



# Concentración y desigualdad económica



# Concepto de Desigualdad

- “La idea de desigualdad es muy simple y muy compleja a la vez. Por una parte, es la más simple de todas las ideas y ha motivado a la gente con un atractivo inmediato difícilmente comparable con ningún otro concepto. Por otra parte, sin embargo, es una noción extraordinariamente compleja que hace las aseveraciones sobre desigualdad altamente problemáticas y ha sido, por tanto, objeto de amplia investigación por parte de filósofos, estadísticos, teóricos de la política, sociólogos y economistas” (Amartya Sen, 1973, *On Economic Inequality*, p.vii).
- “Cuando hablamos de *desigualdad de la renta*, simplemente nos referimos a diferencia de rentas, sin tener en cuenta su deseabilidad como sistema de recompensas o su indeseabilidad como sistema que contradice cierto esquema de igualdad”. (Simon Kuznets, 1953, *Share of Upper Income Groups in Income and Savings*, p.xxvii).



# Curvas de Lorenz

\* Lorenz (1905).- Sea el vector de rentas  $(x_1, x_2, \dots, x_N)'$ , de manera que estén ordenadas en sentido creciente, entonces:

$$\left. \begin{aligned} p_0 &= 0, \quad p_i = \frac{i}{N} \\ q_0 &= 0, \quad q_i = \frac{1}{N \cdot \bar{x}} \sum_{j=1}^i x_j \end{aligned} \right\} \Rightarrow \boxed{\text{L}(p) \text{ es la poligonal que une los puntos: } \{(p_i, q_i), i=0, 1, \dots, N\}}$$

\* Si se modeliza la renta mediante una variable aleatoria no negativa ( $X$ ), cuya media es  $\mu$ , siendo  $F(x)$  su función de distribución:

$$\left. \begin{aligned} p &= F(x) = \int_0^x dF(t) \\ q &= L(F(x)) = \frac{1}{\mu} \int_0^x t \cdot dF(t) \end{aligned} \right\} \Rightarrow \boxed{\begin{aligned} &\text{Si } F^{-1}(p) = \inf \{x: F(x) \geq p\}, \text{ entonces:} \\ &L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^p F^{-1}(t) \cdot dt \quad (\text{Gastwirth, 1971}) \end{aligned}}$$



# Propiedades de la curva de Lorenz

• Condición Necesaria. - Si  $X$  es una variable aleatoria no negativa, entonces su curva de Lorenz ( $L(p)$ ) verifica las siguientes propiedades:

- i)  $L(0) = 0$ ;  $L(1) = 1$
- ii)  $L(p) \leq p$ ,  $\forall p \in [0,1]$
- iii)  $L(p)$  es no decreciente y convexa
- iv) El área comprendida entre las funciones  $p$  y  $L(p)$  no supera  $1/2$ .

\* La pendiente de  $L(p)$  viene dada por  $t(p) = F^{-1}(p) / \mu$ .

\* Por otra parte, si se define la *función diferencia* mediante:

$$A(p) = p - L(p), \forall p \in [0,1],$$

entonces alcanza su máximo en el punto  $p = F(\mu)$ .



# Ordenaciones parciales en desigualdad

\* Dadas dos distribuciones de renta  $(x,y)$ , se dice que  $x$  es *menos desigual* que  $y$  cuando:

$$x \leq_L y \Leftrightarrow L_x(p) \geq L_y(p), \\ \forall p \in [0,1]$$

\* Esta relación tiene estructura de preorden (reflexiva y transitiva) ó de orden parcial, si se define entre clases de distribuciones de renta proporcionales. Así, si dos curvas de Lorenz se cruzan, las distribuciones son *no comparables*.

\* Para comparar en desigualdad utilizando el criterio de Lorenz, no es posible, en general, ordenar todos los casos, dando como resultado los *diagramas de Hesse*.



# Criterios Alternativos de Comparación

## \* Criterio de Dominación por Rangos ( $\leq_R$ )

Supuestos los vectores de renta ordenados de menor a mayor:

$$x \leq_R y \Leftrightarrow x_i \leq y_i, \forall i=1,2,\dots,k$$

Puede comprobarse que:

$$x \leq_R y \Rightarrow x \leq_{LG} y$$

## \* Criterio de Dominación Estocástica ( $\leq_{Dj}$ )

$$x \leq_{Dj} y \Leftrightarrow F_j(x) \geq G_j(x), \forall x \in \square, \text{ siendo:}$$

$$F_1(x) = F(x), \quad F_j(x) = \int_{-\infty}^x F_{j-1}(t).dt, \quad j \geq 2$$

## \* Criterio de Dominación de Rawls ( $\leq_{rw}$ )

$$x \leq_{rw} y \Leftrightarrow \text{Min}\{x_i\} \leq \text{Min}\{y_i\}$$

**Conclusión:** Todos, salvo  $\leq_{rw}$ , generan cuasi-ordenaciones ó preórdenes.



# Medidas de Desigualdad

- Son indicadores sintéticos de la desigualdad contenida en una distribución de ingresos ó rentas.

Formalmente, consideremos el conjunto:

$$D = \bigcup_{n=2}^{\infty} D_n, \quad D_n = \left\{ x \in \mathbb{R}^n : \sum_{i=1}^n x_i > 0, \quad x_i \geq 0 \quad (i=1,2,\dots,n) \right\}$$

Entonces un indicador de desigualdad es una función

$$\begin{array}{l} I: D \rightarrow \mathbb{R} \\ x \mapsto I(x) \end{array}$$

- Bartels (1977) sugiere incluir en la formulación una distribución de referencia,  $I(x,r)$ , aunque en la práctica suele ser  $r = \mu \mathbf{1}$ .
- Así se inducen *ordenaciones totales de desigualdad*, pero ha de admitirse el esquema subjetivo de ponderaciones implícito.



# Clasificación de Medidas de Desigualdad

## **A) Clasificación de A. Sen (1973):**

Medidas Desigualdad	{	Positivas
	{	Éticas ó Normativas

## **B) Clasificación Instrumental:**

Medidas Desigualdad	{	Absolutas
	{	Estandarizadas ó Relativas
	{	Normalizadas





# Planteamiento Axiomático

- En la selección de un buen indicador de desigualdad, juega un papel destacado el esquema de ponderaciones que presente, que no siempre es suficientemente explícito.
- Por ello, se plantea como alternativa la posibilidad de imponer propiedades que garanticen su buen comportamiento, que reciben el nombre de *axiomas*, por lo que no guardan relación con la acepción matemática del término.
- En último extremo, estas propiedades podrían permitir la caracterización de diversas medidas de desigualdad, consiguiendo así su singularización y, por tanto, facilitando la selección.
- No obstante, no existe acuerdo en la selección de una medida de desigualdad que resulte claramente superior al resto.



# Axiomas Básicos

## Axioma de Simetría ó Imparcialidad

$$\left. \begin{array}{l} x = (x_1, x_2, \dots, x_N)' \\ y = (x_{\sigma(1)}, x_{\sigma(2)}, \dots, x_{\sigma(N)})' \\ \sigma(.) \text{ permutación de } \{1, 2, \dots, N\} \end{array} \right\} \Rightarrow I(x) = I(y)$$

## Axioma de Invarianza por Homotecias ó Cambios de Escala

$$I(\lambda x) = I(x), \quad \forall x \in D, \quad \forall \lambda > 0$$

## Axioma ó Principio de la Población de Dalton

$$\left. \begin{array}{l} x = (x_1, x_2, \dots, x_N)' \\ y = (x, x, \dots^{(m)}, x)' \end{array} \right\} \Rightarrow I(x) = I(y)$$

siendo  $y$  una réplica de orden  $m$  de  $x$  :  $y_{1i} = y_{2i} = \dots = y_{mi} = x_i, \quad \forall i=1, \dots, N$



## Principio de Transferencias de Dalton-Pigou

Si la distribución de renta  $y$  se obtiene de  $x$  mediante una transferencia progresiva (regresiva) de renta, ó una sucesión finita no vacía de ellas, entonces  $I(y) < I(x)$  ( $>$ ).

### Transferencia progresiva

$y$  se obtiene de  $x$  mediante una transferencia progresiva de renta si, estando las rentas ordenadas de menor a mayor:

$$x = (x_1, \dots, x_i, \dots, x_j, \dots, x_N)' \Rightarrow y = (x_1, \dots, x_i + \delta, \dots, x_j - \delta, \dots, x_N)' , \delta \in \left(0, \frac{x_j - x_i}{2}\right)$$

### Teorema (Atkinson, 1970; Kakwani, 1980)

Si  $V(.)$  es una función estrictamente convexa, entonces cualquier medida del tipo  $I(x) = E[V(x)]$  satisface el principio de transferencias en todos los niveles de renta. Si, además,  $V(.)$  es diferenciable, su sensibilidad relativa es proporcional a:

$$T(x) = V'(x) - V'(x - \delta) , \delta > 0$$



## Compatibilidad con la ordenación de Lorenz

Una medida de desigualdad  $I(.)$  es *compatible con la ordenación de Lorenz* cuando:

$$x \geq_L y \Leftrightarrow L_x(p) \leq L_y(p) , \forall p \in [0,1] \Leftrightarrow I(x) \geq I(y)$$

### Teorema (Foster, 1985)

La condición necesaria y suficiente para que un indicador  $I(.)$  sea compatible con la *cuasi-ordenación* de Lorenz es que verifique los siguientes axiomas:

- i) Simetría.
- ii) Invarianza frente a homotecias.
- iii) Principio de población de Dalton.
- iv) Principio de Transferencias de Dalton-Pigou.

Medidas compatibles con  $\leq_L$  :  $CV$ ,  $I_G$ ,  $A_\varepsilon$ ,  $T_c$ , entre otros.



# Indices de Gini y Pietra

**Indice de Gini** Si  $X, Y$  son independientes y equidistribuidas:

$$\Delta = E[|X - Y|] \Rightarrow I_G = \frac{\Delta}{2\mu} = 1 - 2 \int_0^1 L(p) \cdot dp \in [0, 1]$$
$$I_G = \frac{1}{2 \cdot N^2 \cdot \mu} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |x_i - x_j| = 1 + \frac{1}{N} - \frac{2}{N^2 \cdot \mu} \sum_{i=1}^N (N - i + 1) \cdot x_{(i)} \cong \frac{\sum_{i=1}^{k-1} (p_i - q_i)}{\sum_{i=1}^{k-1} p_i}$$

**Desviación Media Relativa (Pietra)**

$$DMR(X) = \frac{1}{2\mu} E[|X - \mu|] = \max_p \{p - L(p)\} = F(\mu) - L[F(\mu)]$$



## Familia de Medidas de Atkinson (1970)

- Se construye a partir de la función generalizada de medias:

$$A_{\varepsilon}(X) = 1 - \frac{1}{\mu} E\left[X^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad \varepsilon > 0$$

- En el caso discreto se expresa (puede sustituirse  $1/N$  por  $f_i$ ):

$$A_{\varepsilon}(x) = \begin{cases} 1 - \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{x_i}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, & \varepsilon > 0, \varepsilon \neq 1 \\ 1 - \prod_{i=1}^N \left( \frac{x_i}{\mu} \right)^{\frac{1}{N}}, & \varepsilon = 1 \end{cases}$$

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow \infty} A_{\varepsilon}(x) = 1 - \frac{x_{(1)}}{\mu}$$

- Esta familia resulta básica en la formulación normativa de las medidas de desigualdad.  $\varepsilon$  se interpreta como parámetro de *aversión social a la desigualdad*.



## Familia de Índices de Entropía Generalizada

- Se fundamentan en una adaptación del concepto de entropía, propuesta por Theil (1967), identificando *desorden* con igualdad. El índice de Theil de orden 1 utiliza la entropía de Shannon y el resto la generalizada.

$$T_c(X) = \left\{ \begin{array}{l} E[\log(\frac{\mu}{\bar{X}})], \quad c = 0 \\ \frac{1}{\mu} E[X \cdot \log(\frac{X}{\mu})], \quad c = 1 \\ \frac{1}{c(c-1)} E[(\frac{X}{\mu})^c - 1], \quad c \neq 0, 1 \end{array} \right\} \quad \text{Indices de Theil}$$
$$\longrightarrow T_2(X) = CV^2(X) / 2$$

$$T_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{x_i}{\bar{x}} \log\left(\frac{x_i}{\bar{x}}\right) \in [0, \log N] \Rightarrow T_{1N} = \frac{T_1}{\log N}$$

- Se caracterizan por presentar la propiedad de descomponibilidad aditiva.
- Están relacionados con la familia de Atkinson, mediante:

$$A_\varepsilon(X) = 1 - [\varepsilon(\varepsilon - 1) \cdot T_{1-\varepsilon}(X) + 1]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad \varepsilon > 0, \varepsilon \neq 1$$

- Son medidas estandarizadas pero no normalizadas.



# Axioma de Descomponibilidad Aditiva

$$I(x) = I_e(x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(r)}) + I_w(x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(r)})$$

Desigualdad entre grupos

$$I_e(x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(r)}) = I(\mu^{(1)}e_{n(1)}, \mu^{(2)}e_{n(2)}, \dots, \mu^{(r)}e_{n(r)})$$

Desigualdad dentro de los grupos

$$I_w(x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(r)}) = \sum_{h=1}^r \alpha_h I(x^{(h)})$$

$$\alpha_h = \begin{cases} \frac{n_h}{N} \left( \frac{\mu_h}{\mu} \right)^c & \longrightarrow T_c(x), c > 0 \\ \frac{n_h}{N} \begin{cases} \mu = \mu_G \Rightarrow I(x) = VL(x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\log x_i - \log \mu_G)^2 \\ T_0 \end{cases} \end{cases}$$





# Selección de Indicadores

## A) Desigualdad:

$$CV2.NORM = CV^2 / (1 + CV^2)$$

$$VL.NORM = VL / (1 + VL)$$

$$GINI = \frac{1}{2\mu} E[|X - Y|]$$

$$TH1.NORM = 1 - \exp\left(-\frac{1}{\mu} E[X \cdot \log(X/\mu)]\right)$$

$$ATKIN0.5 = 1 - \frac{1}{\mu} \left[E(X^{1/2})\right]^2$$

$$ATKIN1 = 1 - \exp(E[\log(X/\mu)])$$

$$ATKIN2 = 1 - \frac{1}{\mu} (E[1/X])^{-1}$$

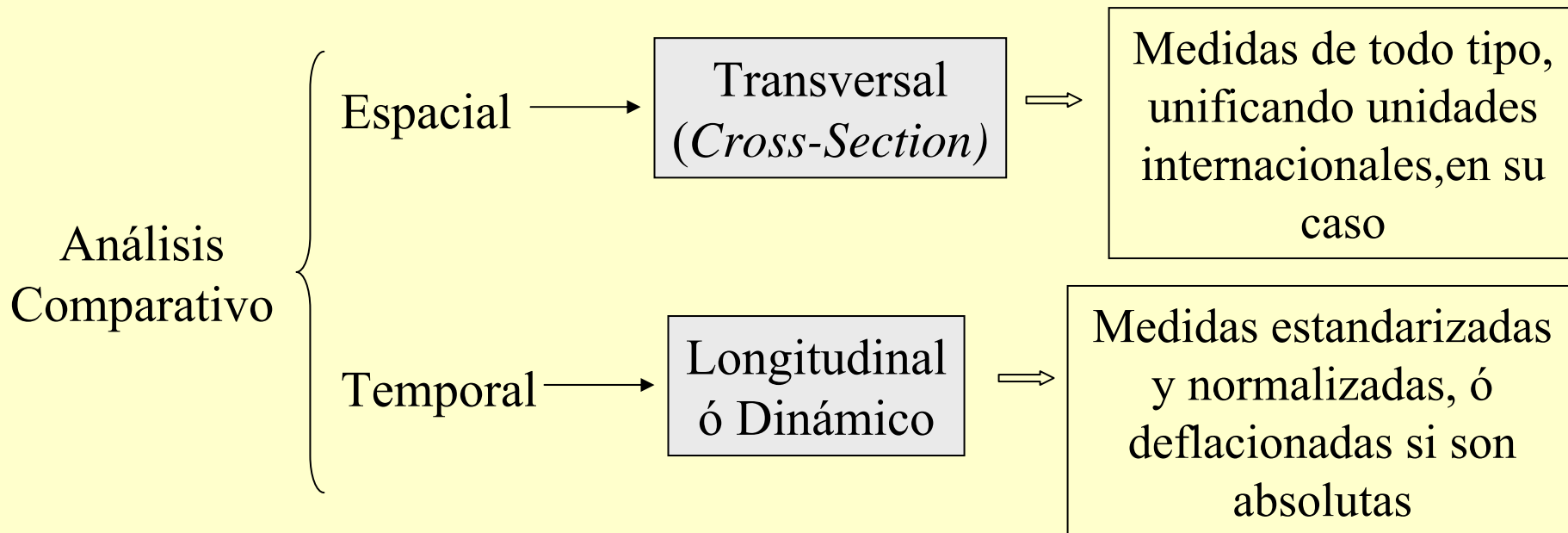
$$PIETRA = \frac{1}{2\mu} E[|X - \mu|]$$

## B) Cumplimiento de Axiomas:

	TRANSF.	INVAR.	POBL.	SIM.	NORM.	DESCOMP.
CV2.NORM.	SI	SI	SI	SI	SI	SI
VL.NORM.	NO	SI	SI	SI	NO	SI
GINI	SI	SI	SI	SI	SI	NO
TH1.NORM.	SI	SI	SI	SI	SI	SI
ATKIN. 0.5	SI	SI	SI	SI	SI	NO
ATKIN. 1	SI	SI	SI	SI	SI	NO
ATKIN. 2	SI	SI	SI	SI	SI	NO
PIETRA	NO	SI	SI	SI	SI	NO



# Análisis Estático y Dinámico



- En cuanto a su cuantificación, las diferencias observadas dependen, en cada caso, de la formulación del indicador correspondiente.