Gráfico 1

PERFILES LONGITUDINALES DE LAS MEDIAS DE LOS LOGARITMOS

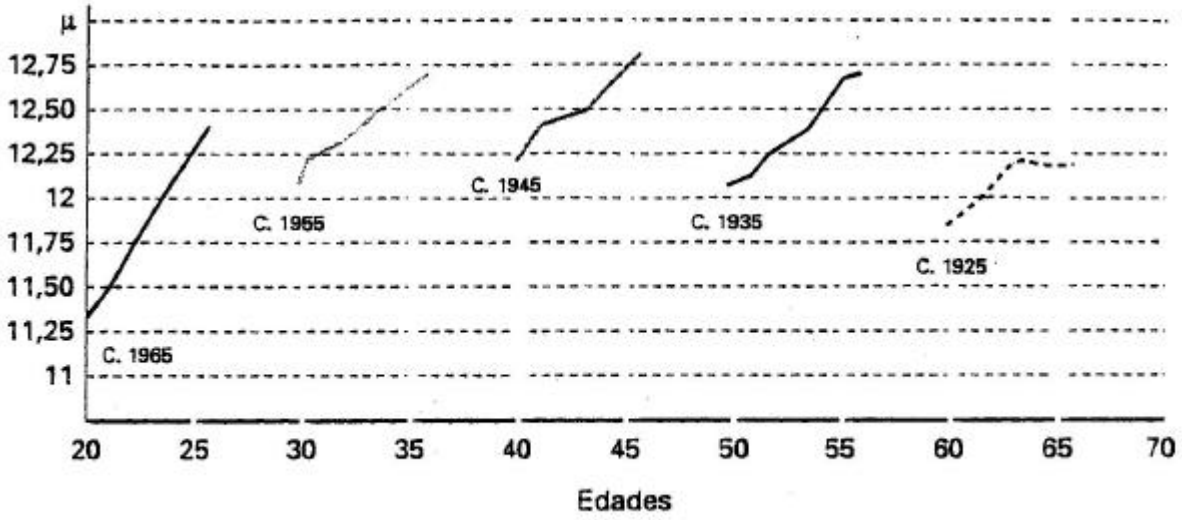
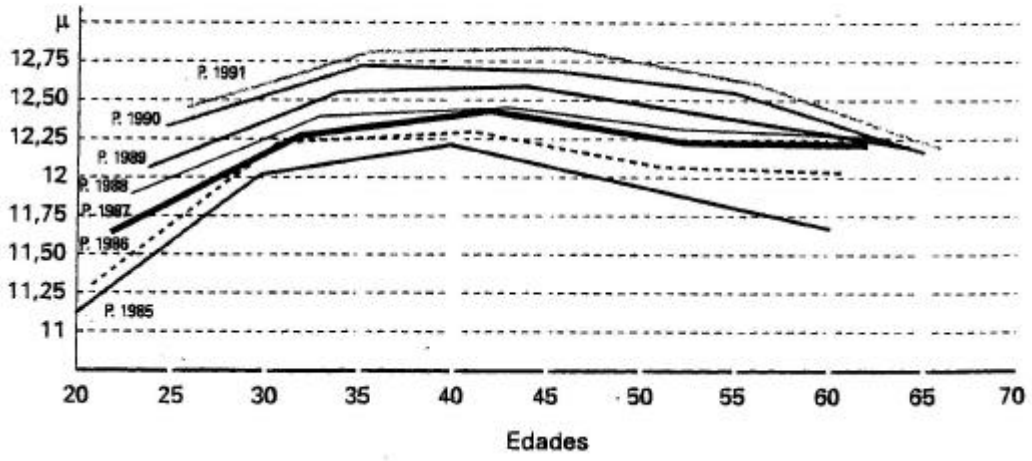


Gráfico 2

PERFIL TRANSVERSAL DE LAS MEDIAS DE LOS LOGARITMOS DE LAS RENTAS PRIMARIAS ($\tilde{\mu}$) POR COHORTE Y EDAD



a.) Aunque los perfiles longitudinales de cada cohorte, salvo la correspondiente a 1925, muestran un crecimiento de μ constante, sin embargo las inclinaciones de estos perfiles, como puede comprobarse en el gráficos nº 1, son distintos, indicando crecimientos más fuertes en las cohortes más jóvenes. Una simple comprobación de este punto puede verse mediante las diferencias logarítmicas entre los valores extremos del período.

Cuadro 5.

DIFERENCIAS ENTRE LAS MEDIAS DE LOS LOGARITMOS DE LAS RENTAS PRIMARIAS DE CADA COHORTE PARA LOS AÑOS EXTREMOS (1991 Y 1985)

COHORTE	DIFERENCIA
1965	1,066
1955	0,607
1945	0,469
1935	0,459
1925	0,294

Este resultado puede explicarse por el hecho de que, si bien los aumentos en la eficiencia aumentan con la edad, sin embargo, el progreso técnico hace que la experiencia y el aprendizaje de las generaciones más antiguas se vayan haciendo cada vez más obsoletos, de ahí que los incrementos en los valores de μ disminuyan a medida que aumenta la edad de las cohortes. A ello habría que añadir la diferente composición de las cohortes en relación, por ejemplo, con el nivel de estudios. Desgraciadamente este hecho no es verificable a partir de la ECPF ya que tanto el nivel de estudios, como las categorías socieconómicas sólo se tienen para una parte de la muestra (sustentador principal y cónyuge, o sustentador principal únicamente).

b.) Si la explicación anterior es cierta, la forma de parábola de 2º grado con la concavidad hacia la parte negativa de las ordenadas, que se aprecia en los perfiles transversales de las medias logarítmicas de las rentas primarias, indicaría que la edad óptima, que combina la experiencia adquirida con la adaptación a las nuevas tecnologías, se sitúa en la edad comprendida entre los 40 y 50 años, que corresponde en nuestro caso con la "cohorte ampliada" de 1945. Antes de esa frontera predomina la formación y experiencia acumulada sobre el desarrollo tecnológico que es asimilable por los individuos. A partir de los 50 años, parece que el desarrollo tecnológico no asimilable domina sobre la experiencia.

c.) Los perfiles de las medias de los logaritmos de las rentas primarias pueden ser representados mediante un sencillo modelo que incluye términos cuadráticos para recoger el efecto de la curvatura de la parábola.

J. CREEDY, P.E. HART, A.JONSSON y N.A. KLEVMARKEN (1981) estudian algunos de tales modelos. Posteriormente J. CREEDY (1992), profundiza en la modelización de estos perfiles. Siguiendo estas ideas, hemos estimado el siguiente modelo:

[1]

en donde:

μ_{xt}: es la media de los logaritmos de las rentas primarias.

$$m_{xt} = a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + b_1 t + b_2 t^2 + e_{xt}$$

x : es la edad de los perceptores -20 años.
t : es el tiempo, con 1985 =1.

Si en [1] se sustituye t por la identidad t = c+ x, en donde c representa a las cohortes,

$$m_{x_1 c+x} = a_0 + (a_1 + b_1)x + (a_2 + b_2)x^2 + b_1 c + b_2 c^2 + 2b_2 xc + e_{x_1 c+x}$$

tendríamos el siguiente modelo:

[2]

Esta reformulación del modelo explica el distinto comportamiento de los perfiles en función de la edad y de las cohortes. En particular, la pendiente de los perfiles de cada cohorte es diferente, como hemos visto anteriormente, decreciendo desde las generaciones más jóvenes a las más viejas.

Los resultados de la estimación mínimo-cuadrática del modelo [1] y [2] se exponen en el cuadro siguiente junto con los resultados de un modelo similar aplicado por los citados autores a datos de Suecia y Reino Unido.

Cuadro 6.

PARÁMETROS	ESPAÑA (*)	SUECIA (**)	REINO UNIDO (**)
α_0	11,2996 (222,0)	9,3275 (0,02)	6,794 (0,07)
α_1	0,0556 (19,35)	0,0260 (0,002)	0,0583 (0,0052)
α_2	−0,0011 (−18,61)	−0,0005 (0,00004)	−0,0015 (0,00015)
β_1	0,1289 (5,0)	0,0579 (0,002)	0,0451 (0,0202)
β_2	−0,0046 (−1,48)	0,0025 (0,0002)	−0,00049 (0,00125)
R	0,80	0,97	0,97

(*) Entre paréntesis valores de la t para la hipótesis nula. La variable x = edad − 20 años y la variable t = año − 1984. Datos referidos al periodo 1985-1991.

(**) Entre paréntesis las desviaciones típicas estimadas de los parámetros. La variable x = edad − 20 años. La variable t = año − 1960. Datos referidos al periodo 1960-1973, para Suecia y 1963-1973 para el Reino Unido. Los resultados para el Reino Unido tomados de J. CREEDY y P. E. HART (1979).

Como puede observase, existen similitudes en los signos de los parámetros que son negativos, como era de esperar, para los que corresponden a los términos cuadráticos y con valores numéricos muy pequeños.

Conviene advertir que los perfiles dados por el modelo son diferentes de los representados en el gráfico nº 2, ya que estos perfiles transversales tomados en un punto en el tiempo se desarrollan para cada año. Por el contrario, la estimación del modelo no se hace por separado para cada año sino que se hace mediante la mezcla de los datos para los diferentes años y edades.

Si en la ecuación [2] maximizamos μ con respecto a x, tendremos que la edad óptima, en el sentido de maximizar μ vendrá dada por la siguiente expresión:

[3]

$$Edad\ óptima = \frac{-a_1 - b_1 - 2b_2 c}{2(a_2 + b_2)} + 20$$

Como vemos, esa edad varía con cada cohorte. De hecho para nuestro caso tendríamos:

y al hacer:

$$Edad\ óptima = \frac{-0{,}1845}{-0{,}0114} + \frac{0{,}0092}{-0{,}0114} \times c + 20 = 16{,}18 - 0{,}807 \times c + 20$$

c = +1 para la cohorte de 1965.
c = -9 para la cohorte de 19955.
c = -19 para la cohorte de 1945.
c = -29 para la cohorte de 1935.
c = -39 para la cohorte de 1925.

deduciendo c de: generación -1984 + 20, al tener en cuenta que el origen de t = 1984 = 0 y x = edad -20. Tendríamos como edades óptimas: 35, 37 (c.1965); 43, 44 (c.1955); 51, 41 (c.1945); 59, 58 (c.1935) y 67,.65 (c.1925).

Estos resultados, como señalan acertadamente J. CREEDY et al. "no deben de ser interpretados como las estimaciones de los máximos globales de las curvas de cohortes, ya que ello depende en gran medida de la forma funcional supuesta para ver los efectos del tiempo. Las diferencias en la localización de los máximos deberían, más bien, ser interpretadas como medida de la influencia de los efectos específicos del tiempo sobre las curvas de las cohortes". En este sentido, lo que parece claro es que lo que hemos llamado edad óptima se presenta antes en las generaciones más jóvenes sobre las más antiguas. Es decir, el tiempo necesario para el ingreso máximo es tanto menor cuanto más cercanas a nuestros días sean las cohortes. Las razones de este fenómeno ya han sido explicadas anteriormente.

Finalmente, conviene señalar que el hecho de que el parámetro b_2 no sea estadísticamente significativo (t = 1,48), indica que, en el caso español, no existe interacción entre edad y cohorte, lo que significa que todos los perfiles de las distintas cohortes tienen la misma forma y se diferencian únicamente en el nivel.

Este resultado que se deriva de la ecuación [2], en donde el término $2b_2xc$ sería nulo, está en concordancia con lo que muestra el gráfico nº 2 deducido de la información empírica.

Habría sido interesante estudiar los perfiles correspondientes a las distintas categorías socioeconómicas o a los niveles de estudio a fin de establecer comparaciones entre ellos. Desgraciadamene, el reducido tamño de la muestra no permite una desagregación tan fuerte (por cohorte y categoría o por cohortes y nivel de estudios), de manera que los resultados obtenidos no tendrían un mínimo de validez. Por idénticas razones los ajustes de funciones como la [1] o [2] para esas desagregaciones no aportarían información aceptable.

6.1 Tendencias en la desigualdad de las rentas de las cohortes.

A fin de tener una primera visión del comportamiento de la desigualdad de las rentas primarias, exponemos en el cuadro 7 las varianzas de los logaritmos de las rentas primarias por cohorte y años.

Como ya se ha indicado en otra parte, la varianza σ^2 de los logaritmos de las rentas primarias, a pesar de incumplir el principio de transferencias de Dalton-Pigou, es la media desigualdad, o más precisamente, de dispersión, más lógica en un estudio como éste en que se ha trabajado con los logaritmos de los ingresos, en vez de hacerlo con los valores absolutos de los mismos.

Cuadro 7.

VARIANZA DE LOS LOGARITMOS POR COHORTE Y AÑO

AÑO	TOTAL	COHORTE				
		1985	1965	1945	1925	1925
TOTAL	0,534	0,483	0,468	0,486	0,519	0,677
1985	0,597	0,416	0,473	0,493	0,559	0,684
1986	0,545	0,496	0,339	0,532	0,464	0,550
1987	0,520	0,390	0,479	0,407	0,616	0,514
1988	0,496	0,323	0,479	0,486	0,523	0,898
1989	0,476	0,352	0,407	0,469	0,420	0,973
1990	0,446	0,339	0,433	0,467	0,424	0,888
1991	0,407	0,309	0,375	0,411	0,429	0,888

La lectura del cuadro 7 permite deducir una cierta pauta de comportamiento, con sus lógicas excepciones.

Así, si nos centramos en los valores marginales (los totales de las tablas), parece deducirse:

a.) La desigualdad crece a medida que pasamos de las cohortes más jóvenes a las más antiguas. La excepción está en la cohorte de 1955 que tiene menos dispersión que la de 1965. Esta excepción tiene una explicación lógica, ya que la cohorte de 1965 recoge la incorporación al mercado de trabajo que supone una cierta desigualdad asociada al primer empleo. La cohorte siguiente, que corresponde a los que en 1985 tenían 30 ± 2 años, representa una cohorte en que el empleo ya está estabilizado respecto al tipo de trabajo realizado.

Este comportamiento, que es tanto más significativo cuanto que la media μ decrece en las cohortes más antiguas por el efecto de curvatura ya analizado, lo que significa coeficientes de variación mayores, puede explicarse por el hecho de la dificultad de las generaciones más viejas a adaptarse a las nuevas tecnologías, lo que hace que haya más heterogeneidad en los rendimientos de los individuos, y por ende, de los salarios que constituyen la parte más importante de las rentas primarias. A este argumento se añade el hecho de que, para las generaciones más antiguas, habría mucha más desigualdad en los ingresos salariales correspondientes a contratos de trabajo antiguos que en los más recientes, en los que parece estrecharse, en media, el abanico salaria, y a que la composición de las cohortes, respecto, por ejemplo, al nivel de estudios, es más heterogénea.

b.) Confirmando, en parte, el último argumento utilizado, se observa un decrecimiento general en las varianzas en el período estudiado 1985-1991, lo que indica mayor grado de igualdad a medida que pasa el tiempo.

c.) Esta evolución general hacia una mayor igualdad con el paso del tiempo, es, sin embargo, desigual para cada cohorte, aunque en todas ellas, salvo la de 1925, la varianza de los logaritmos es menor en 1991 que en 1985. La excepción de la cohorte de 1925, cuyo comportamiento a lo largo de este período es muy desigual, podría explicarse debido al efecto de las jubilaciones, ya que esa cohorte alcanza en 1991 los 66 ± 2 años.

d.) La tendencia general observada del aumento en la desigualdad al pasa de las cohortes más jóvenes a las más viejas, se mantiene con bastante regularidad en todos los años excepto en los años 1986 y 1987. Este hecho es de difícil interpretación, aunque quizás esté asociado a los fenómenos cíclicos de nuestra economía, ya que han sido los años de iniciación del ciclo ascendente últimamente experimentado y finalizado en 1991.

A fin de profundizar en estos aspectos de la desigualdad hemos calculado, además de la varianza de los logaritmos, los índices de Gini, de ATKINSON, éste para distintos valores del parámetro ε_1 y el de Pietra, o porcentaje máximo de igualación.

Todas estos índices, excepto σ^2, son funciones homogéneas de grado cero de los ingresos relativos, lo que significa que son independientes de la media. Son, además, funciones inversas de los ingresos relativos. Se trata de índices normalizados con valores comprendidos entre **cero**, mínima desigualdad, y **uno**, máxima concentración, y no violan el principio de trasferencia de DALTON-PIGOU.

La elección de estos índices se debe al intento de buscar índices de distintas familias. El de GINI, por ser un índice bine conocido, aunque sus valores son sensibles a los valores de la distribución.

El índice de PIETRA, no es sensitivo a niveles específicos de la distribución. Tiene una interpretación sencilla que se deriva de su fórmula:

siendo Y_i la participación relativa de los ingresos de la clase "i" sobre los ingresos totales y f_i

$$(1/2)\sum \left| Y_i - f_i \right|$$

la frecuencia relativa de la clase "i".

Como se ve, recoge sumas de las diferencias absolutas entre la participación de los ingresos de una clase o grupo en los ingresos totales y la participación de la población de esa misa clase o grupo en la población total. El factor 1/2 se utiliza para la normalización del índice, ya que el valor máximo de la suma es:

$$2(N-1)/N \cong 2$$

Por su parte el índice de ATKINSON, tiene la siguiente formulación:

$$/ = 1 - \left[\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{Y_i}{\bar{Y}} \right)^{1-e} f_i \right]^{\frac{1}{1-e}}$$

con:

Y_i= ingresos de grupo i

$\hat{U}$= media de los ingresos
f_i= frecuencia relativa

ε que representa la apreciación asignada por la sociedad a la desigualdad de la distribución. Este parámetro varía desde cero, lo que significa que la sociedad se muestra indiferente sobre la desigualdad, hasta infinito, lo que significa que a la sociedad sólo le preocupa la situación del grupo de renta inferior.

La interpretación de este índice representa según ATKINSON (1975) "la proporción de la renta total que sería necesaria para obtener el mismo nivel de bienestar social que el actual si las rentas estuvieran distribuidas igualitariamente: un valor del 0,12 significa que podríamos alcanzar el mismo nivel de bienestar social, con sólo el 88 por 100 (=1,00 -0,12) de la renta total actual. Alternativamente, la ganancia derivada de la redistribución para producir la igualdad sería equivalente a elevar la renta total en un 12%".

Los parámetros que hemos elegido para ε han sido:1,2, 1,6 y 2 que suponen una importancia creciente asignada a la desigualdad por la sociedad. Son parámetros normales en este tipo de estudios.

Los valores de estos índices para los años extremos de este estudio (1985, 1991) se recogen en el cuadro 8.

Cuadro 8.

ÍNDICES DE DESIGUALDAD PARA AÑOS EXTREMOS POR COHORTES

ÍNDICES	AÑO	TOTAL	1965	1955	1945	1935	1925
Gini.....	85	0.377	0.306	0.295	0.322	0.403	0.415
	91	0.305	0.260	0.273	0.310	0.308	0.448
Varianza σ^2.....	85	0.597	0.416	0.473	0.493	0.559	0.664
	91	0.407	0.309	0.375	0.411	0.429	0.668
Pietra.....	85	0.260	0.219	0.202	0.223	0.274	0.283
	91	0.212	0.178	0.187	0.213	0.213	0.325
Atkinson (1,2).....	85	0.288	0.198	0.209	0.226	0.312	0.331
	91	0.197	0.150	0.173	0.201	0.203	0.334
Atkinson (1,6).....	85	0.379	0.269	0.302	0.312	0.390	0.422
	91	0.270	0.211	0.248	0.274	0.280	0.426
Atkinson (2).....	85	0.468	0.341	0.409	0.401	0.465	0.508
	91	0.350	0.283	0.333	0.352	0.362	0.498

El análisis de la Tabla confirma los resultados obtenidos anteriormente.

a.) Se reduce la desigualdad en el período como se puede observar en la disminución de los valores de los índices. Este hecho se produce en todas las cohortes salvo en la más antigua. (1925).
b.) La desigualdad aumenta sistemáticamente el pasar, para un mismo año, de las generaciones más jóvenes a las más viejas. Todos los índices reflejan este fenómeno excepto el de GINI para 1991, que indica una reducción entre la cohorte de 1945 y la de 1935.
c.) Este comportamiento coincidente de todos los índices parece indicar que se trata de hechos sistemáticos, no puramente accidentales.

La información disponible no permite profundizar en las razones de estas tendencias claramente señaladas al no permitir desagregar las cohortes por categorías, que se aprecia con el paso del tiempo y entre las distintas generaciones, se debe a la formación de una clase media que se ha ido consolidando en la postguerra; a la creciente mejoría en los niveles educativos de la población, que ha reducido las desigualdades sociales, por su incidencia sobre los niveles retributivos; a la apreciación por la sociedad y por sus gobernantes de la injusticia asociada a la desigualdad de los ingresos. Esta apreciación afecta a las mediadas redistributivas que aquí no se consideran al trabajar con rentas primarias, y a las condiciones para el logro de la igualdad de oportunidades, cuyos efectos sí se podrían apreciar en nuestro análisis.

Todos estos factores, y otros de menor importancia, reflejan un cambio fundamental en la sensibilidad social tendente hacía una mejor justicia distributiva, cuyos efectos positivos, pueden comprobarse empíricamente en esta parte del trabajo, aunque no se pueda demostrar el enlace causal directamente a través de los datos.

6.2 Conclusión

Aunque de los resultados que se derivan del análisis de este apartado no se pueda afirmar como hacía BRONFENBRENER que la edad sea el factor más importante de la desigualdad de la distribución personal de la renta, sí se puede asegurar que influye de forma significativa en la misma.

Se ha podido demostrar que la edad, siguiendo la teoría del ciclo vital y la del capital humano, hace que aumenten los ingresos en todas las cohortes en edad de trabajar, aunque estos aumentos sean menores a medida que las cohortes son más antiguas.

Igualmente se ha comprobado que si se observan los ingresos en un punto del tiempo, cualquiera que sea éste dentro de los años estudiados, la pauta de los comportamientos de las cohortes son similares; los ingresos aumentan hasta alcanzar un máximo que se sitúa en aquellas cohortes a las que les corresponde una edad situada entre los 35 y 45 años, disminuyendo a partir de esas edades.

Por lo que se refiere a la desigualdad, parece deducirse una clara tendencia hacia una sociedad más igualitaria. Los índices de desigualdad se reducen a medida que pasa el tiempo y son también menores en las generaciones más jóvenes que en las más antiguas. Evidentemente este resultado no es debido únicamente al pasivo transcurso del tiempo sino a los cambios de sensibilidad hacia el concepto de desigualdad que se han traducido en políticas de redistribución de las rentas y del aumento de la igualdad de oportunidades.

7 BIBLIOGRAFÍA:

ATKINSON, A. B. (1975): "The Economics of inequality". Oxford University Press, pag. 345.

ATKINSON,A.B. (1970).- On the Measurement of Inequality. Journal of Economic Theory, 2, pp. 244-263.

BARTELS, C. P. A. (1977): "Economic Aspects of regional welfare, income distribution and unemployment". Leiden, 1977. Studies in Applied Regional Science.

BARTELS,C.P.A. (1977) Economic Aspects of Regional Welfare. Martinus Nijhoff Social Sciences Division.

BOURGUIGNON,F. (1979).- Descomposable Income Inequality Measures. Econometrica, 47, nº4, pp. 901-920.

BRONFENBRENNER, M. (1977): "The Incomes in Distribution Theory" (pag3), en Modern economic though. Editado por SIDNEY WEINTRALIB. Philadelphia University o f the Pennsylvania Press.

CALLEALTA,F.J./CASAS,J.M./NÚÑEZ,J.J.(1994).- Modelos Probabilísticos de Distribuciones de Ingresos: Ajustes y Medidas de Desigualdad. Actas de la VIII Reunión Anual de ASEPELT-España. Palma de Mallorca. pp. 359-366.

CASAS,J.M./CALLEALTA,F.J./MEREDIZ,A./NÚÑEZ,J.J./PENA,J.B., Dir. (1996).- Distribución Personal de la Renta en España. Ed. Pirámide. Madrid.

CREEDY, J. (1992): "Income Inequality and the Life Cycle". Edward Elgar.

CREEDY, J. y HART, P. E. (1979): "Age and the distribution of carnings". The Economic Journal, 89, pag. 280-293.

CREEDY, J; HART, P. E.; JONSSON, A. y KLEVMARKEN, A. (1981): "The distribution of Cohort Incomes in Sweden, 1960-1973: a Comparative Static Analysis" incluido en "The Dynamics of Income". Editado por N.A. KLEVMARKEN y J. A. LYBEC. Britol Tieto Ltd.

DAGUM,C./ZENGA,M. (1990) Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty. Springer-Verlag.

JOHNSON,N.L./KOTZ,S. (1970) Distributions in Statistics: Continuous Univariate. Houghton Mifflin. Vol.1 y 2.

ORD,J.K. (1972) Families of Frequency Distributions. Griffin.

SEN,A. (1973).- On Economic Inequality. Clarendon Press Paperbacks. Oxford.

SHORROCKS,A.F. (1980).- The Class of Aditively Descomposable Inequality Measures. Econometrica, 48, nº3, pp. 613-625.

SHORROCKS,A.F. (1983).- Ranking Income Distributions. Economica, 50, pp.3-17.

SLOTTJE,D.J. (1989) The Structure of Earnings and the Measurement of Income Inequality in the U.S. North-Holland.

Anexo 1:

Renta per Cápita Disponible Corriente
(Datos CORREGIDOS por Ocultación: Tasa de ocultación Progresiva)
Comparación de resultados empíricos y teóricos - Total Nacional -

Año de la encuesta	73/74			80/81			90/91		
	Resultados del			Resultados del			Resultados del		
	Análisis Empírico	Modelo Teórico	Modelo Teórico Armonizado	Análisis Empírico	Modelo Teórico	Modelo Teórico Armonizado	Análisis Empírico	Modelo Teórico	Modelo Teórico Armonizado
Familias de la muestra ..	24144	24144	24144	23972	23972	23972	21155	21155	21155
Familias representadas ..	9155722	9155722	9155722	10024739	10024739	10024739	11298509	11298509	11298509
Tam.medio de familia	3.73	3.73	3.73	3.70	3.70	3.70	3.41	3.41	3.41
Personas representadas ..	34120422	34120422	34120422	37082398	37082398	37082398	38494005	38494005	38494005
Renta media	93364	92825	93362	305374	300455	305374	896490	886612	896490
Ind.Pos.Nac. de la R.Med	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Desv. Típica	112006	101117	101661	558848	284110	300984	1214238	731672	755957
Coef. de Variación (%) ..	119.97	108.93	108.89	183.00	94.56	98.56	135.44	82.52	84.32
Coef. de Simetría	20.80			52.12			59.21		
Renta Total (M.ptas)	3185630	3167223	3185534	11323985	11141580	11323983	34509475	34129259	34509475
Porc.de Part. en Tot.Nac.	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Porc.de Part. en Pob.Nac	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Índice de GINI (aprox) ..	0.3866	0.3780	0.3751	0.3757	0.3617	0.3666	0.3496	0.3392	0.3421
Renta mínima	3247	11772	10304	0	18070	11438	0	2211	2491
Percentil 5	25065	24941	25862	83893	82549	83459	270903	264137	265785
Percentil 10	31993	32053	33074	108712	108107	109023	345497	342778	344472
Percentil 15	37774	37736	38729	127264	127841	128737	403034	402521	404323
Percentil 20	42486	42788	43722	144277	145060	145959	454221	454085	456054
Percentil 25	47152	47533	48398	160382	161023	161954	501457	501466	503657
Percentil 30	51969	52152	52944	175973	176399	177393	542498	546756	549225
Percentil 35	56733	56769	57488	191084	191629	192720	585791	591310	594116
Percentil 40	61187	61487	62134	206569	207064	208289	631359	636172	639381
Percentil 45	66282	66403	66978	222575	223025	224426	681373	682282	685968
Percentil 50	71706	71624	72129	239320	239852	241480	732524	730603	734857
Percentil 55	77722	77276	77712	258598	257943	259858	781361	782246	787178
Percentil 60	83772	83526	83895	278083	277805	280086	839756	838611	844363
Percentil 65	91184	90604	90907	301426	300143	302893	904918	901612	908373
Percentil 70	99640	98856	99094	327461	325996	329360	974001	974065	982095
Percentil 75	109195	108840	109016	357597	357034	361222	1061552	1060449	1070129
Percentil 80	121570	121543	121661	396775	396193	401547	1173166	1168609	1180545
Percentil 85	138476	138963	139032	453472	449378	456504	1322099	1314209	1329470
Percentil 90	164112	166080	166125	532986	531189	541399	1544322	1535690	1556543
Percentil 95	218277	221617	221739	687401	695881	713317	1993821	1974266	2007689
Renta máxima	7299418	58369575	59667265	45072078	130352989	150650638	168572662	258258844	281185033
Porc.Part.de (Min-p5) ...	1.04	1.05	1.07	0.99	1.01	1.00	1.07	1.09	1.09
Porc.Part.de (p5-p10) ...	1.54	1.54	1.59	1.58	1.60	1.59	1.73	1.73	1.72
Porc.Part.de (p10-p15) ..	1.87	1.88	1.93	1.94	1.97	1.95	2.10	2.11	2.09
Porc.Part.de (p15-p20) ..	2.15	2.17	2.21	2.22	2.27	2.25	2.39	2.42	2.40
Porc.Part.de (p20-p25) ..	2.40	2.43	2.47	2.49	2.55	2.52	2.66	2.70	2.68
Porc.Part.de (p25-p30) ..	2.66	2.69	2.71	2.75	2.81	2.78	2.91	2.96	2.94
Porc.Part.de (p30-p35) ..	2.91	2.93	2.96	3.01	3.06	3.03	3.15	3.21	3.19
Porc.Part.de (p35-p40) ..	3.16	3.18	3.20	3.25	3.32	3.28	3.39	3.46	3.44
Porc.Part.de (p40-p45) ..	3.42	3.44	3.46	3.51	3.58	3.54	3.66	3.72	3.70
Porc.Part.de (p45-p50) ..	3.69	3.72	3.72	3.78	3.85	3.81	3.94	3.98	3.96
Porc.Part.de (p50-p55) ..	4.00	4.01	4.01	4.07	4.14	4.10	4.22	4.26	4.24
Porc.Part.de (p55-p60) ..	4.32	4.33	4.32	4.39	4.45	4.42	4.52	4.57	4.55
Porc.Part.de (p60-p65) ..	4.69	4.69	4.68	4.74	4.80	4.77	4.86	4.90	4.88
Porc.Part.de (p65-p70) ..	5.10	5.10	5.08	5.14	5.20	5.17	5.24	5.28	5.27
Porc.Part.de (p70-p75) ..	5.59	5.58	5.56	5.60	5.67	5.64	5.66	5.73	5.71
Porc.Part.de (p75-p80) ..	6.17	6.19	6.16	6.17	6.25	6.23	6.23	6.27	6.26
Porc.Part.de (p80-p85) ..	6.95	6.99	6.95	6.93	7.01	7.00	6.94	6.98	6.98
Porc.Part.de (p85-p90) ..	8.06	8.15	8.11	8.02	8.10	8.11	7.97	7.98	7.99
Porc.Part.de (p90-p95) ..	9.98	10.21	10.16	9.80	10.00	10.06	9.67	9.72	9.75
Porc.Part.de (p95-Max) ..	20.31	19.71	19.65	19.60	18.34	18.74	17.69	16.94	17.16