

MEDIDAS DE DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION DEL  
INGRESO: ALGUNOS EJERCICIOS DE APLICACION <sup>1/2</sup>

LEONARDO C. GASPARINI\* y FEDERICO WEINSCHELBAUM\*\*<sup>3</sup>

### I. Introducción

En el artículo «Economía del Bienestar: Teoría y Política Económica», Porto (1989) enfatiza el uso de funciones de bienestar social para la medición tanto de la desigualdad en la distribución del ingreso como del trade-off crecimiento-distribución. Siguiendo a Atkinson (1970), Porto postula una función de bienestar social específica que permite incorporar explícitamente juicios de valor alternativos. Usando dicha función presenta tres ejercicios de aplicación referidos al caso argentino. La presente colaboración utiliza el mismo modelo para realizar un par de ejercicios de aplicación más. En el primero se comparan medidas estadísticas de la desigualdad en la distribución del ingreso con medidas basadas en funciones de bienestar explícitas; el marco de la comparación es América Latina en las décadas del 60 y 70. El segundo ejercicio está dirigido a ilustrar el uso de funciones de bienestar para medir el trade-off (compromiso) crecimiento-distribución y su aplicación se limita a Argentina (1963-1980).

- (1) Queremos agradecer al Profesor Alberto Porto por sus comentarios y especialmente por su permanente estímulo intelectual. Valen los descargos de responsabilidad habituales.
- (2) La idea de este trabajo surgió en el curso de «Microeconomía Aplicada», perteneciente al Programa Regional de Posgrado de Capacitación e Investigación en Políticas Públicas; Instituto Torcuato Di Tella y Banco Interamericano de Desarrollo.
- (3) \* Universidad Nacional de La Plata e Instituto T. Di Tella.  
\*\* Instituto T. Di Tella.

La sección II es una breve introducción de las medidas de desigualdad en la distribución del ingreso; en la III se detalla la metodología que seguimos para el cálculo, mientras que en la IV y V se presentan e interpretan los resultados. Finalmente, la sección VI incluye algunos cálculos sobre el trade-off crecimiento-distribución en Argentina.

## II. Medidas de la distribución del ingreso.

Uno de los objetivos de política económica habitualmente reconocido es el de hacer más igualitaria la distribución del ingreso. Este objetivo implica la necesidad de poder medir el grado de desigualdad de una determinada distribución. En este sentido las medidas más difundidas son el coeficiente de variación y el de Gini. Ambas medidas presentan algunas propiedades interesantes: son invariables ante cambios en la media de la distribución y satisfacen el principio de transferencia de Dalton. Adicionalmente, por el hecho de tratarse de medidas estadísticas y únicas, a menudo se las presenta como «neutrales» u «objetivas». Sin embargo, como Atkinson opone de manifiesto, cualquier medida de desigualdad en una distribución implica un juicio de valor implícito y por tanto no es neutral. Reconociendo lo inevitable de incorporar criterios subjetivos, la propuesta es postular una función de bienestar social específica que deje explícitos los juicios de valor usados al evaluar distintas distribuciones. Siguiendo esta línea, se postula la siguiente función de bienestar social.

$$W = \frac{1}{\alpha} \sum_{i=1}^n \frac{1}{1+\alpha} Y_i^{1+\alpha} \quad \text{con} \quad \begin{matrix} -\infty < \alpha \leq 1 \\ \alpha \neq 0 \\ 0 \leq \varepsilon \leq 1 \end{matrix} \quad (1)$$

donde los  $Y_i$  son los ingresos de cada individuo o grupo,  $\varepsilon$  es la elasticidad de la utilidad marginal privada del ingreso y  $\alpha$  es el parámetro «social» que permite incorporar juicios de valor al evaluarlos. Suponiendo  $\varepsilon = 0$  (1) se transforma en<sup>4</sup>

$$W = \frac{1}{\alpha} \sum_{i=1}^n Y_i^\alpha \quad \text{con} \quad \begin{matrix} -\infty < \alpha \leq 1 \\ \alpha \neq 0 \end{matrix} \quad (2)$$

Atkinson desarrolla el concepto de ingreso igualmente distribuido ( $Y^*$ )

(4)  $\varepsilon = 0$  implica utilidad marginal del ingreso constante. Este supuesto no conlleva una pérdida de generalidad ya que es siempre posible encontrar para cualquier combinación ( $\alpha, \varepsilon \neq 0$ ) una combinación equivalente ( $\alpha', \varepsilon' = 0$ ) desde  $\alpha' = \alpha(1-\varepsilon)$ .

que se define como aquel ingreso que en caso de ser distribuido en forma igualitaria, permite alcanzar el nivel de bienestar logrado con la distribución existente. El índice de desigualdad de Atkinson se calcula como

$$D = 1 - \frac{Y^*}{\bar{Y}} \quad \text{donde } \bar{Y} \text{ es el ingreso promedio.} \quad (3)$$

El valor del parámetro  $\alpha$  resulta crucial; a medida que este disminuye se le otorga mayor peso a las transferencias hacia los ingresos más bajos. En un extremo, si  $\alpha = 1$  la función  $W$  se transforma en una función Benthamiana en la que ninguna redistribución altera el bienestar;  $Y^*$  coincide con el ingreso promedio, por lo que  $D = 0$ . En el otro extremo si  $\alpha \rightarrow -\infty$  se converge a una función Rawlsiana en la que el bienestar es función sólo del ingreso del individuo o grupo más pobre, por lo que sólo una redistribución hacia él puede aumentar el bienestar de toda la comunidad. En este caso  $Y^*$  coincide con el ingreso del más pobre y  $D$  alcanza su valor máximo.

Atkinson (1970) prueba que si las curvas de Lorenz no se cruzan las medidas de desigualdad llevan a un mismo ordenamiento; si se cruzan el resultado de la comparación entre dos distribuciones dependerá de la ponderación que se le otorgue a las transferencias en diferentes puntos de la distribución. La ventaja del índice de Atkinson, frente a las otras medidas, radica en que mediante el cambio del parámetro  $\alpha$ , permite ponderaciones alternativas que surgen de distintos juicios de valor que quedan en todos los casos explicitados.

### III. Metodología aplicada

Trabajamos con datos obtenidos de dos fuentes: para Argentina usamos la información de encuestas de hogares (gastos e ingresos) para los años 1963, 1970, 1975 y 1980 ajustada por Altimir (1986) (básicamente toma en cuenta para el ajuste la subdeclaración de ingresos provenientes de la propiedad e ingresos empresariales), mientras que para el resto de América Latina la fuente es una recopilación de encuestas de ingresos y gastos realizada por la CEPAL (1986). Estas encuestas cubren las décadas del 60 y 70. Tomamos como unidad representativa para medir la distribución del ingreso al hogar y nos concentramos sólo en los datos urbanos, prefiriéndolos sobre los nacionales en el caso en que éstos estuvieran disponibles. Cuando la encuesta sólo contenía datos de

gasto medio por hogar (afortunadamente esto pasó pocas veces) y había una encuesta anterior para el mismo país en la que también figuraban los ingresos, se supuso que la realización ingreso-gasto para cada grupo en los distintos períodos permanecía constante. Debido a que no toda la información estaba agregada en quintiles, tuvimos que efectuar una transformación para que los distintos casos fuesen comparables. En aquellos en que existía un grupo que pertenecía a distintos quintiles, supusimos que la distribución de los hogares dentro de cada grupo estaba caracterizada por dos subdistribuciones uniformes separadas en el valor medio. Calculamos el ingreso medio de cada subgrupo y, una vez agrupado por quintiles, calculamos el ingreso medio de cada uno realizando un promedio ponderado.

las fórmulas usadas para cada índice de desigualdad son:

$$\text{coeficiente de variación} = \frac{1}{\bar{Y}} \sqrt{\sum_j \frac{(Y_j - \bar{Y})^2}{n}}$$

$$\text{coeficiente de Gini} = \frac{1}{2n^2 \bar{Y}^2} \sum_i \sum_j Y_i - Y_j$$

Siendo  $n = 5$  por trabajar con quintiles e  $Y_i, Y_j$  el ingreso promedio del quintil  $i$  o  $j$ .

El índice de Atkinson se calcula como en (3).

#### IV. Interpretación de los resultados

En el Cuadro 1 se presentan para los 19 casos estudiados el coeficiente de variación, el de Gini y el índice de Atkinson para valores alternativos de  $\alpha$ .

CUADRO N° 1

Medidas de la desigualdad en la distribución del ingreso:  
América Latina

	coeficiente		índices de Atkinson $\alpha = \infty$					
	varia- ción	Gini	0.5	-0,5	-1	-2	-10	$\rightarrow -\infty$
Argentina 1963	.659	.338	.093	.247	.306	.391	.578	.640

	coeficiente		índices de Atkinson $\alpha = \infty$					
	varia- ción	Gini	0,5	-0,5	-1	-2	-10	$\rightarrow -\infty$
Argentina 1970	.753	.389	.125	.332	.408	.513	.689	.735
Argentina 1975	.810	.414	.142	.372	.453	.559	.724	.765
Argentina 1980	.884	.445	.165	.419	.502	.604	.753	.790
Brasil 1961	.829	.415	.143	.362	.435	.532	.696	.741
Brasil 1974	1.226	.566	.278	.604	.678	.754	.849	.872
Colombia 1967	.903	.442	.163	.397	.470	.561	.713	.755
Colombia 1971	.911	.457	.174	.439	.523	.624	.767	.801
Chile 1969	.820	.419	.146	.380	.462	.568	.730	.770
Chile 1978	1.010	.502	.215	.533	.624	.724	.838	.862
Ecuador 1968	.922	.462	.178	.445	.527	.625	.765	.800
Guatemala 1969	.768	.393	.126	.327	.398	.493	.663	.713
Panamá 1972	.668	.351	.100	.272	.337	.433	.619	.676
Venezuela 1966	.774	.402	.133	.352	.429	.532	.700	.745
México 1963	1.025	.500	.211	.502	.582	.672	.795	.826
México 1968	.873	.439	.160	.405	.484	.584	.737	.776
México 1977	.918	.470	.189	.497	.595	.705	.829	.854
Perú 1968	.895	.447	.167	.419	.500	.601	.751	.788
Perú 1977	.676	.363	.108	.301	.375	.480	.663	.713

Fuente: Elaboración propia en base a datos básicos de Altimir (1986) y CEPAL (1986)

Dado que tenemos 19 distribuciones existen 171 comparaciones de a pares posibles<sup>5</sup>. De ellas en 21 casos (12.3%) las curvas de Lorenz se cruzan implicando la posibilidad de ordenamientos diferentes según el índice de desigualdad utilizado. Esto, en realidad, ocurre 14 veces, de las cuales en 4 el coeficiente de variación es el único que arroja resultados distintos al resto.

Podemos separar las 171 comparaciones en tres grupos:

- (5) Muchas de estas comparaciones son entre dos países en momentos distintos del tiempo por lo que las analizamos sólo con un interés metodológico reconociendo que conceptualmente no tienen un sentido claro.

**1) Comparaciones en las que cualquier índice nos lleva al mismo ordenamiento:** esto ocurre en todos los casos en que las curvas de Lorenz no se cortan (150 casos), pero puede ocurrir también pese a que se corten (7 casos). Un ejemplo de la primera situación es Brasil 61 vs. Brasil 74. La curva de Lorenz para el 61 está siempre por encima de la correspondiente al 74 por lo que cualquiera sea el criterio se concluye que la situación brasilera ha empeorado. Un ejemplo de la segunda situación es Colombia 67 vs. Colombia 71 donde se observa que todos los quintiles perdieron a expensas del cuarto. La redistribución fue desequilibrada en el sentido que la pérdida de ingreso de los quintiles inferiores fue mayor a la de los superiores. Esto implica que ni aún ponderando de manera similar las transferencias en ambos extremos de la distribución es posible afirmar que la situación distributiva mejoró. La dispersión (coeficiente de variación) también aumenta debido esencialmente a que el alejamiento de los quintiles inferiores respecto de la media es muy superior al acercamiento del quintil superior.

**2) Comparaciones en las que el coeficiente de variación da ordenamientos distintos al resto:** esta situación se repite en 4 oportunidades; la ejemplificamos con el caso Colombia 1967 vs. Perú 1968. La curva de Lorenz colombiana se encuentra sobre la peruana hasta el cuarto quintil donde ocurre el cruce lo cual ayuda a entender la uniformidad del ordenamiento en favor de Colombia cualquiera sea el  $\alpha$ . Sin embargo el coeficiente de variación indica una situación distributiva favorable a Perú. Esto se explica porque las diferencias de ingresos entre países para el estrato inferior y para el superior son similares (en ambos casos a favor de Colombia). El punto clave es que, para el cálculo del coeficiente de variación, la diferencia en el quintil superior recibe una mayor ponderación debido a que la diferencia absoluta entre el ingreso promedio del quintil y la media es más grande en el extremo superior que en el inferior. En este caso, un aumento de ingresos absolutos equivalente en ambas colas (como ocurre al pasar de Perú a Colombia) implica un aumento en el desvío estándar de la distribución y por lo tanto un aumento del coeficiente de variación.

**3) Comparaciones en las que el ordenamiento varía según el  $\alpha$ :** esta situación ocurre 10 veces. La relación entre cruces de Lorenz y cruces en el ordenamiento de índices de desigualdad puede mostrarse con dos casos extremos. Uno es el de Ecuador 68 vs. Colombia 71. En Ecuador sólo el primer quintil recibe una porción del ingreso total mayor a la del primer quintil en Colombia

(y la diferencia es mínima); el resto de la distribución es más igualitaria en este último país. Para que la situación económica sea calificada como mejor es necesario ponderar fuertemente las transferencias hacia los más pobres. Es así que se necesita un  $\alpha$  menor que  $-2$  para revertir el ordenamiento en favor de Ecuador. En el otro extremo podemos tomar los  $\alpha$  para 1967 entre Colombia 67 y México 68. El cruce se produce recién para  $\alpha$  entre  $-1$  y  $-2$ ; para todos los anteriores la situación mexicana es más desigual. El punto central es que en Colombia los pobres son menos pobres pero los ricos son sustancialmente más ricos que en México (aunque esto está atenuado porque el cuarto quintil colombiano es más pobre). Con una ponderación nula o muy pequeña de las transferencias hacia los estratos más bajos la situación distributiva colombiana es peor. Sin embargo se requiere sólo un pequeño aumento del  $\alpha$  para que esta conclusión se vea revertida (esto ocurre para  $\alpha = 0.1$ ).

Es interesante notar que, para el caso práctico con el que trabajamos, el coeficiente de Gini reproduce exactamente el ordenamiento de los 19 casos que surge de  $\alpha = 0.5$ . Esto es coherente con el hecho que el Gini no pondera en forma especial transferencias hacia los estratos más bajos.

## V. La distribución del ingreso en América Latina en las décadas del 60 y 70.

Si bien el objetivo central de este trabajo no es analizar la distribución del ingreso en América Latina sino utilizar los datos disponibles homogeneizados para ejemplificar una cuestión metodológica, puede resultar interesante hacer algunas observaciones al respecto usando la información resumida en el cuadro 1.

En general podemos afirmar que entre principios de los 60 y fines de los 70 en América Latina se produjo un proceso de concentración del ingreso. Este fenómeno se manifestó, con independencia del índice usado para medirlo, en Argentina (de 1963 a 1980), Brasil (entre 1961 y 1974), Colombia (1967-1971) y Chile (1969-1978). En México entre el 63 y el 68 hubo un proceso de desconcentración pero entre el 68 y el 77 la distribución del ingreso se hizo más regresiva (la comparación 63-77 arroja resultados ambiguos). El único caso analizado que se escapa del contexto de lo sucedido en el continente es el de Perú; entre 1968 y 1977, donde se observa una tendencia hacia la igualación para cualquier coeficiente que tomemos.

Si analizamos comparativamente la evolución de Argentina (63-70) con

la de México (63-68), vemos que a pesar del proceso de igualación de los ingresos que hubo en México y de concentración en Argentina, la distribución argentina 1970 sigue siendo más igualitaria que la de México 1968. Incorporando a Brasil (61-74) en este análisis, se observa que Argentina tiene en los dos períodos mejor distribución. La comparación Brasil-México es favorable al primero a principios de los 60 y al segundo a fines de los setenta. El otro análisis de evolución comparada que podemos realizar es México 68-77, Perú 68-77 y Chile 69-78. Notamos que como consecuencia del proceso de igualación que hubo en Perú y los de concentración (aunque con diferente intensidad) en Chile y México, el ordenamiento en el 68/69 (Chile, México, Perú) se invierte completamente en el 77/78.

Como ejemplo de la comparación cross-section tomamos el período de fines de los 60 y principios de los 70, período en el que se realizaron gran cantidad de encuestas. Encontramos que Panamá 1972 es el país con mejor distribución para cualquier criterio, Argentina 1970 y Guatemala 1968 intercambian el segundo y tercer lugar según el índice utilizado siendo seguidos por Chile 1969, México 1968 y Perú 1968. Colombia 1967, según el coeficiente de variación tiene peor distribución que los últimos tres mientras que a medida que a se hace cada vez más negativo los va superando progresivamente. Los dos casos de mayor desigualdad son Ecuador 1968 y Colombia 1971, nuevamente con ambigüedades en el ordenamiento.

Se han realizado numerosos estudios sobre la distribución del ingreso en América Latina. En general los resultados obtenidos en muchos de estos trabajos coinciden con los acá presentados tanto a nivel de cross-section como en lo referido a evolución en el tiempo (pueden consultarse por ejemplo Altimir y Piñera (1977), Altimir (1986), Dieguez y Petrecolla (1979) y Naciones Unidas (1970)).

## **VI. Trade off crecimiento-distribución: el caso argentino.**

El uso de funciones de bienestar no sólo nos ayuda a comparar la equidad de distintas distribuciones sino que nos es útil para evaluar el trade-off crecimiento-distribución.<sup>6</sup> El índice de desigualdad de Atkinson nos brinda en ese sentido

(6) Dieguez y Petrecolla (1976) evaluaron el desempeño de la economía argentina en 1958 y 1961 usando funciones de bienestar que posibilitaban considerar dos objetivos: «crecimiento del ingreso promedio por habitante y forma de su distribución por tramos de ingresos».



información relevante ya que indica cuanto ingreso es posible sacrificar para obtener una distribución igualitaria que deje el bienestar inalterado. Una forma alternativa de medir el trade-off crecimiento-distribución es calcular directamente la diferencia de bienestar que implican dos distribuciones; en este caso no sólo importará la forma de la distribución (aspecto equidad) sino también la media (aspecto eficiencia). Con los datos de encuestas de ingresos ajustados por Altimir (1986) hicimos el cálculo para Argentina en los años 1963, 1970, 1975 y 1980 llevando los ingresos a unidades comparables. En el Cuadro 2 se presentan los ingresos promedio por hogar para cada decil.

CUADRO N° 2

Ingresos promedio por hogar por quintil  
(en  $10^{-7}$  australes a precios de 1960)

	1963	1970	1975	1980
decil 1	4,60	3,91	4,06	3,92
decil 2	6,81	6,99	6,55	5,77
decil 3	8,40	9,26	8,80	8,08
decil 4	9,98	11,31	12,41	11,08
decil 5	11,41	13,99	14,67	13,62
decil 6	12,83	16,87	17,15	16,62
decil 7	15,05	19,95	22,12	21,47
decil 8	18,54	24,47	25,96	26,55
decil 9	24,09	31,88	36,11	37,63
decil 10	46,74	67,05	77,87	86,11
Promedio	15,85	20,57	22,57	23,08

Reemplazamos estos valores para cada año en función de bienestar (2) dando distintos valores al parámetro  $\alpha$ . En el Cuadro 3 se muestra el ordeñamiento de los casos para valores seleccionados de  $\alpha$ .

CUADRO N° 3

Ordenamiento de los años según nivel de bienestar

a	1	0,50	-0,50	-1	-2	-5	-10
1°	1980	1975	1975	1975	1975	1963	1963
2°	1975	1980	1970	1963	1963	1975	1975
3°	1970	1970	1980	1980	1970	1970	1980
4°	1963	1963	1963	1963	1980	1980	1970

El caso argentino 1963-1980 es interesante para ilustrar el trade-off crecimiento-distribución. El ingreso per cápita<sup>7</sup> ha aumentado mientras que la distribución del ingreso se ha tomado cada vez más inequitativa (ver secciones anteriores). El ordenamiento de los años según el nivel de ingreso real per cápita es exactamente el contrario al ordenamiento según cualquier índice de igualdad. Ninguna comparación de bienestar entre estos años tiene entonces un resultado obvio; este dependerá del juicio de valor que se aplique. Lo interesante del caso argentino queda de manifiesto al notar que, de las 6 comparaciones de  $\alpha$  pares posibles entre los 4 años tomados, en 5 de ellas el ordenamiento es ambiguo.

De la observación del Cuadro 3 surgen los siguientes comentarios:

1) Existe una gran cantidad de cruces en el ordenamiento según cambiemos el parámetro  $\alpha$ . Así, el primer lugar es ocupado por todos los años excepto el 70, mientras que todos, salvo el 75, ocupan el último lugar para algún  $\alpha$ . El año 1963 pasa del último al primer puesto (al movernos de  $\alpha = 1$  a  $\alpha = -5$ ) mientras que el 80 sigue el camino inverso; pasa del primero ( $\alpha = 1$ ) al último lugar ( $\alpha = -2$ ).

2) Con  $\alpha = 1$  la función (2) se convierte en la suma de los ingresos de los deciles, por lo que lo único que interesa para el bienestar es el ingreso promedio. En el otro extremo, para  $\alpha \rightarrow -\infty$  (en el ejemplo  $\alpha = -10$ ) lo único que

(7) En rigor lo que se compara en el ejercicio es el ingreso promedio por hogar. Como este es un concepto asimilable al de ingreso promedio per cápita en el texto nos referimos a este último.

importa es el nivel del ingreso del decil más pobre<sup>8</sup>. En ambos casos la forma de la distribución no cuenta; en el primero sólo interesa la media y en el segundo sólo el ingreso real del decil más bajo (y no su participación en el ingreso total). Para ejemplificar el segundo caso nótese que pese a que bajo el criterio  $\alpha \rightarrow -\infty$  (en rigor bajo cualquier criterio) la distribución del 70 es más igualitaria que la del 75 (y que la del 80) el ingreso real de los más pobres fue inferior lo cual implica un bienestar inferior para un juicio de valor del tipo Rawlsiano.

3) La única comparación que arroja resultados no ambiguos es 1975 con 1970. Si bien el 75 es peor en cuanto a equidad, la mayoría de los deciles (salvo el 2 y 3) gozan de un ingreso real mayor.

4) En 1980 el ingreso promedio per cápita fue ligeramente mayor al de 1975. Pese a ello los 7 primeros deciles tuvieron un ingreso menor al de 1975; la distribución claramente empeoró. Sólo con un juicio de valor que pondere fuertemente la eficiencia es posible afirmar que en el 80 el bienestar fue superior; de hecho se necesita un  $\alpha$  de apenas 0,5 para revertir el ordenamiento en favor del 75.

5) Un caso opuesto al anterior es el de 1963 vs. 1975. El ingreso promedio per cápita aumentó considerablemente y la distribución empeoró pero sólo los 2 primeros deciles recibieron un ingreso inferior al de 1963. Se necesita una fuerte ponderación de los ingresos de los más pobres para alterar la conclusión que el 75 fue mejor; esto de hecho ocurre recién para un  $\alpha$  menor que -2.

6) Tanto el ingreso promedio como el del decil más bajo son superiores en el 80 respecto al 70 por lo que para los criterios extremos  $\alpha = 1$  y  $\alpha \rightarrow -\infty$  el 80 es mejor. El punto acá es que debido a que los deciles 2 al 6 recibieron menos ingreso en 1980 (y por lo tanto la distribución fue peor), pero a intermedios (ej. para  $\alpha = -1$ ) el ordenamiento se revierte. Lo interesante del caso es entonces que los criterios extremos de Bentham y Rawls están de acuerdo entre ellos pero en desacuerdo con un criterio intermedio. La aparente paradoja se resuelve recor-

dando que ninguno de los criterios extremos se preocupa por la distribución a la hora de evaluar bienestar.

Creemos finalmente que en este ejercicio queda de manifiesto lo difícil que es establecer los resultados de una comparación sobre bases únicamente objetivas. Para los datos con los que trabajamos resulta imposible afirmar, basándose exclusivamente en criterios objetivos, si un año fue «mejor» que otro o si una política económica tuvo éxito o no.

## REFERENCIAS

- ALTIMIR, O., 1986. *Estimaciones de la distribución del ingreso en la Argentina, 1953-1980*. Desarrollo Económico. Nº 100.
- ALTIMIR, O. y PIÑERA, S., 1977. *Análisis de descomposición de las desigualdades de los ingresos primarios en países de América Latina*, CEPAL, 1977.
- ATKINSON, A.B., 1970. *On the measurement of inequality*, Journal of Economic Theory, Nº 3.
- CEPAL, 1986. *Estructura del gasto de consumo de los hogares según finalidad del gasto, por grupo de ingresos*, Cuadernó Estadístico Nº 8, Chile.
- DIEGUEZ, H. y PETRECOLLA, A., 1976. *Crecimiento, distribución y bienestar: una nota sobre el caso argentino*. Desarrollo Económico Nº 61, Vol. 16, abril-junio 1976.
- DIEGUEZ, H. y PETRECOLLA, A., 1979. *Distribución del ingreso en el Gran Buenos Aires*. Serie Económica Instituto T. Di Tella.
- NACIONES UNIDAS, 1970. *La distribución del ingreso en América Latina*, New York, 1970.
- PORTO, A., 1989. *Economía del bienestar: Teoría y política económica*, Económica, La Plata, Nº 1-2, 1989.

MEDIDAS DE DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION DEL INGRESO:  
ALGUNOS EJERCICIOS DE APLICACION

RESUMEN

En este trabajo se realiza una comparación entre las medidas estadísticas de desigualdad en la distribución del ingreso y las medidas basadas en una función de bienestar social, que permite incorporar explícitamente juicios de valor alternativos. El marco de la comparación es América Latina en las décadas del 60 y 70.

Se utiliza la misma función de bienestar social para evaluar el trade-off crecimiento-distribución para el caso de Argentina (1963-1980).

INEQUALITY MEASURES IN THE INCOME DISTRIBUTION:  
SOME APPLICATION EXERCISES.

SUMMARY

This paper provides a comparison between the statistical measures of inequality in income distribution and the measures based on a social welfare function which allows for the explicit incorporation of alternative valuation judgements.

The scope of comparison is Latin America in the sixties and seventies.

The same social welfare function serves for the assessment of the growth-distribution trade-off in Argentina over the period 1963-1980.