el capítulo I y en la sección F.1 del capítulo II, respectivamente.

En el capítulo II se contrastan las hipótesis de trabajo mencionadas primero a través de la estimación mínimo-cuadrática de modelos lineales en los parámetros y en las variables explicatorias, y en seguida con modelos lineales en los parámetros pero con variables transformadas para (eliminar la heteroscedasticidad y) calcular estimadores eficientes (de mínima varianza).

A continuación se aplicó análisis de componentes principales para eliminar la multicolinealidad, con la cual se ele

vó la significación estadística de los estimadores. Sin embargo los estimadores de máxima verosimilitud calculados para eliminar los errores de medición en las variables explicatorias son, en general, menos significativos que los mínimo-cuadráticos.

Es posible, por lo tanto, que si pudieran eliminarse simultáneamente los problemas de multicolinealidad y errores en las variables, los estimadores resultantes tenderían a los mínimo-cuadráticos ordinarios. Por esa razón se considera a éstos como los más confiables.

Las estimaciones realizadas revelan, al menos para la información de la muestra, que las variables explicatorias tomadas en su conjunto sí influyen significativamente sobre el ahorro y propensión media a ahorrar en el conjunto de los grupos de ahorradores.

En particular, se encontró que el ingreso, la edad, la educación y la situación de propiedad de vivienda de los entrevistados influyen positiva y significativamente sobre su

ahorro y propensión media a ahorrar, mientras que el tamaño de familia lo hace negativamente.

Sin embargo, el hallazgo más importante es que la hipótesis ingreso absoluto no es incompatible con la evidencia estadística. Es decir, las propensiones media y marginal a ahorrar son mayores en las familias de más altos ingresos. Lo cual implica que es posible influir sobre la demanda agregada a través de políticas impositivas que redistribuyan el ingreso en favor de los estratos poblacionales de menores ingresos.

Si las propensiones media y marginal a ahorrar fueran constantes, es decir, independientes del ingreso, no sería posible influir sobre la demanda agregada a través de aquellos instrumentos de política fiscal.

La edad influye sobre la propensión media a ahorrar, con el mismo patrón de comportamiento que en la hipótesis ciclo de vida, es decir, la propensión media es baja en la juventud - vejez, y relativamente alta en la madurez. En la juventud, la compra de bienes durables mantiene bajo el coeficiente de -

ahorro, mientras que los jubilados y retirados ahorran poco por su bajo ingreso.

El tamaño de familia influye negativamente sobre el ahorro y propensión media a ahorrar.

En promedio, las familias de los estratos de ingresos más bajos, son más numerosas que las de ingresos altos, como puede verse en la tabla # 3, y constituyen los mayores estratos poblacionales. Mayor población implica mayores necesidades de bienes y servicios, y la satisfacción de éstas implica a su vez mayores niveles de productividad y de educación.

Por lo tanto parece necesario que la sociedad y las mismas unidades familiares, planifiquen el crecimiento de la familia, para asegurar el mayor bienestar a las nuevas generaciones.

Lo anterior sugiere que es factible proveer de mayores niveles de bienestar socioeconómico a los núcleos poblacionales más numerosos, y que es también factible ampliar la dimensión de los mercados de bienes y servicios a través de una



intensificación de las políticas redistribuidoras del ingreso, como la imposición progresiva al mismo, de un apoyo sostenido a las políticas educativas que aumenten la productividad de los trabajadores y la formulación de una política demográfica adecuada.

## A P E N D I C E.

La finalidad de esta apéndice consiste primordialmente en ilustrar las salidas típicas resultantes del proceso de cómputo electrónico. Todas las salidas se refieren al grupo # 1 de ahorradores, tratando de incluir las más representativas de cada etapa del análisis estadístico. Por ejemplo, la primera salida corresponde a los estimadores mínimo-cuadráticos ordinarios.

La segunda salida corresponde a la ecuación que arroja el mejor ajuste estadístico, a través de las técnicas de regresión por pasos, reduciendo la multicolinealidad. (Subgrupo de Inquilinos).

El análisis de residuales se presenta en la tercera salida para detectar la presencia ( o ausencia ) de varianzas homoscedásticas.

En la cuarta salida aparecen los coeficientes y estadígrafos relacionados de la ecuación empírica que utiliza variables transformadas para eliminar la heteroscedasticidad, es decir la que arroja estimadores eficientes o de mínima varianza. El análisis de residuales correspondiente se presenta en la quinta salida. (Subgrupo de Inquilinos ).

Los resultados del análisis factorial que se utilizaron en el análisis de componentes principales, el que a su vez se practicó para eliminar la multicolinealidad, aparecen en la sexta salida, mientras que los resultados de la estimación de máxima - verosimilitud utilizada para eliminar el sesgo que introducen en los estimadores los errores de medición en las variables explicatorias, se presentan en la séptima salida.

S T A T I S T I C A L   A N A L Y S I S   S Y S T E M

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE, REGRESSION COEFFICIENTS, AND STATISTICS OF FIT FOR DEPENDENT VARIABLE AHORRO

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB. > F	R-SQUARE	C.V.
REGRESSION	5	5227108870.86084	1246421774.17217	56.76453	0.0001	0.53654491	94.41479 (
ERROR	243	5383151149.21948	22152885.38773				
CORRECTED TOTAL	248	11615260020.08032					
						STD DFV	AHORRO MEAN
						4706.68518744	4985.14756

SOURCE	DF	SEQUENTIAL SS	F VALUE	PROB. > F	PARTIAL SS	F VALUE	PROB. > F
INGRESO	1	6129648523.83177	277.14893	0.0001	2617566639.95876	118.15917	0.0001
EDAD	1	44112883.02129	1.99129	0.1557	45967623.85967	2.07470	0.1472
TAMFAM	1	23105278.63928	1.49440	0.2233	23891937.43235	1.07850	0.3115
EDUCACIO	1	6612848.78539	0.29851	0.5922	658617.45921	0.27349	0.6080
INQUILIN	1	9629337.28341	0.38954	0.5404	9629337.28341	0.38954	0.5404

SOURCE	B VALUES	T FOR H0:B=0	PROB. > T	STD ERR B	STD B VALUES
INTERCEPT	-1657.35567963	-1.12625	0.2601	1471.5656107	0.0
INGRESO	0.1423182	10.87010	0.0011	130.6628	0.68718409
EDAD	48.93180088	1.44038	0.1472	33.97146463	0.06805629
TAMFAM	-140.05247831	-1.03851	0.3005	134.85908348	-0.04720125
EDUCACIO	45.18875966	0.52296	0.6081	86.49419	3192899
INQUILIN	444.27380854	0.62413	0.5404	711.82659076	0.02898194

STEPWISE REGRESSION PROCEDURE FOR DEPENDENT VARIABLE AMORRO

NUMBER IN R-SQUARE VARIABLE IN MODEL

1	0.5645606	INGRESO
2	0.57242575	INGRESO EDAD
3	0.57931236	INGRESO EDAD TAMFAM

THE VARIABLES IN THE ABOVE MODEL HAVE ALL BEEN DEEMED SIGNIFICANT AT THE 0.1000 SIGNIFICANCE LEVEL

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE, REGRESSION COEFFICIENTS, AND STATISTICS OF FIT FOR THE ABOVE MODEL

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB GT F	R-SQUARE	C.V.
REGRESSION	3	3860838530.80857	1286946176.93619	81.24687	0.0001	0.57931236	98.13651
ERROR	177	2807680944.32955	15840005.33520				
CORRECTED TOTAL	180	6668519475.13812					

SOURCE	DF	SEQUENTIAL SS	F VALUE	PROB GT F	PARTIAL SS	F VALUE	PROB GT F
INGRESO	1	3762521369.55720	237.53283	0.0001	3634055068.91286	229.42259	0.0001
EDAD	1	52421184.41392	3.30942	0.0677	71786622.38732	4.46885	0.0337
TAMFAM	1	45895976.83745	2.85747	0.0865	45895976.83745	2.89747	0.0865

SOURCE	T VALUES	T FOR HO B=0	PROB GT ABS(T)	STD ERR B	STD B VALUES
MEAN	-2249.1410034				
INGRESO	0.16073102	15.14670	0.0001	0.01056540	0.74480088
EDAD	70.00212457	2.11397	0.0337	33.49539922	0.10581448
TAMFAM	-222.24510864	-1.70220	0.0865	137.56385221	-0.08481773

STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE REGRESSION COEFFICIENTS AND STATISTICS OF FIT FOR DEPENDENT VARIABLE ANCRRE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB > F	R-SQUARE	C.V.
REGRESSION	1	55355830.35526830	55355830.35526830	94.5749	0.0001	0.92547839	22.842131
ERROR	7	4537899.47313170	648271.35330453				
CORRECTED TOTAL	8	43897735.82839999					
			STC DEV				ANCRRE MEAN
			805.15299994				3524.86000

SOURCE	DF	SEQUENTIAL SS	F VALUE	PRGT > F	PARTIAL SS	F VALUE	PROB > F
INGRESS	1	56005830.35526829	86.93248	0.0001	56355830.35326829	86.93248	0.0001

SOURCE	B VALUES	T FOR H0B=0	PROB > T	STD ERR B	STC B VALUES
INTERCEPT	474.47427481	2.54290	0.0313	383.21301406	0.0
INGRESS	0.08187454	9.32370	0.0001	0.00877807	0.96201787

STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM  
 INQUIRY

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE, REGRESSION COEFFICIENTS, AND STATISTICS OF FIT FOR INDEPENDENT VARIABLE LOGPNEA

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB > F	R-SQUARE	C.V.
REGRESSION	3	1.64571665	0.54857222	3.61779	0.0146	0.06033924	35.82636
ERROR	149	26.25160158	0.15533492				
CORRECTED TOTAL	172	27.93731824					
						STC CFV	LOGPNEA MEAN
						0.39412551	-1.11613

SOURCE	DF	SEQUENTIAL SS	F VALUE	PRCB > F	PARTIAL SS	F VALUE	PROB > F
LINPERCA	1	1.35.55481	8.69447	0.0043	1.47263485	2.59076	0.11052
LOGEDAD	1	0.19051432	1.22647	0.2689	0.23335961	1.30124	0.2532
LOGEDUCA	1	0.14464752	0.93120	0.6625	0.14464752	0.53120	0.6625

SOURCE	B VALUES	T FOR H0JB=0	PROB > T	STD ERR B	STC B VALUES
INTERCEPT	-2.2664644	-4.44855	0.0001	0.51622281	7.0
LINPERCA	1.1675719	1.60958	0.1153	0.10100251	0.15489115
LOGEDAD	0.2233107	1.14334	0.2522	0.28192115	0.08558510
LOGEDUCA	0.12977879	0.96499	0.6625	0.13448176	0.09258891

VARIABLE	N	MEAN	STANDARD DEV	VARIANCE	SUM	(CORRECTED) S <sup>2</sup>	LCM	IGF	C.V. I
RANKLIMP=1									
RANKLIMP	18	0.0	0.376068	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
LOGPMA E	18	0.054741	0.376068	0.141427	0.0	0.414266	0.36742	0.777805	396.843
RANKLIMP=2									
RANKLIMP	18	0.0	0.571791	0.0	16.000000	0.0	1.000000	1.000000	0.0
LOGPMA E	18	0.051010	0.571791	0.26545	0.918114	5.553065	-1.369077	0.685984	1120.947
RANKLIMP=3									
RANKLIMP	18	0.0	0.422345	0.0	32.000000	0.0	2.000000	2.000000	0.0
LOGPMA E	18	-0.112126	0.422345	0.178122	-1.752412	2.611820	-1.073923	0.633953	376.739
RANKLIMP=4									
RANKLIMP	22	3.000000	0.351145	0.0	66.000000	0.0	3.000000	3.000000	0.0
LOGPMA E	22	-0.049277	0.351145	0.123303	-1.182993	2.593361	-0.667551	0.636518	713.319
RANKLIMP=5									
RANKLIMP	18	4.000000	0.0	0.0	72.000000	0.0	4.000000	4.000000	0.0
LOGPMA E	18	-0.047812	0.0	0.254314	-0.860610	4.323334	-1.265923	0.844462	1094.194
RANKLIMP=6									
RANKLIMP	19	5.000000	0.0	0.0	75.000000	0.0	5.000000	5.000000	0.0
LOGPMA E	19	0.052009	0.447330	0.200164	1.380129	2.831461	-0.671781	0.956119	486.184
RANKLIMP=7									
RANKLIMP	17	6.000000	0.0	0.0	132.000000	0.0	6.000000	6.000000	0.0
LOGPMA E	17	-0.186590	0.288322	0.083329	-3.172072	1.337071	-0.659697	0.346604	156.381
RANKLIMP=8									
RANKLIMP	23	7.000000	0.0	0.0	154.000000	0.0	7.000000	7.000000	0.0
LOGPMA E	23	-0.053880	0.320043	0.122427	-0.85417	2.151975	-1.713536	1.555797	8244.031
RANKLIMP=9									
RANKLIMP	19	8.000000	0.0	0.0	152.000000	0.0	8.000000	8.000000	0.0
LOGPMA E	19	0.046037	0.318067	0.101166	0.874712	1.829995	-0.374769	0.425653	690.866
RANKLIMP=10									
RANKLIMP	16	9.000000	0.0	0.0	144.000000	0.0	9.000000	9.000000	0.0
LOGPMA E	16	0.146236	0.319981	0.122368	1.91777	1.515818	-0.366604	0.366604	468.532



EIGEN VECTORS

	1	2	3	4	5
PIGREFP	0.81612	-0.12871	0.25704	-0.24876	-0.71321
TAMFAM	0.08494	0.64111	0.61779	0.43943	0.14952
PIAJ	0.34742	0.5114	-0.1509	-0.46667	0.14265
SIJLACTI	0.50722	-0.45993	0.12283	-0.2494	0.60416
INQUILIN	0.38456	0.17889	-0.68932	0.12027	0.02920

INSRS

9:03

MEA 22-AGO-1973

DO YOU DESIRE USER INSTRUCTIONS, TYPE YES OR NO? 3  
ORDER? 3

A(1,1) ? 1087535510.712,8737.607,76903.954

A(2,1) ? 8737.607,5.31199,3.796

A(3,1) ? 76903.954,3.796,89.568

ANY CORRECTIONS? TYPE YES OR NO? 3

WANT TO PRINT RIGHT VECTORS? 1

B(1,1) ? 1647495-1.315,031.7

ANY CORRECTIONS? TYPE YES OR NO? 3

SOLUTION

.14917043E+04

-.16330194E+03

.51329212E+02

THE RELATIVE ERROR IS

.45305 E-4

THE COEFFICIENT MATRIX HAS BEEN SAVED. DO YOU WANT TO PRINT THE RIGHT HAND VECTORS TO SOLVE, TYPE YES OR NO? 3

## BIBLIOGRAFIA

1. Ando, A. y Modigliani, F. (1963), "The Life-Cycle Hypotesis of saving: aggregate implications and test", *Am. Ec. Rev.*, vol. 53, no. 1, part 1.
2. Balán, J. y E. J. de Balán. Movilidad Social, Migración y Fecundidad en Monterrey Metropolitano, C.I.E. de U.N.L., 1966, Monterrey, N.L.
3. Culbertson, J.M. (y otros), "Survey research: findings and implications for theory and policy: discussion". *American Economic Review*, vol. 55: 276-283, 1965.
4. Draper y Smith. Applied Regression Analysis, Wiley, New York, 1966.
5. Duesenberry, J. Income, saving and the theory of consumer behavior. Harvard University Press, Cambridge, Mass. 1959.
6. Ferber, R. "Research on household behavior", *AER*, 5:19-63, marzo de 1962.
7. Fisher, J., "Income, spending, and saving patterns of consumer units in different age groups" en National Bureau of Ec. Research, Studies in income and wealth, vol. 15.- New York, 1962.
8. Fox, Karl A. Intermediate Economic Statistics, Wiley, New York, 1968.
9. Foxley, Alejandro. "Redistribución del consumo: efectos sobre la producción y el empleo". *El Trimestre Económico*. Vol. XLI (2), abril-junio de 1974, núm. 162, F.C.E., México, D.F.
10. Friedman, M. A Theory of the Consumption Function, Nat. Bur. of Ec. Research, Princeton, 1957.
11. Goldberger, A. Econometric Theory, Wiley, New York, 1964.
12. Johnston, J. Econometric Methods, Mc. Graw Hill Co., New York, 1972.

13. Kendall, M.G. A Course in Multivariate Analysis. Griffin and Co., London, 1966.
14. Keynes, J.M. La teoría general de la ocupación, el interés y el dinero. F.C.E., México, D.F., 1943.
15. Klein, L.R., "Estimating patterns of savings behavior from sample survey data", *Econometrica*, Oct. 1951, 19: 483-454.
16. Klein L.R. and J.M. Morgan, "Results of alternative statistical treatments of sample survey data", *JASA* 46:442-460.
17. Klein, L.R. and J.M. Morgan, "Statistical estimation of - economic relationships from survey data" in George Katona, L.R. Klein, J.M. Lansing, and J.M. Morgan, Contributions of Survey Methods to Economics, New York, 1954, pp. 189-240.
18. Klein, L.R. Textbook of econometrics, Row, Peterson and Co., Evanston Ill., 1956.
19. Kuznets, S., National Product since 1869. Nat. Bur. of Ec. Research, New York, 1946.
20. Kuznets, S., "Uses of national income in peace and war", Occasional Paper, núm. 6, Nat. Bur. of Ec. Research, New York, 1942.
21. Modigliani, F. and R. E. Brumberg, "Utility Analysis and the Consumption function: An interpretation of cross-section data" en K.K. Kurihara, ed., Post-Keynesian Economics, New Brunswick, New Jersey, pp. 388-436, 1954.
22. U.S. Bureau of labor statistics. Consumer purchase study, bulletin, núms. 642-649.
23. U.S. Department of Commerce, datos de ingreso y ahorro global desde 1929 hasta 1940.
24. Wonnacott, R.J. y Wonnacott, T.H. Econometrics, Wiley, New York, 1970.

CENTRAL DE TESIS

Leandro Valle 20-C (entre Perú y B. Domínguez)  
México 1, D.F. Tel. 526-35-92



