

INDICE

ECONOMIA

PRESENTACION

1

ARTICULOS

JAVIER IGUINIZ **Sobre la Teoría del Intercambio Desigual.**

3

PHILIP MUSGROVE **La Distribución del Ingreso y la Propensión Agregada al Consumo.**

41

RUBEN SUAREZ **Población y Fuerza Laboral en el Perú: Revisión Metodológica e Implicancias.**

65

RICHARD WEBB **Tendencias del Ingreso Real en el Perú, 1950-1966.**

147

NOTAS SOBRE EL DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

219

La Distribución del Ingreso y la Propensión Agregada al Consumo.

PHILIP MUSGROVE

I. INTRODUCCION

Es intuitivamente atractivo suponer que conforme aumentan los ingresos de una unidad de consumo u hogar, la fracción de los ingresos que se gastan en consumo seguirá constante o disminuirá. Hay muy poco trecho entre este supuesto y la expectativa plausible de que conforme los ingresos se distribuyan más equitativamente en una economía (sin cambios en los niveles mínimos, medios y máximos), la propensión promedio al consumo debería seguir igual o aumentar. Sin embargo, la segunda afirmación no se deriva lógicamente de la primera a no ser que todas las transferencias de ingresos ocurran entre receptores que tengan gustos iguales y sean idénticos en todo, salvo en los ingresos. Blinder¹ encontró, al estudiar datos agregados de los EE.UU., que los ligeros cambios en la desigualdad de ingresos desde la II Guerra Mundial —si es que muestran algo— es precisamente el efecto contrario: La PPC (Propensión Promedia al Consumo) aumenta cuando los ingresos se distribuyen menos igualmente. El autor sugiere que este resultado contraintuitivo podría explicarse en parte por la influencia de los ingresos relativos más que los absolutos sobre el consumo; pero que la causa principal ha sido el cambio en la composición de la fuerza laboral ocurrido en décadas recientes. También señala que las expectativas respecto a las propensiones individuales y agregadas dependen de los parámetros de la función de

* Este trabajo debe mucho a las discusiones sostenidas con Surjit Bhalla. Estoy también agradecido a Robert Lawrence por una colaboración de los datos de ingresos, a Jorge Lamas por preparar los datos y a Antonina Musgrove y Alisa Rivkin por los resultados de regresión. Robert Ferber comentó ampliamente una versión anterior y dos puntos fueron aclarados por los comentarios útiles de un árbitro.

** El autor es investigador de la Brookings Institution de Washington y Coordinador Técnico del Programa ECIEL

1 Alan S. Blinder. "Distribution Effects and the Aggregate Consumption Function", *Journal of Political Economy*, 3 (1975), pp. 447-75.

utilidad que se supone que los consumidores maximicen.

En un artículo posterior, Della Valle y Oguchi², trataron de ver si los resultados de las series de tiempo de Blinder se repetirían en un análisis de corte transversal internacional. Usando estimados del PNB de 37 países y tomando varias medidas de la desigualdad de ingresos del estudio de Paukert³, encontraron que la propensión al consumo depende del nivel de ingresos, pero parece ser independiente de la desigualdad. El coeficiente de concentración de Gini se asocia significativamente a la PPC si no se toma en cuenta el ingreso; pero, cuando se incluyen ambas variables en una ecuación, sólo es importante el nivel de ingresos. Sin embargo, cuando el análisis se limitó a datos sobre series de tiempo recopilados en 10 países de la OCDE, la desigualdad pareció afectar el consumo tal como se esperaba. Della Valle y Oguchi atribuyen este resultado a la mayor homogeneidad de los países relativamente desarrollados y al uso, conceptualmente preferible, del ingreso disponible en lugar del PNB.

En este trabajo ampliamos el análisis en sección transversal de cómo las propensiones al consumo podrían depender de las desigualdades en los ingresos. Una diferencia entre nuestro trabajo y el de Della Valle y Oguchi, es que utilizamos datos sobre ingresos disponibles de hasta 30 países que cubren una amplia gama de ingresos y en los que el ingreso se mide tanto en sus términos nominales como en estimados de sus términos reales. La mejora de la información, por sí sola, parece justificar la repetición del ejercicio. La otra diferencia es que comenzamos con un modelo de la función de consumo de cada unidad de consumo individual. Cuando este modelo se agrega a través de la distribución del ingreso para producir la PPC total, se hace claro que las funciones agregadas, anteriormente usadas, son demasiado sencillas como para captar todos los efectos de la desigualdad y ésto, así como lo inadecuado de los datos, podrán explicar el no haberse encontrado un efecto distribucional. El modelo que hemos desarrollado lleva, en particular, a tres inferencias que deben probarse, aunque no todas ellas pueden examinarse adecuadamente con los datos disponibles. Estas son, primero, que los ingresos deben medirse en relación al nivel de subsistencia; segundo, que la forma de la distribución del ingreso, y no sólo una medición resumida de su concentración, deberán relacionarse al consumo; y, tercero, que tanto la concentración como la forma de la distribución interactúan con el nivel de ingresos, mientras que los efectos distributivos se reducen conforme aumentan los ingresos.

2 Philip A. Della Valle y Noriyoshi Oguchi, "Distribution, the Aggregate Consumption Function, and the Level of Economic Development: Some Cross-Country Results", *Journal of Political Economy*, 84 (1976), pp. 1325-34.

3 Felix Paukert, "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence", *International Labor Review*, 108 (1973), pp. 97-125.

II. UNA FUNCION DE CONSUMO AGREGADO

Comenzamos por suponer que toda unidad de consumo (posteriormente se considerará la definición apropiada) tiene un ingreso de $I = Z + X$, en la que Z es la cantidad necesaria para subsistir y $X \geq 0$ son ingresos adicionales a la subsistencia, o supernumerarios. Por definición, todos los ingresos de subsistencia son consumidos; el ahorro comienza sólo cuando $X > 0$. La unidad individual tiene una propensión promedio a consumir en la forma de:

$$PPC = k + (1-k) f(X) \quad (1)$$

La función f tiene las propiedades $f(0) = 1$, $\lim_{X \rightarrow \infty} f(X) = 0$, y $f' \leq 0$;

si la PPC va a ser una función suave de x , también se requiere

$$f'(0) = \lim_{X \rightarrow 0} f'(X) = 0$$

Conforme los ingresos aumentan más allá de la subsistencia, la PPC se aproxima a la constante $k < 1$. Es así que a altos ingresos la forma (1) se hace igual a la hipótesis del ingreso permanente (PIH) de Friedman (1957), por lo menos si se usa la X permanente y no la observada (no existe diferencia entre la Z permanente y la transitoria, excepto que las necesidades de alimentos cambien durante la enfermedad o bajo las exigencias de un trabajo pesado). A bajos ingresos la propensión tiende hacia el 1: la especificación elimina el principal elemento de irrealidad del PIH, que es el hecho de que no toma en cuenta las necesidades. La transición de 1 a k en la propensión está de acuerdo con la forma logística de la función de consumo agregado descrita por Landau⁴ para los países latinoamericanos y, posteriormente, por Chenery y Syrquin (1975) para un gran número de países de todo nivel de ingresos. La forma (1) también incluye el sistema del gasto lineal extendido calculado por Lluch y colaboradores⁵, tanto para los datos agregados como para los domésticos: la función $f(X)$ en tal caso es $Z/(X + Z)$, lo que satisface todas las propiedades deseadas excepto que $f'(0) < 0$. Otra función con la forma general de (1) es la logística estimada por Bhalla (1976) para hogares hindúes en la que $f(X) = \exp(-bX^2)$. Es así que la forma

4 Luis Landau, "Saving Functions for Latin America", in Hollis B. Chenery (ed.), *Studies in Development Planning* (Cambridge, 1971).

5 Constantino Lluch, Alan Powell y Ross Williams, *Patterns in Household Demand and Saving*, (Londres, 1977).

propuesta de la PPC es una generalización de varias funciones de consumo para las que existe respaldo teórico o empírico.

La propensión del consumo agregado se encuentra integrando (1):

$$PPC = k + (1/NI) \int_0^{\infty} [k + (1-k)f] N(I) dI \quad (2)$$

en la que $N(I)$ es el número de unidades con ingresos I , y NI es el total de ingresos disponibles. Usando los supuestos $I \geq Z$ y $f(0) = 1$, se puede volver a escribir la expresión (2) como sigue:

$$PPC = k + (1-k)(Z/I) + (1-k) \int_0^{\infty} (X/I) f(X)n(X)dX$$

en la que ahora I son los ingresos medios totales y $n(X) = N(X)/N$ es la parte de la población que cuenta con un ingreso supernumerario X . La primera parte de la integral en (2) reduce a $(1-k)$ veces la fracción de los ingresos totales que corresponde a los ingresos de subsistencia. La segunda parte de la integral, el tercer término en (3), también incluye I pero, por otro lado, es una función de X sola.

Tres características de la función del consumo agregado se hacen aparentes de la expresión (3):

(i) la desigualdad del ingreso total I , no tiene importancia; es sólo una desigualdad en la distribución del ingreso supernumerario X la que afecta la propensión a consumir.

(ii) En el término de la desigualdad o distribucional la X es normalizada no por su propia media $E(X)$ sino por el ingreso total medio I . Esto significa que la distribución del ingreso interactúa con el nivel de ingresos, o que tiene importancia la relación $E(X)/I$. Esto es, por supuesto, uno, menos la parte de subsistencia que aparece en el segundo término de (3).

Toda la expresión puede escribirse entonces:

$$PPC = k + (1-k)(Z/I) + (1-k)(1-Z/I) \int_0^{\infty} (X/E(X)) f(X)n(X)dX \quad (4)$$

iii) No es obvio cuál, si la hay, de las medidas comunes de la desigualdad del ingreso se asocia con, o explica mejor, la propensión al consumo; el término distribucional depende no sólo de $n(X)$ sino también de la función $f(X)$. Substituyendo algún $n(X)$ y $f(X)$ en particular, hace que la PPC dependa de los parámetros de aquellas funciones, pero no necesariamente de alguna manera

sencilla; se debe esperar la no-linealidad y la interacción.

La PPC agregada (3) se deriva de varios supuestos que merecen examen más detallado: ésto, en parte, es debido a que de por sí pueden ser cuestionables y, en parte, porque imponen requisitos estrictos sobre los datos que puedan ser utilizados para probar dicha relación.

La *propensión asintótica* se supone que es independiente de la distribución del ingreso supernumerario X . Este supuesto está dentro del espíritu del PIH, en el que la propensión de cada hogar es independiente de su ingreso permanente, aunque éste pueda depender de la tasa de interés, la composición de la riqueza u otros factores. Sin embargo, para comparaciones entre países o a través del tiempo, el valor promedio de k debe ser constante, lo que es un supuesto más exigente. Si no se le satisface, la función agregada deberá incluir otras variables para explicar la diferencia en k .

El *ingreso de subsistencia* Z deberá ser igual para todas las unidades de manera que pueda retirarse de la integral en (2) y todas las unidades puedan comenzar a ahorrar al mismo nivel. Una implicación inmediata es que la única unidad receptora apropiada es un adulto-equivalente medido dentro de un hogar. Desafortunadamente los datos sobre distribución del ingreso casi nunca se presentan de esta manera: típicamente, se relacionan ya sea a individuos, que son unidades insatisfactorias porque no se toma en cuenta las personas que dependen del perceptor; o a hogares, que son unidades casi inútiles porque se diferencian tanto en tamaño como en composición. La exigencia de que Z sea una constante refuerza el argumento de Kuznets (1976) de que los datos sobre ingresos siempre deberían, por lo menos, ser presentados sobre una base por persona dentro de los hogares, aún si no se hace ningún ajuste a adulto-equivalente.

La segunda implicancia es que Z se identifica mejor como un *mínimo biológicamente necesario* en lugar de como un nivel de "subsistencia" definido socialmente o un nivel en el cual los hogares se sienten lo suficientemente holgados como para comenzar a ahorrar. Esto se debe tanto a que Z debería ser igual para todos (lo que es menos de esperarse si se le define como referencia a condiciones de vida promedias o deseadas), y porque nunca se asume que el ingreso total I será menor que Z . Si en realidad el ahorro no empieza hasta muy por encima de la línea de pobreza biológica, la función $f(X)$ simplemente permanece igual a uno durante un rango inicial de X . Desde que esta función también tiene que ser igual para todas las unidades (cuando están bien definidas), los límites de la pobreza biológica y social pueden diferenciarse, pero siempre deben diferenciarse por la misma cantidad. Las únicas variaciones en el $f(X)$ entre las unidades son aquellas que, como las diferencias en k , son independientes

del nivel de ingresos⁶. Desafortunadamente, no es probable que definición alguna de X se sobreponga a la dificultad de que cualquier medida de la "subsistencia" varía con el precio de las necesidades, de manera que el valor monetario de Z variará dentro de un país, aún si la canasta física que representa es constante. En principio, este problema puede encararse sólo ajustando los datos de ingresos, para tomar en cuenta los diferenciales de precios antes de efectuar comparación alguna (nótese que no es necesario que Z sea igual entre países, desde que entre la PPC sólo en relación al ingreso medio I).

III INTERPRETACION DEL EFECTO DE DISTRIBUCION

Por definición, $\int_0^t n(X) dX = F(t)$, la participación acumulativa de la población para la que $X \leq t$. Similarmente $\int_0^{\infty} (X/E(X))n(X)dX = F_1(t)$ es la participación acumulativa de los ingresos supernumerarios recibidos por unidades con $X \leq t$. $F(t)$ y $F_1(t)$ definen un punto en la curva de Lorenz para la distribución de X.

Definimos una tercera participación, que se refiere al consumo en lugar del ingreso, como $F_2(t) = \int_0^t (X/(E)) f(X)n(X)dX$ (5). Desde que $f(t) \leq 1$, sigue que $F_2(t) \leq F_1(t)$ para todos los valores de t, con estricta desigualdad tan pronto como comienza $F(X) < 1$, o el ahorro. $F(t)$ y $F_2(t)$ definen una segunda curva, que se muestra en la Figura 1, que cae debajo de la curva de Lorenz para X: $F_2 = \lim_{t \rightarrow \infty} F_2(t)$ es sólo el término integral en (4), que puede interpretarse $t \rightarrow \infty$ como la parte del ingreso supernumerario que se consume. También es obvio, nuevamente en base a $F(X) \leq 1$, que la pendiente de la segunda línea en todas partes es menor que, o igual a la de la curva de Lorenz. Más aún, si suponemos que la distribución de X tiene una cola superior angosta, $Xf(X)$ en (X) eventualmente se hace muy pequeña: entonces la pendiente de la línea definida por $F(t)$ y $F_2(t)$ disminuirá hacia cero, mientras que la pendiente de la curva de Lorenza aumenta continuamente.

6 Podría discutirse que la percepción que un hogar tenga del nivel de subsistencia dependerá ya sea de sus propios ingresos o del ingreso medio de la sociedad; esto es, los ricos consideran como "subsistencia" un nivel de ingresos en que el pobre podría y estaría dispuesto a ahorrar. El hacer que Z varíe con I es equivalente a dejar que $f(X)$ varíe con I, desde que cambia la definición de X. Sin embargo, cualquiera de estos cambios hace imposible separar términos en Z cuando se integra la función de consumo de los hogares; sería necesario especificar una función $h(I)$ cuyos parámetros aparecerían en la PPC, igual que con una función específica $f(X)$. Rechazamos este enfoque en parte que la aparente dependencia de Z en I es un fenómeno a corto plazo dependiente del consumo de un hogar en el pasado reciente. A la larga, es razonable suponer que Z es igual para todos los hogares.

Estas propiedades tienen dos implicaciones para la integral F_2 que representa el efecto de la desigualdad del ingreso sobre la pensión al consumo:

i) F_2 disminuye conforme aumenta el coeficiente de Gini. Cuando $G(x) = 0$ (perfecta igualdad o todas las $X = E(X)$, $F_2 = f(E(X))$) y cuando $G(x) = 1$ (perfecta desigualdad, o un receptor obtiene un ingreso supernumerario de $X_{\max} = NE(X)$, $F_2 = 0$, a no ser que el país sea tan pobre que aún el receptor "rico" todavía no ha alcanzado una pensión al ahorro de $1-k$).

ii) La monotonicidad de $f(X)$ también garantiza que para un coeficiente de Gini dado, F_2 será menor cuando la curva de Lorenz esté desviada a la derecha (hacia el eje vertical) que cuando esté desviada a la izquierda (hacia el eje horizontal). Esta relación depende del supuesto de que los otros factores que puedan influenciar en $f(X)$ están distribuidos independientemente de X .

Concluimos que el coeficiente de Gini $G(X)$ puede ser una representación aceptable del efecto de la distribución del ingreso sobre el consumo, pero que debería ser complementado por alguna medida de la asimetría de la curva de Lorenz. La curva puede estimarse, con un ajuste satisfactorio. Para la mayoría de las distribuciones observadas, mediante una función desarrollada por Kakwani y Podder (1976) y utilizada por Jain (1975): $u = HVA (\sqrt{2}-V)^B$ (6) en la que $u = (F-F_1) / \sqrt{2}$ y $V = (F+ F_1) / \sqrt{2}$ (9) son funciones de las coordenadas (F, F_1) de la curva. Cuando $A=B$, la curva es simétrica; cuando $A < B$ estará desviada a la izquierda (hacia el eje horizontal), y cuando $A > B$ estará desviada a la derecha (hacia el eje vertical). La diferencia $A-B$ es, por lo tanto, un indicador de asimetría, y para un coeficiente de Gini dado, F_2 estará relacionada negativamente con esta diferencia.

Por supuesto que las mediciones G y $A-B$ deberán referirse sólo a la distribución del ingreso supernumerario X , pero rara vez se encuentra información disponible sobre esta base. Para $A-B$ no hay manera fácil de pasar del estimado para I , a la medida correspondiente para X . Sin embargo, tal transformación es posible para el coeficiente de Gini, como se muestra en la Figura 2. La línea OCD es la curva de Lorenz para I , mientras que OB es la curva de Lorenz para el ingreso de subsistencia Z . El supuesto $I \geq Z$ significa que OCD nunca pasa por debajo de OB, mientras que si suponemos que Z es igual para todas las unidades, OB es una línea recta. La relación AB/AD es la participación de la subsistencia en el ingreso total, Z/I . El coeficiente $G(I)$ es la relación de áreas OCD/OAD , mientras que el coeficiente $G(X)$ es la relación de áreas OCD/OBD . Restando el área OAD de OAD , queda la relación

$$G(X) = G(I) / (1-Z/I) \quad (7)$$

F_2 es la función decreciente en $G(X)$ y creciente en $A-B$. Asumimos que es lineal en $G(X)$ entre los límites $f(E(X))$ y cero, y lineal en $W = (A-B)$, con un coeficiente q (es necesaria la normalización de W debido a que la suma $A + B$ no se relaciona con la simetría sino al valor $G(X)$), y deseamos medir la asimetría para un grado *dado* de concentración. Luego, usando (7) para reemplazar $G(X)$, podemos escribir:

$$F_2 = \{(1-G(1) / (1-2/1)\} \cdot f(E(X)) + qW \quad (8)$$

reemplazando (8) en (4) tenemos

$$PPC = k + (1-k)(Z/1) + (1-k) \{(1 - (Z/1) - G(1)\} f(E(X)) + q(1-k)(1-Z/1)W \quad (9)$$

Si $f(E(X))$ fuera constante, la PPC dependería linealmente de I/I y de $G(I)$, lo que justificaría la forma desarrollada por Blinder y utilizada por Della Valle y Oguchi, en la que:

$$PPC = A_0 + A_1 (I/I) + A_2 (G(I) + PPC \text{ retrasado}) \quad (10)$$

sin embargo, la expresión (10) no toma en cuenta la forma de la distribución del ingreso, la que está representada por el término W que entra por sí solo y en interactividad con I/I . Además, $f(X)$ no es constante —si lo fuera la PPC no sería constante o la PMC (Propensión Marginal) cambiaría abruptamente en el nivel de subsistencia— de manera que es evidente que el coeficiente de Gini también interactúa con el nivel de ingresos.

La expresión (9) consiste enteramente de variables u parámetros⁷ observables, con excepción del término $f(E(X))$. No hemos querido imponer forma alguna a la relación de ahorro $f(X)$ más allá de las condiciones especificadas con la expresión (1), pero es claro que se deberá aceptar algunos otros supuestos a fin de llegar a una función que pueda estimarse enteramente en base a variables observables. Un supuesto particularmente conveniente, debido a la simplificación que introduce en (9), es que $f(E(X))$ es igual a Z/I , la participación de la subsistencia en el ingreso promedio⁸. Para una I cercana a Z esta es un

7 Nótese que Z podrá ser tratada como una variable si se dispone de estimados exógenos y como parámetro a determinarse de no existir éstos.

8 Esta es la forma de $f(X)$ utilizada por Lluch *et. al.* en el sistema gasto lineal. Como se señalaba arriba, tiene todas las características deseadas excepto que no es suave a $X=0$; la pendiente ahí es de -1 en lugar de 0.

supuesto defensible porque lleva a $f(0) = 1$, como se requiere. Sin embargo, cuando I es un múltiple grande de Z alguna otra forma podría ser preferible. En lugar de experimentar con una variedad de formas hemos usado sólo esta aproximación en las pruebas empíricas a fin de reducir el número de términos en la ecuación estimada y evitar la necesidad de tratar a Z como variable observable.

Con esta aproximación la expresión (9) se convierte en

$$\begin{aligned} \text{PPC} = & k + 2(1-k)(Z/I) - (1-k)(Z/I)^2 - (1-k)G(I)(Z/I) \\ & + q(1-k)W - q(1-k)(Z/I)W \end{aligned} \quad (11)$$

y la ecuación para estimar es

$$\text{PPC} = b_0 + b_1(1/I) + b_2(1/I)^2 + b_3G(I)/I + b_4W + b_5(W/I) \quad (12)$$

Los seis coeficientes de (12) sobredeterminan los tres parámetros estructurales k , Z y q de (11), lo que no es sorprendente en vista de las varias aproximaciones utilizadas para alcanzar la ecuación final. Si los parámetros son realmente constantes, los coeficientes b_1 , b_2 y b_3 pueden relacionarse con b_0 , b_4 y b_5 como sigue:

$$\begin{aligned} b_1 &= -2(1-b_0)(b_5/b_4) \\ b_2 &= -(1-b_0)(b_5/b_4)^2 \\ b_3 &= -(1-b_0)(b_5/b_4) \end{aligned} \quad (13)$$

La especificación en (12) permite pruebas de los efectos de un término cuadrático inverso (en lugar del cuadrático directo probado por Della Valle y Oguchi); de un término de concentración cuya importancia disminuye conforme aumenta el ingreso medio; y de dos términos (directo e interactivo) que involucran la asimetría de la distribución del ingreso. Si se dispone de estimados exógenos de Z , se podrá reemplazar la variable $1/I$ por Z/I , permitiendo que Z varíe entre países. Los coeficientes b_0 , b_1 y b_5 deberán ser positivos, b_2 y b_4 negativos. Dado que b_3 incluye un efecto negativo debido a $G(I)$ y uno positivo debido a $1/I$, su signo es ambiguo. Si se incluye Z entre las variables independientes, b_0 hasta b_3 están también por debajo de uno en valor absoluto (debido a que $q > 1$ es posible, b_4 y b_5 podrían exceder 1). El que haya un "efecto distribucional" sobre la propensión a consumir, es cuestión de si el grupo de variables distribucionales es significativo.

IV. UNA DISGRESION: DUALISMO Y RELACIONES ENTRE COEFICIENTES DE GINI

La diferenciación entre $G(I)$ y $G(X)$ usada aquí no es la misma que entre coeficientes de Gini de toda la población y la de los no pobres solos (aquéllos con algún ingreso $X > 0$), porque el ingreso total de los no pobres incluye un componente de subsistencia. Aquí distinguimos *clases* de ingresos donde, por definición, el ingreso de subsistencia se distribuye igualmente de manera que $G(Z) = 0$; en lugar de *grupos* de receptores. Bajo las condiciones características de una economía dualista o de dos sectores existe, sin embargo, una conexión entre estos dos conceptos que puede explorarse usando la descomposición del coeficiente de Gini desarrollada por Pyatt (1976).

Supongamos que la población consiste de dos grupos: uno recibe sólo ingreso de subsistencia mientras que el otro goza de algún ingreso supernumerario. Las participaciones respectivas de la población serán p y $1-p$, y las participaciones de los ingresos son $p^* = pZ/I$ y $1-p^*$. El grupo de subsistencia tiene un ingreso medio de Z , mientras que la media del grupo más rico es de $m = Z + I/(1-p)$. Los coeficientes de Gini para los ingresos totales de ambos grupos son $G_1 = 0$ y $G_2 > 0$.

La descomposición de Pyatt (en forma de matriz) es:

$$G(I) = \begin{bmatrix} p^* & 1-p^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & m/Z-1 \\ 0 & G_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p \\ 1-p \end{bmatrix} \quad (14)$$

Desde que no hay superposición de ingresos entre los grupos, la desigualdad general surge sólo debido a que $m > Z$ y porque los ingresos se diferencian entre los no pobres ($G_2 > 0$). Sustituyendo los valores de p , p^* y m (14), se convierte en $G(I) = p(1-Z/I) + (1-p)(1-pZ/I) G_2$ (15) de manera que la propensión al consumo (12) puede expresarse como una función lineal de G_2 , el coeficiente de la desigualdad en el ingreso de sólo el sector no pobre.

V. DESCRIPCION DE LOS DATOS

No se dispone de datos en la forma ideal que se describe arriba, de manera que hemos calculado las relaciones (12) usando lo que parecen ser las mejores cifras publicadas. Estas mejoran la compilación de Pauckert, usada por Della Valle y Oguchi, de tres maneras. Primero, podemos diferenciar distribuciones de ingreso de acuerdo a si se refieren a receptores individuales, hogares o personas dentro de los hogares. Segundo, el estimado del ingreso medio I , se refiere a los ingresos disponibles o utilizables (personales), y los ingresos podrán compararse

entre países tanto a las tasas oficiales de cambio como a las tasas de paridad de poder de compra estimadas por Kravis *et.al.* (1978). Tercero, se dispone de estimado para los parámetros de asimetría A y B, para las mismas distribuciones que G(I).

Cada observación en (12) corresponde a alguna encuesta particular sobre distribución del ingreso, con los valores de G(I), A y B incluida en la compilación de Jain, para la que también pueden obtenerse estimados de I y la PPC (podría haber más de una encuesta para algún país dado, en el mismo año o en años diferentes). Sólo se han utilizado encuestas de cobertura nacional desde que no existen estimados sub-nacionales de ingreso y consumo como para áreas urbanas y rurales.

El valor de I se calcula en base a las *World Tables* (1976) del Banco Mundial; es la suma del consumo privado *per cápita* y los ahorros brutos privados *per cápita*, que incluye ahorros por empresas tanto como por hogares. Casi no existen datos sobre ahorro doméstico pero, por lo menos, podemos excluir el ahorro público. Se justifica la inclusión del ahorro empresarial en la medida que muchas empresas son operadas desde los hogares, como es probable que sea el caso en los países pobres; o en la medida que los hogares sean "ultraracionales" y determinen sus ahorros en relación con el ahorro empresarial para así mantener el ahorro privado total como una parte estable de los ingresos. Este comportamiento es característico de los Estados Unidos (David y Scadding)⁹ y posiblemente de otros países de altos ingresos.

Hay cierto número de países para los que se dispone de una o más encuestas sobre distribución de ingresos, conjuntamente con estimados del consumo, pero para los que no se dispone de estimados del ahorro privado. En lugar de usar los ahorros totales (privado más público) o de definir I como algo distinto al ingreso de libre disposición, hemos omitido a dichos países del análisis. También fue necesario omitir algunas observaciones de años anteriores (encuestas realizadas entre 1950 y 1960) también debido a datos incompletos sobre el ahorro.

El valor de I en dólares se da en las *World Tables* a las tasas oficiales de cambio. Obtenemos un estimado del ingreso *per cápita* real multiplicando estos valores por el "índice de desviación del tipo de cambio" calculado por Kravis *et.al.*¹⁰. Se dispone de este índice sólo para 1970 (con extrapolación hasta

9 Paul David y John Scadding, "Private Savings: Ultrarationality, Aggregation and "Denison's Law"; *Journal of Political Economy* 82 (1974), pp. 225-49.

10 Irving B. Kravis, Alan Heston y Robert Summers, "Real GDP Per Capita for More Than One Hundred Countries", *Economic Journal* 88 (1978), pp. 215-42.

1973). No hemos recalculado las ecuaciones de Kravis para crear estimados para los años anteriores, sino que hemos asumido que el grado de sobre o subvaluación de la tasa de cambio fue constante en el tiempo para cada país. Esta deficiencia compensa en parte la ventaja de usar una medida del ingreso real, desde que podría introducir desviaciones para algunos países en años muy anteriores a 1970.

La PPC es, por supuesto, la razón del consumo privado *per cápita* a I y es independiente de la tasa de cambio que se utilice (no hay índices de precios separados para el consumo y el ahorro).

No parecen haberse publicado estimados del parámetro de subsistencia Z , para la mayoría de los países, y los que están disponibles no siempre son comparables ni se basan en la población total. Examinando este asunto Ahluwalia¹¹ llegó a la conclusión de que probablemente debería trazarse una línea o límite de la pobreza en algún punto entre 50 y 75 dólares por persona por año para alrededores de 1970, pero no dió base alguna para estimar las diferencias de Z , ni entre países, ni a través del tiempo. Tratamos a Z como una constante cuyo valor se incluye en b_1 , b_2 , b_3 y b_5 en (12) de manera que la variable independiente es sólo $1/I$.

Para fines de cálculo separamos las observaciones que se refieren a la distribución de ingresos entre *individuos* de aquéllas que se refieren a distribuciones entre hogares. No usamos ninguna distribución que se refiera a la población económicamente activa, "trabajadores" o a la "población" sin definirla bien. Ninguno de estos tipos de receptor es ideal: los individuos que no tienen ingresos pero dependen de otros, afectan el consumo, pero no se cuentan en el primer tipo de distribución; mientras que el segundo tipo no toma en cuenta las diferencias en el tamaño de los hogares que hace que Z varíe entre unidades de consumo. Para cada tipo de receptor hay dos ensayos que corresponden al tipo de cambio oficial y a la tasa de paridad.

Las exigencias sobre los datos son lo suficientemente estrictas como para que quede sólo un número reducido de observaciones que se clasifican como sigue:

	Unidad receptora	
	<i>Individuos</i>	<i>Hogares</i>
Países representados	26	30
Encuestas de distribución	41	60

11. Montek S. Ahluwalia, "Income Inequality: Some Dimensions of the Problem" in Hollis B. Chenery *et.al.* (ed.) *Redistributions with Growth*, (Londres, 1974).

(hay más de 60 encuestas para hogares y más de 41 para individuos, pero cuando dos se realizaron en el mismo país y año, hemos usado los promedios de los estimados de G(I), A y B, en lugar de tratarlos como observaciones separadas). Hay muchas más encuestas que países porque las encuestas de hogares se repiten cada año en algunos países: es así que hay cinco o más observaciones de distribuciones hogareñas en el Japón, Corea del Sur, Malasia, México, las Filipinas y los Estados Unidos. Se tabula a veces la misma encuesta para mostrar tanto la distribución entre hogares como la distribución entre receptores individuales. Sin embargo, muchas encuestas dan sólo información de uno u otro tipo, de manera que para muchos países sólo se dispone de un tipo de información. Sólo 14 países están representados en ambos grupos, en el mismo año o en años consecutivos. Para dos países (Taiwan y Yugoslavia) la tasa de cambio de paridad no fue calculada por Kravis *et.al.*, de manera que hemos aproximado el índice de desviación de la tasa de cambio usando su ecuación D_{70} e ignorando los términos que refieren a precios; esto hace que el nivel real de ingresos sea función de sólo el ingreso nominal. Los países incluidos en el análisis van en ingresos *per cápita* desde menos de \$ 100 a tasas oficiales (India, Pakistán, Tanzania) a más de \$ 3000 (Estados Unidos); a tasas de paridad los ingresos más bajos son de alrededor de \$ 200.

VI. RESULTADOS EMPIRICOS

La ecuación (12) se estimó diez veces, cinco veces usando los estimados nominales de I y cinco veces usando el ingreso real estimado. Hay dos ensayos usando hogares como la unidad de observación y dos usando individuos; en un ensayo cada país para el que se dispone de datos está representado una sola vez (dando respectivamente 30 y 26 observaciones), mientras que el otro ensayo usa todos los datos disponibles (60 y 41 observaciones). En este último caso a cada país se le sigue asignando el mismo peso; cada observación se pondera por el inverso del número de encuestas disponibles para tal país. Este ajuste evita que los resultados sean dominados por un pequeño número de países. Entre las observaciones domiciliarias, algunas para tres países se refieren a 1961 o a años anteriores (Argentina, 1961; Jamaica 1958-60 y Libano 1955-60) de manera que los estimados de ingresos reales podrían estar sumamente desviados. Estas tres observaciones se descartan de un ensayo con ingresos nominales de uno con ingresos reales.

Finalmente, todas las diez combinaciones del concepto de ingreso y de la selección de observaciones, fueron usadas también para estimar la forma parcial que depende sólo del nivel de ingreso:

$$PPC = b_0 + b_1 (1/I) + b_2 (1/I)^2 \quad (16)$$

La comparación de esta especificación con la completa (12) indica si las variables distribucionales como un grupo son significativas o no.

El Cuadro 1 presenta los coeficientes y errores estándar, y las estadísticas— R^2 ajustadas, estimadas para las diez regresiones con el ingreso nominal. El Cuadro 2 presenta los mismos resultados para las regresiones basadas en el ingreso real. En ambos cuadros, se indican los resultados de pruebas— F realizadas a las variables $G(I)$, I , W , y W/I . Los asteriscos señalan valores significativos con un 95% de confianza.

Los hallazgos principales pueden resumirse como sigue: las variables distribucionales raras veces tienen coeficientes distintos de cero, y el grupo de tres variables nunca cambia el R^2 lo suficiente para pasar una prueba— F al nivel de 95% de confianza. La hipótesis de que la distribución del ingreso no tiene que ver con la propensión al consumo no puede ser rechazada con estos datos. Sin embargo, como insistimos antes, ninguna clase de observación disponible es realmente apropiada para probar la conexión entre desigualdad y consumo. Podría parecer que los datos sobre hogares son mejores, porque en la especificación completa (12), el R^2 resulta sistemáticamente mayor usando datos familiares. Desde que esto sucede también con la especificación parcial (16) que sólo incluye datos agregados, esta diferencia tiene que deberse a diferencias en la selección de países y no en las unidades de consumo.

La PPC está claramente relacionada al nivel de ingresos: $1/I$ o $(1/I)^2$, o ambos, son significativos en cada ecuación. Ambas variables importan en la especificación parcial (con excepción de un ensayo utilizando el ingreso real estimado, donde una estadística— t es sólo 1.88). Cuando se suman las variables distribucionales, la $1/I$ a veces deja de ser significativa desde que también entra en los términos de desigualdad y asimetría. La variable asimetría sola, nunca es significativa, mientras que la última variable (W/I) a veces lo es en las observaciones hogareñas. El coeficiente de Gini parece nunca afectar la PPC teniendo con frecuencia una estadística— t muy baja. Las mediciones de Gini y la asimetría siempre tienen correlación positiva, pero no muy fuerte (alrededor de 0.3 con los datos familiares y 0.55 con los datos individuales).

Los estimados nominales y reales del ingreso *per cápita* se correlacionan tan estrechamente que hay poca diferencia sistemática en los resultados de la regresión. Los coeficientes cambian de magnitud conforme cambia I , pero hay poco cambio en el R^2 o en el patrón de variables significativas.

Los coeficientes muestran los signos esperados: b_0 , b_1 y b_5 siempre son positivos y b_2 y b_4 negativos, con una excepción insignificante. El coeficiente b_3 de $G(I)/I$ es positivo con sólo una excepción, lo que indica que la relación

positiva debido a $1/I$ sobrepasa el efecto negativo de $G(I)$. Los dos efectos están estrechamente balanceados, lo que contribuye a la no significancia de b_3 . El coeficiente de variación de $1/I$ siempre es de alrededor de 1.0 mientras que el de $G(I)$ es de sólo alrededor de 0.2 y 0.25.

Si ignoramos el hecho de que los parámetros k , Z y q están sobre-identificados y tomamos b_0 como un estimado de k , entonces la PPC asintótica está siempre entre 0.73 y 0.75 cuando el estimado se basa en el ingreso nominal. Dada la inclusión del ahorro empresarial en el ingreso disponible, este es un valor razonable, y consecuentemente el estimado no es distinto según se estudien hogares o individuos. Con estimados del ingreso real el b_0 disminuye ligeramente al rango de 0.70–0.725. Desde que el error estándar de b_0 es típicamente 0.02, estos rangos no pueden separarse claramente.

Aceptando b_0 como el estimado de k identificamos a Z como $-2b_2/b_1$. Limitamos la comparación a la especificación parcial (desde que los estimados varían ampliamente en la especificación completa y con frecuencia b_1 no puede diferenciarse de cero), con los siguientes resultados:

Unidad	basada en		Relación
	Ingreso Nominal	Ingreso Real	
Hogar	\$ 113	\$ 279	2.47
	118	288	2.44
	118	291	2.47
Individuos	125	312	2.50
	125	311	2.49

Estos estimados sugieren que el ingreso de subsistencia es consistentemente de unos 120 dólares *per cápita*, con un poder de compra equivalente de 300 dólares. La razón entre estos niveles, alrededor de 2.47, corresponde a un ingreso *per cápita* de justo menos de 200 dólares (nominal) en la ecuación de desviación de la tasa de cambios de Kravis *et. al*. Esto es más alto que los ingresos de los países más pobres de la muestra, pero el estimado no toma en cuenta las variables de “aislamiento de precios” y “apertura comercial” utilizadas por Kravis y sus colegas, de manera que probablemente se sobreestime el nivel de I real.

Otro enfoque para estimar Z es calcular el nivel de I en el que PPC sería igual a 1.0: esto, sin embargo, lleva a valores de esencialmente cero para los ingresos porque mientras que la PPC del *hogar* puede aumentar a 1.0 a ingresos de alrededor de \$ 100, aún a ingresos muy bajos continúa habiendo algún ahorro bruto de las empresas. No se dispone de datos sobre el ahorro neto, de manera que este enfoque no puede llevarse más lejos.

Desde que b_4 nunca, y b_5 raramente, se diferencian del cero, no es posible estimar q , el parámetro que relaciona la PPC con la asimetría de la distribución del ingreso, con exactitud. Los pobres resultados para estos coeficientes sugieren ya sea que la relación no es lineal, o que depende interactivamente del grado de desigualdad del ingreso así como del nivel de ingresos. Por esta razón, $-b_4/b_5$ no produce un estimado razonable de Z , estando los valores típicos entre \$ 300 y \$ 400 nominal.

VII. ESTIMADOS SEPARADOS POR NIVEL DE INGRESOS

Aunque las variables distribucionales parecen no afectar el consumo en todo el grupo de países estudiados, existen dos razones por las que podrían ser significativas en países de altos ingresos considerados por separado¹². Primero, es indudable que los datos sobre ingresos y sobre ahorro son más exactos en los países más desarrollados, de manera que puede verse más fácilmente cualquier relación entre distribución y consumo. Segundo, sólo importa la distribución del ingreso supernumerario; ésta es una pequeña parte del ingreso total en países pobres pero constituye la mayoría del ingreso en los países más ricos. Aún si se midieran adecuadamente los ingresos totales en los países pobres de manera que los parámetros de asimetría A y B sean correctos para el ingreso total, el parámetro W utilizado en nuestro modelo se calculará mal debido a que no podemos pasarlo de una base total a una base supernumeraria. Conforme aumenta el ingreso y decrece la importancia de la participación de la subsistencia, se podrá estimar W con mayor exactitud y será más probable que sea significativo (este problema no se presenta con el coeficiente Gini, que puede transformarse fácilmente).

La hipótesis de que la distribución parece tener mayor importancia en los países ricos se puso a prueba dividiendo las observaciones en dos grupos; uno de países menos desarrollados con ingreso nominal disponible *per cápita* por debajo de \$ 500, y uno de países más desarrollados con ingresos por encima de los \$ 500. Esta línea divisoria es necesariamente arbitraria, pero desde que es alrededor de cuatro veces el ingreso nominal de subsistencia estimado, el grupo de países menos desarrollados no consiste sólo de países en los que el ingreso promedio está muy cerca a la subsistencia, sino que incluye países tales como Brasil, Costa Rica, México, Corea del Sur y España. Debido a que es reducido el

12 Robert Ferber urgió que se estudiaran separadamente los países de altos y de bajos ingresos, enfatizando tanto las muy grandes diferencias de ingresos entre países de la nuestra como la inexactitud de los estimados de ahorros en los países pobres.

número de observaciones disponibles, especialmente para encuestas de ingresos referidas a individuos, las únicas regresiones calculadas utilizaron todas las encuestas, incluyéndose ponderaciones para compensar la sobrerepresentación de países. El número de observaciones para cada tipo de país y unidad receptora de ingresos es como sigue:

	Hogares	Individuos
Bajo \$ 500	38	18
Más de \$ 500	23	23

Se estimaron cuatro regresiones en cada grupo: especificaciones completas y parciales tanto con ingresos nominales como reales.

El Cuadro 3 muestra los resultados obtenidos con el ingreso real estimado (las regresiones usando el ingreso nominal son muy similares, pero sistemáticamente dan resultados algo peores). Para los países pobres solos, *ninguna* de las variables explicativas es significativa, aún en la especificación parcial. La incorporación de las variables distribucionales eleva sustancialmente el R^2 comparado con el valor obtenido en la especificación parcial, pero según una prueba-F el cambio no es significativo. Sin embargo, para los países ricos solos, los términos que involucran el parámetro de asimetría (W y W/I) son significativos y los coeficientes tienen los signos correctos tanto con los datos correspondientes a hogares como a individuos. No es entonces sorprendente que la incorporación de las variables distribucionales eleve significativamente el R^2 (al nivel de confianza del 99% en la prueba-F). El término del coeficiente Gini $G(I)/I$ continúa sin afectar el consumo porque los componentes tiran en direcciones opuestas (el signo del coeficiente b_3 es distinto entre las especificaciones para hogares y para individuos).

Debería señalarse que la ventaja obtenida al dividir las observaciones en dos grupos a fin de calcular el efecto distribucional se ve compensada por una pérdida en la bondad de las ecuaciones para representar el puro efecto del ingreso sobre las propensiones al consumo. Las cuatro ecuaciones para los países ricos dan estimados muy diferentes para el parámetro k (que van desde 0.68 a 0.97, si se calcula k por la constante b_0), y los estimados de ingresos de subsistencia (Z , calculada como $-2b_2/b_1$) son a veces de más de \$ 1000 en ingresos reales. Parece, por lo tanto, que la relación entre el nivel de ingresos, y la PPC se estima mejor sobre una amplia gama de ingresos, incluyéndose los países muy pobres, mientras que el efecto de la *distribución* del ingreso es visible sólo a ingresos relativamente altos debido a la manera en que se presentaron los datos y a los errores que contienen. Esta última conclusión es similar al hallazgo, por

parte de Della Valle y Oguchi, de un significativo efecto distribucional sólo entre los países de altos ingresos de la OCDE, pero no depende, como depende la conclusión de ellos, del uso de un concepto distinto del ingreso en los países más ricos.

VII. RESUMEN

Comenzando con un modelo de consumo familiar o individual como función del monto de los ingresos más allá de las necesidades de subsistencia, hemos desarrollado una relación entre la PPC agregada y el nivel, concentración y asimetría de la distribución del ingreso. Los estimados de esta relación, utilizando los ingresos *per cápita* nominales y reales, parecen mostrar que la distribución de los ingresos tiene muy poco o ningún efecto sobre la propensión al consumo cuando se consideran conjuntamente todos los países. Los coeficientes asociados con las variables distribucionales son del signo apropiado pero, por lo general, ni solos ni en grupo son significativos. Sin embargo, cuando los países se separan en grupos más o menos desarrollados (por encima y por debajo de \$ 500 por año en ingreso nominal *per cápita*), las variables distribucionales son significativas sólo para el grupo de mayores ingresos.

Se pueden dar tres tipos distintos de explicación para estos resultados. El primero es que el modelo del comportamiento del consumidor está equivocado, que el nivel de ingresos no tiene nada que hacer con el comportamiento de consumo del individuo. Esta posibilidad la rechazamos para los niveles de bajos ingresos porque las necesidades de subsistencia son reales, mientras que el modelo adoptado permite convergencias hacia una PPC constante a mayores ingresos. Se obtienen estimados razonables y muy similares de la PPC asintótica y del nivel de subsistencia, los que sugieren que el modelo no está totalmente errado, y el nivel de ingreso siempre afecta significativamente al consumo. Cuando los países están separados por nivel de ingresos no puede calcularse satisfactoriamente una relación entre el ingreso medio y la propensión al consumo para cada grupo por separado; la relación parece ser válida sólo cuando se le calcula sobre una amplia gama de ingresos.

La segunda posibilidad es que la distribución sí afecta el consumo, pero debido a que sólo importa la distribución del ingreso supernumerario, el efecto sólo puede aproximarse a altos ingresos y no puede observarse en países con ingresos muy cercanos a la subsistencia. Esta interpretación permite que el efecto de la concentración de ingresos sea mucha más débil que el del nivel de ingresos, pero también concentra la atención sobre los errores y la inadecuación de los datos de los países pobres. En todo caso, cuando se permite que el nivel y la desigualdad de ingresos interactúen sobre una gran gama de ingresos, predomina

el efecto del nivel.

La tercera y, quizás, la más importante posibilidad es que los datos disponibles son inadecuados para probar la verdadera relación entre la distribución y el consumo, porque las unidades de observación no corresponden a la teoría implícita en cualquier relación de este tipo. Esta es una variante de la explicación ofrecida por Blinder para su aparente hallazgo de que una mayor concentración del ingreso en los EE.UU. significa un mayor consumo. En tal caso las unidades de observación fueron inadecuadas porque cambiaron con el tiempo; en nuestro caso no son apropiadas debido a variaciones en cada país y también entre países, en el tamaño de los hogares y en las relaciones de dependencia. La distribución del ingreso parece afectar el consumo en países de altos ingresos debido a que son más homogéneos con respecto a los receptores de ingresos y su distribución entre hogares. Cuando se consideran también países de bajos ingresos, la variación se hace tan grande como para avasallar los efectos distribucionales. No es necesario recurrir a diferencias más sutiles en cuanto a las preferencias, riqueza y otros factores entre los hogares cuando dichas características tan elementales e importantes no han sido adecuadamente tenidas en cuenta.

CUADRO I

Regresiones Basadas en el Ingreso Moninal Disponible (YN): Coeficientes y Errores Estándar (en Paréntisis) y Pruebas-F de Variables Distribucionales

Observaciones	R ²	Constante	b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅
		Y/N/VN	Y/NSO	G/Y/N	W	W/Y/N		
I. Hogares:								
27 Países:								
completa	0.4082	0.7309	20.261	-2828.9*	36.634	-0.7241	264.43	
		(0.2117)	(12.780)	(950.3)	(25.074)	(0.5088)	(145.25)	
parcial	0.3964	0.7452	30.041*	1708.1*				
		(0.0193)	(8.725)	(663.0)				
Cambio en R ² :	0.797	F: 1.114						
30 Países:								
completa	0.3857	0.7361	16.277	-2908.4*	44.005	0.5867	278.66*	
		(0.0207)	(13.480)	(881.0)	(24.768)	(0.3877)	(135.77)	
parcial	0.3467	0.7460	32.257*	-1902.1*				
		(0.0205)	(9.4167)	(715.4)				
Cambio en R ² :	0.1011	F: 1.528						
60 Muestras:								
completa	0.3286	0.7493	30.215*	-1972.2*	2.158	0.0096	27.489	
		(0.0147)	(9.152)	(569.5)	(14.026)	(0.2048)	(49.723)	
parcial	0.3542	0.7495	31.646*	-1870.5*				
		(0.0141)	(6.260)	(463.5)				
Cambio en R ² :	0.0089	F: 0.257						
II. Individuos:								
26 Países:								
completa	0.1731	0.7406	35.065	-4026.9*	9.409	0.3532	155.76	
		(0.0263)	(32.256)	(1992.6)	(59.153)	(0.3141)	(137.61)	
parcial	0.2217	0.7456	33.680*	-2113.6*				
		(0.0252)	(13.269)	(1039.4)*				
Cambio en R ² :	0.0526	F: 0.504						
41 Muestras:								
completa	0.2152	0.7401	47.733	-3508.0*	-12.498	0.2730	104.32	
		(0.0215)	(27.017)	(1501.0)	(47.578)	(0.2404)	(100.34)	
parcial	0.2422	0.7456	25.169*	-2193.7*				
		(0.0205)	(10.571)	(820.1)				
Cambio R ² :	0.0326	F: 0.538						

CUADRO 2

Regresiones Basadas en el Ingreso Real Disponible (YR) Coeficientes y Errores Estándar (en Paréntesis) y Pruebas-F de Variables Distribucionales

Observaciones	R ²	b ₀ Constante	b ₁ Y/INVR	b ₂ Y/R ²	b ₃ G/YR	b ₄ W	b ₅ W/YR
I.							
27							
Países:	completa	0.7023 (0.0288)	68.890* (33.403)	- 200.18 (6430)	86.745 (56.860)	- 1.0634 (0.6240)	745.27 (374.60)
	parcial	0.7240 (0.0252)	83.859* (24.990)	- 11700* (4559)			
	Cambio en R ² :	F: 1.342					
30	Países:	completa	0.4028	58.339 (34.364)	- 19537* (5468)	- 0.8139 (0.4532)	727.86* (327.89)
	parcial	0.3487	91.516* (24.990)	- 13198* (4559)	97.338 (54.047)		
	Cambio en R ² :	F: 1.772					
60	Muestras:	completa	0.3246	86.175* (25.363)	- 14495* (4008)	- 0.0756 (0.2433)	124.4 (138.4)
	parcial	0.3429	89.455* (18.250)	- 13104* (3297)	9.105 (32.936)		
	Cambio en R ² :	F: 0.470					
II.							
26	Individuos						
Países:	completa	0.1512	79.929 (73.315)	- 28222* (3140)	64.006 (127.84)	- 0.5074 (0.3957)	450.05 (337.62)
	parcial	0.1885	88.559* (38.091)	- 13797 (7366)			
	Cambio en R ² :	F: 0.618					
41	Muestras:	completa	0.1996	100.04 (61.17)	- 27194* (10708)	0.4574 (0.3179)	373.15 (266.64)
	parcial	0.2155	94.209* (30.406)	- 14664* (5862)	39.765 (102.77)		
	Cambio en R ² :	F: 0.721					

CUADRO 3

Regresiones Basadas en el Ingreso Real Disponible per-Cápita (YR), con los Países Separados por Nivel de Ingreso Nominal: Coeficientes y Errores Estándar (en paréntesis), y Pruebas-F de las Variables Distribucionales

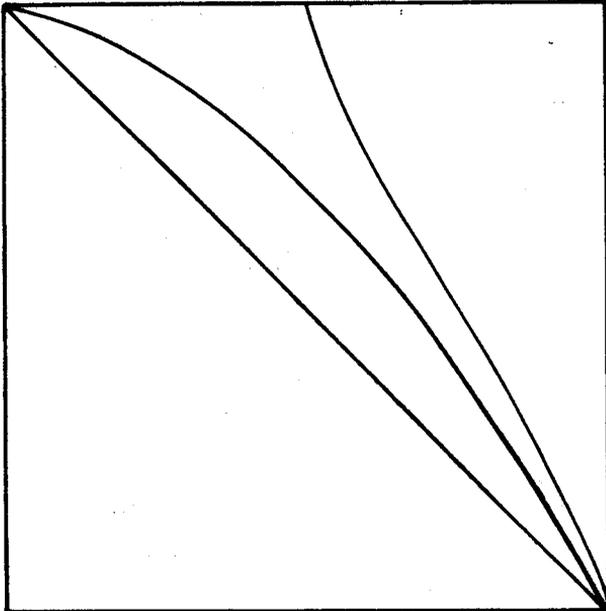
Observaciones	R ²	Constante	b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅
Países Menos Desarrollados (YN por debajo de \$ 500 al año)								
I. Hogares como unidades de observación (38 encuestas)								
A. Especificación Completa								
	-0.0983	-0.8385	17.789	-1183.1	-23.733	0.2324	-34.319	
		(0.0399)	(31.544)	(4865.5)	(28.608)	(0.3528)	(150.30)	
B. Especificación Parcial								
	-0.0558		0.8481	3.3698	-667.17			
			(0.0365)	(28.530)	(4478.5)			
C. Comparación de Especificaciones Cambio en R ² : 0.0489 F: 0.601								
II. Individuos como unidades de observación (18 encuestas)								
A. Especificación Completa								
	-0.1318	0.7546	45.192	-20956	83.862	-0.5339	330.49	
		(0.0691)	(51.681)	(12834)	(109.84)	(0.5773)	(316.56)	
B. Especificación Parcial								
	-0.0013		0.7732	58.855	-8865.1			
			(0.0493)	(39.720)	(6440.7)			
C. Comparación de Especificaciones Cambio en R ² : 0.0846 F: 0.529								
Países Más Desarrollados (YN por encima de \$ 500 por año)								
I. Hogares como unidades de observación (23 encuestas)								
A. Especificación Completa								
	0.3548	0.6809	91.490	-55343	72.174	-3.4505*	4447.9*	
	0	(0.0778)	(209.63)	(123470)	(179.50)	(0.8508)	(1079.0)	
B. Especificación Parcial								
	0.0991	0.7699	-20.068	15451				
		(0.0887)	(243.34)	(155420)				
C. Comparación de Especificaciones Cambio en R ² : 0.5006 F: 6.693*								
II. Individuos como unidades de observación (23 encuestas)								
A. Especificación Completa								
	0.4576	0.7600	12.521	296510	-565.19	-3.4593*	4742.5*	
		(0.1424)	(523.17)	(321510)	(446.04)	(1.1549)	(1634.4)	
B. Especificación Parcial								
	0.1842	0.9743	-811.55	708440*				
		(0.1477)	(453.62)	(333380)				
C. Comparación de Especificaciones Cambio en R ² : 0.3225 F: 5.130*								

* Significativos al 95 % de nivel de confianza.

GRAFICO 1

CURVA DE LORENZ, $(F(t), F_1(t))$ CURVA DE CONSUMO ACUMULADO, $(F(t), F_2(t))$ PARA
INGRESOS SUPERNUMERARIOS

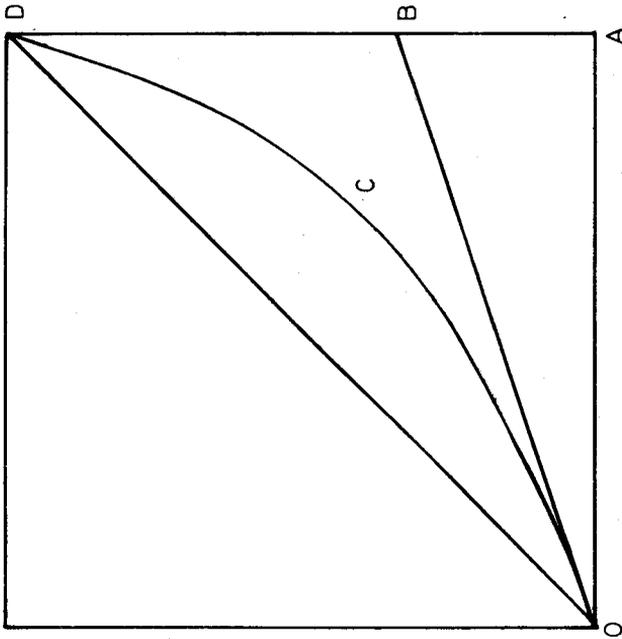
Participación acumulativa
del ingreso, $F_1(t)$ y
Participación acumulativa
que se consume, $F_2(t)$



Participación acumulativa de
la población, $F(t)$

GRAFICO 2
RELACION ENTRE COEFICIENTE DE GINI DEL INGRESO TOTAL Y DEL INGRESO
SUPERNUMERARIO.

PARTICIPACION
ACUMULATIVA
DEL INGRESO



PARTICIPACION ACUMULATIVA
DE LA POBLACION