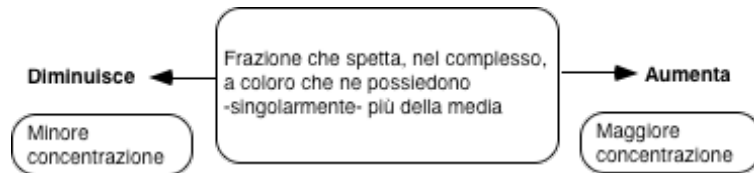


Lo studio della concentrazione

Riguarda il modo in cui un fenomeno trasferibile si ripartisce tra le unità. In particolare la sua attitudine ad accentrarsi in un numero ridotto di unità.



Si parla di disuguaglianza distributiva e si considera la concentrazione come un eccesso di tale fenomeno.

N.B. La media di riferimento non è necessariamente la media aritmetica

Trasferibilità

E' trasferibile la variabile la cui intensità globale o una sua parte sia attribuibile (anche solo idealmente) ad una sola o a poche unità

Variabili TRASFERIBILI

Reddito ed altri caratteri numerari
Diritti di possesso
Popolazioni
Quote di mercato

Variabili NON TRASFERIBILI

Forma o colori
Ricordi ed esperienze

Stato di salute

Le variabili non trasferibili riguardano aspetti intrinseci delle unità e non possono essere trasferiti senza trasferire -in solido- l'unità stessa.

Se i valori della variabile sono livelli raggiungibili da qualsiasi unità ed ha un senso la loro somma o aggregazione allora lo studio di concentrazione è plausibile

Aree di interesse

- ☐ Concentrazione dei redditi e della ricchezza
- ☐ Concentrazione industriale (produzione, fatturato, addetti)
- ☐ Concentrazione del mercato internazionale
- ☐ Concentrazioni finanziarie
- ☐ Condizioni di salute della popolazione



Variabilità e Concentrazione

I due concetti presentano forti analogie, ma anche importanti differenze

Variabilità:

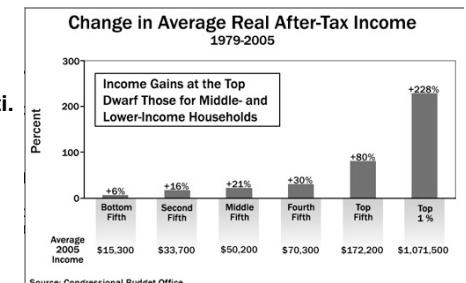
Attitudine delle intensità a presentare valori diversi

Concentrazione:

Attitudine delle intensità ad presentare una distribuzione di valori più o meno diversa rispetto ad una distribuzione di riferimento

Se la distribuzione è quella uniforme c'è forte somiglianza tra i due concetti.

La scelta del modello di riferimento è questione politica e normativa: noi valutiamo le implicazioni possibili delle varie scelte



Simbologia

Ad ogni modalità riscontrata nella rilevazione corrisponde una quota o un ammontare assoluto di variabile:

$$\text{Ammontare assoluto: } a_i = X_{(i)}n_i; \quad i = 1, 2, \dots, k \Rightarrow \sum_{i=1}^k a_i = n\mu$$

$$\text{Ammontare relativo: } g_i = \frac{a_i}{n\mu} = \frac{X_{(i)}}{\mu} f_i; \quad i = 1, 2, \dots, k \Rightarrow \sum_{i=1}^k g_i = 1$$

RARAMENTE...

Se la rilevazione è in classi si useranno le medie parziali μ_i al posto delle $X_{(i)}$.

$$\text{Ammontare assoluto cumulato: } A_i = \sum_{j=1}^i X_{(j)}n_j; \quad A_k = n\mu$$

$$\text{Ammontare relativo cumulato: } q_i = \sum_{j=1}^i g_j; \quad i = 1, 2, \dots, k; \quad q_0 = 0$$

Esempio_2

$$f_i = \frac{n_i}{n}; \quad P_i = \sum_{j=1}^i f_j$$



Punti vendita per numero di commessi/e

Commissi/e	Punti	μ_i	f_i	$(\mu_i)f_i$	q_i
1 9	4	3.52	0.1026	0.36	0.0193
10 14	6	11.86	0.1538	1.83	0.1170
15 19	13	16.52	0.3333	5.51	0.4116
20 24	9	21.99	0.2308	5.07	0.6831
25 35	5	29.91	0.1282	3.83	0.8882
36 50	2	42.39	0.0513	2.17	1.0000
	39			18.78	

Le medie di classe evitano il calcolo approssimato con i valori centrali.

La classe 15-19 è quella che assorbe il maggior numero di punti vendita.

La classe 36-50, pur impiegando singolarmente un numero elevato di commessi/e, assorbe solo una quota del 12%

Esempio_1

Studenti stranieri per regione:



Regione	X_i	n_i	a_i	A_i	g_i	Q_i	Regione	X_i	n_i	a_i	A_i	g_i	Q_i
Basilicata	0	1	0	0	0.0000	0.0000	Sicilia	853	1	853	4334	0.0323	0.1642
Molise	0	1	0	0	0.0000	0.0000	Campania	1015	1	1015	5349	0.0385	0.2027
Calabria	39	1	39	39	0.0015	0.0015	Marche	1029	1	1029	6378	0.0390	0.2417
Trentino AA	45	1	45	84	0.0017	0.0032	Toscana	1534	1	1534	7912	0.0581	0.2998
Sardegna	221	1	221	305	0.0084	0.0116	Veneto	1799	1	1799	9711	0.0682	0.3680
Liguria	406	1	406	711	0.0154	0.0269	Emilia R.	2067	1	2067	11778	0.0783	0.4463
Abruzzi	537	1	537	1248	0.0203	0.0473	Lombardia	2778	1	2778	14556	0.1053	0.5515
Friuli VG	714	1	714	1962	0.0271	0.0743	Lazio	4675	1	4675	19231	0.1771	0.7287
Piemonte	754	1	754	2716	0.0286	0.1029	Umbria	7161	1	7161	26392	0.2713	1.0000
Puglia	765	1	765	3481	0.0290	0.1319							

Gli ammontari relativi danno conto della quota parte di fenomeno (studenti stranieri) pertinente una singola regione.

Gli ammontari relativi cumulati indicano la quota progressiva spettante alle regioni che singolarmente non ne possiedono più di un dato ammontare.

Medie progressive

Ipotizziamo di aver ordinato le modalità in ordine crescente di grandezza

$$X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(n)}$$

Le medie aritmetiche dei primi valori sono

$$M_1 = X_{(1)}; \quad M_2 = \frac{X_{(1)} + X_{(2)}}{2}; \quad M_3 = \frac{X_{(1)} + X_{(2)} + X_{(3)}}{3}; \dots$$

In generale, si può scrivere

$$M_i = \frac{\sum_{j=1}^i X_{(j)}}{i} = \left(\frac{i-1}{i}\right) \frac{\sum_{j=1}^{i-1} X_{(j)}}{i-1} + \frac{X_{(i)}}{i} = \left(\frac{i-1}{i}\right) M_{i-1} + \frac{X_{(i)}}{i}$$

A questo punto si può notare che

$$M_i - M_{i-1} = \left(\frac{i-1}{i}\right) M_{i-1} + \frac{X_{(i)}}{i} - M_{i-1} = \frac{X_{(i)}}{i} + M_{i-1} \left(\frac{i-1}{i} - 1\right) = \frac{X_{(i)} - M_{i-1}}{i}$$

Poiché $M_{i-1} < X_{(i)}$ per la proprietà di internalità della media aritmetica, risulta che M_i è maggiore di M_{i-1} , cioè le medie aritmetiche sono progressive.

Relazione tra le p_i e le q_i

Gli ammontari relativi cumulati sono sempre inferiori o uguali alle corrispondenti frequenze relative cumulate di unità.

Media dei primi "i" Valori: $M_i \leq \mu$ ← questo perché i valori sono ordinati in senso crescente

$$\text{ciò implica: } \frac{\sum_{j=1}^i X_{(j)} n_j}{\sum_{j=1}^i n_j} \leq \mu \Rightarrow \sum_{j=1}^i X_{(j)} n_j \leq \mu \sum_{j=1}^i n_j \Rightarrow$$

$$\sum_{j=1}^i \frac{X_{(j)} n_j}{\mu n} \leq \sum_{j=1}^i \frac{n_j}{n} \Rightarrow q_i \leq p_i$$

al 10% delle unità non può spettare più del 10% di variabile perché, altrimenti, nel restante 90%, si troverebbero valori più piccoli di quelli inseriti nel primo 10% e questo contraddice l'ordinamento crescente.

Esempio

L'assegnazione dei diritti di scavo delle miniere in Australia e Brasile avviene ripartendo in maglie uguali i terreni.

In questo caso le quote relative di variabile e di unità coincidono, sia nella forma semplice che in quella aggregata



$$g_i = \frac{X_{(i)}}{\mu} \circ f_i = \frac{\mu}{\mu} f_i = f_i;$$

per $i = 1, 2, \dots, k \Rightarrow q_i = p_i; i = 1, 2, \dots, k$

Concentrazione nulla

La concentrazione è NULLA se tutte le unità possiedono lo stesso ammontare

$$X_{(1)} = X_{(2)} = \dots = X_{(k-1)} = X_{(k)}$$

Questo significa che il primo 15% di unità possiede il 15% di variabile, il primo 45% possiede il 45% e così via.

Non ha in sé alcuna caratteristica ideale:

L'equa distribuzione imporrebbe che tutti gli stabilimenti di un settore avessero lo stesso numero di addetti laddove la teoria economica suggerisce che la distribuzione degli addetti è guidata dalla tendenza all'uguaglianza della produttività del lavoro.

Concentrazione massima

Una sola unità possiede (oppure è ad essa attribuibile) tutta la variabile

$$X_{(1)} = X_{(2)} = \dots = X_{(k-1)}; \quad X_{(k)} = T = \text{totale della variabile}$$

Anche questo è un caso limite a cui non si riconosce nessuna valenza particolare.

Come esempi di questa il latifondo come forma di possesso dei terreni: il caso del faraone egizio



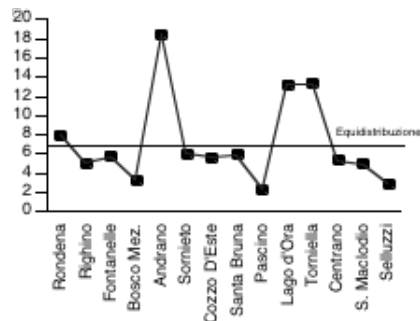
In questo caso le quote relative di variabile sono tutte nulle tranne la k-esima e quelle cumulate sono pure nulle tranne la k-esima che è pari ad uno

$$\begin{cases} g_i = 0; & i = 1, 2, \dots, k-1 \\ g_k = 1 \end{cases} \Rightarrow q_i = \begin{cases} 0 & \text{se } i = 1, 2, \dots, k-1 \\ 1 & \text{se } i = k \end{cases}$$

Esempio

Popolazione residente nei comuni del comprensorio di Thuria.

Comune	Abitanti	Quota
Rondena	6741	7.92%
Righino	4287	5.04%
Fontanelle	4833	5.68%
Bosco Maz.	2774	3.26%
Andrano	15749	18.50%
Sornieto	5111	6.00%
Cozzo D'Este	4793	5.63%
Santa Bruna	5015	5.89%
Pascino	1971	2.32%
Lago d'Ora	11244	13.21%
Tornella	11366	13.35%
Centraro	4532	5.32%
S. Macloedio	4222	4.96%
Selluzzi	2493	2.93%
	85131	100.00%



Se ogni comune avesse lo stesso numero di abitanti in ognuno abiterebbe una quota del $100/14=7.1\%$.

Gran parte delle amministrazioni si avvicina a questa soglia, ma la presenza di Andrano con circa 16 mila abitanti porta la distribuzione ad allontanarsi dalla presenza paritaria.

Alcune indicazioni

Redditi medi e quote di reddito per decimi di famiglie

Decimi di famiglie	Valore di ripartizione (euro)	Quota di reddito (valori percentuali)	Reddito medio (euro)
Fino al 1° decile	9.500	2,3	6.536
Dal 1° al 2° decile	13.000	4,1	11.318
Dal 2° al 3° decile	15.902	5,2	14.411
Dal 3° al 4° decile	19.200	6,2	17.438
Dal 4° al 5° decile	22.986	7,6	21.050
Dal 5° al 6° decile	27.253	9,0	25.101
Dal 6° al 7° decile	32.305	10,6	29.616
Dal 7° al 8° decile	38.652	12,7	35.414
Dal 8° al 9° decile	50.287	15,8	43.909
oltre il 9° decile	-	26,5	73.831

Tav.C4

Fonti dei dati sui redditi



Banca d'Italia
Indagine sui bilanci delle famiglie italiane

<http://www.bancaditalia.it/statistiche>

sotto: indagini campionarie



ISTAT
Indagine sui consumi delle famiglie 1985-2002 e seguenti

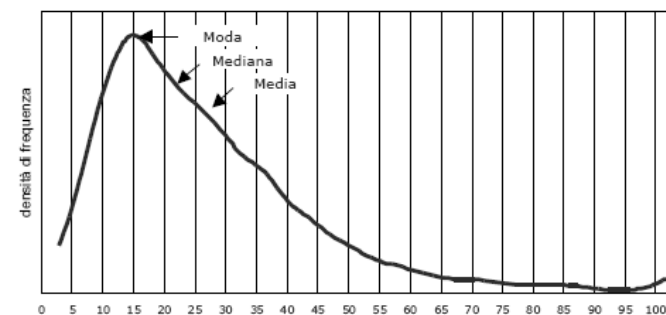
<http://www.istat.it/>

Also useful

http://www.istat.it/binariodie/Stat_per_esempi/index.htm

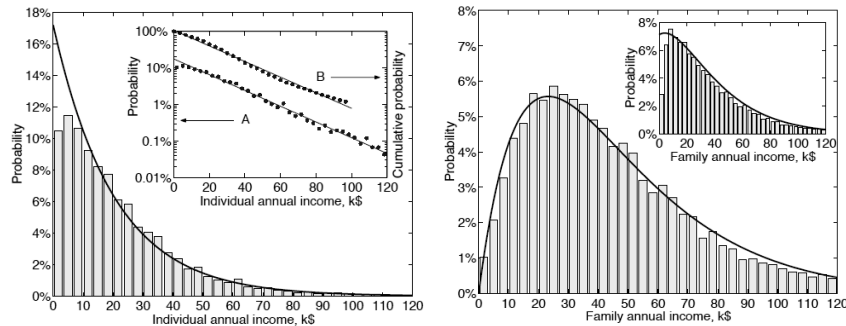
Distribuzione del reddito familiare³⁶
(migliaia di euro)

Fig. 7



Anno 2002

USA 1997 – redditi individuali e redditi familiari



La presenza di un numero crescente di redditeri modifica la forma della distribuzione

TAB.8 VARIAZIONE DEL REDDITO DISPONIBILE FAMILIARE ANNUO PER QUINTILI DI REDDITO EQUIVALENTE, TIPOLOGIA FAMILIARE E QUALIFICA PROFESSIONALE DEL CAPOFAMIGLIA -TOSCANA

AUMENTO MEDIO DEL REDDITO

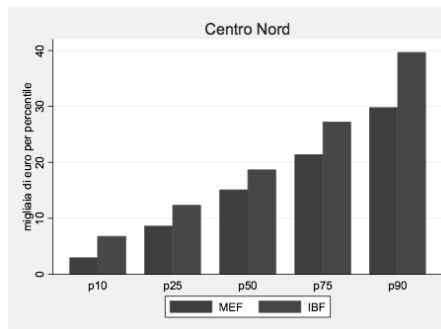
	QUINTILI					
	1	2	3	4	5 TOTALE	
Single>65 anni	68	121	223	498	509	259
Single<65 anni	46	130	220	573	824	433
Coppia senza figli	92	264	349	445	1427	546
Coppia con 1 figlio	281	457	557	849	1738	845
Coppia con 2 figli	370	633	804	987	2569	981
Coppia con 3 e più figli	378	953	1181	977	2785	950
monogenitore con figlio/i	64	412	486	497	1161	590
TOTALE	219	387	519	705	1615	688

AUMENTO MEDIO DEL REDDITO

	QUINTILI					
	1	2	3	4	5 TOTALE	
Operaio	293	462	490	691	1,233	561
Impiegato	438	590	748	878	1,551	959
Quadro/Dirigente	646	651	589	646	1,573	1,077
Libero professionista e imprenditore	177	247	789	908	3,115	1,525
Lavoratore autonomo	287	637	704	655	2,532	1,049
Pensionato	149	235	343	561	883	398
TOTALE	219	387	519	705	1,615	688

Fonte: elaborazione degli autori MIRTO-SAM

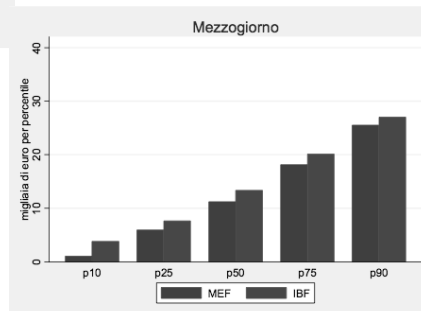
Redditi per alcuni quantili



Questo grafico tipo di grafico è noto come Parade.

Gli ortogrammi sono sempre crescenti per l'ordinamento ascendente dei redditi.

I forti divari si vedono nei cambi bruschi di altezza.



MEF= fonte Ministero dell'Economia e delle Finanze

IBF= indagine sui bilanci delle famiglie

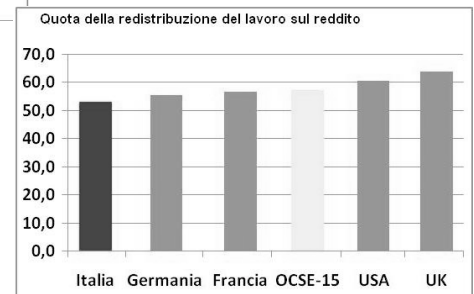


La forte diminuzione della quota dei redditi da lavoro dipende in larga misura dall'evoluzione del salario reale. Secondo le stime del rapporto dell' Organizzazione Internazionale del lavoro, a parità di potere di acquisto, gli stipendi reali sono diminuiti in Italia del 16% circa tra il 1988 e il 2006

Distribuzione del reddito e disuguaglianza: l'Italia e gli altri S.Perri (2009)

L'aumento della disuguaglianza a partire dalla metà degli anni 70 è caratterizzato dalla diminuzione della quota delle retribuzioni del lavoro sul reddito nazionale.

Questa quota è diminuita molto nei paesi dell'OCSE, ma è caduta in modo più pronunciato in Italia.



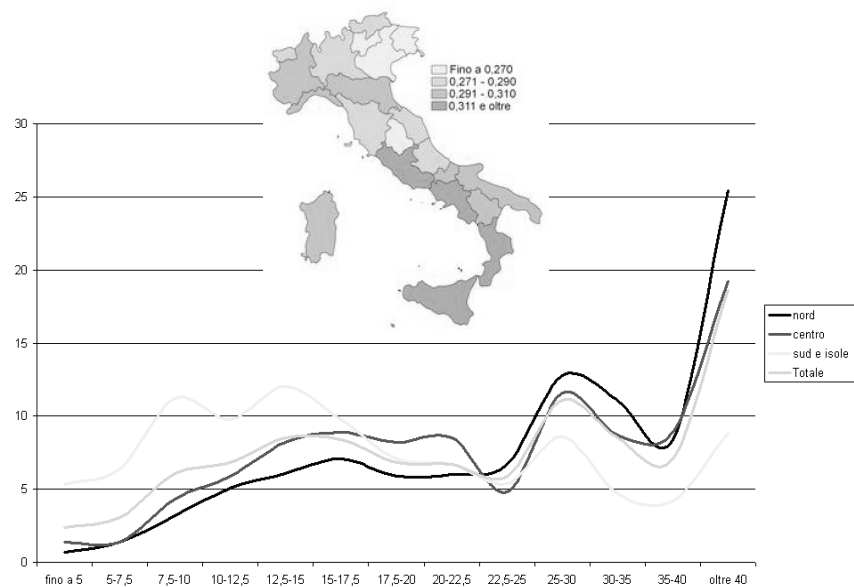
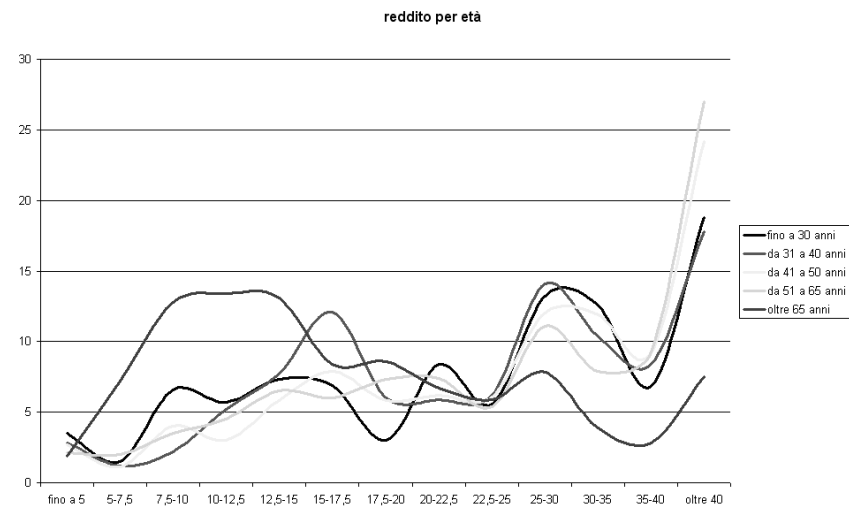
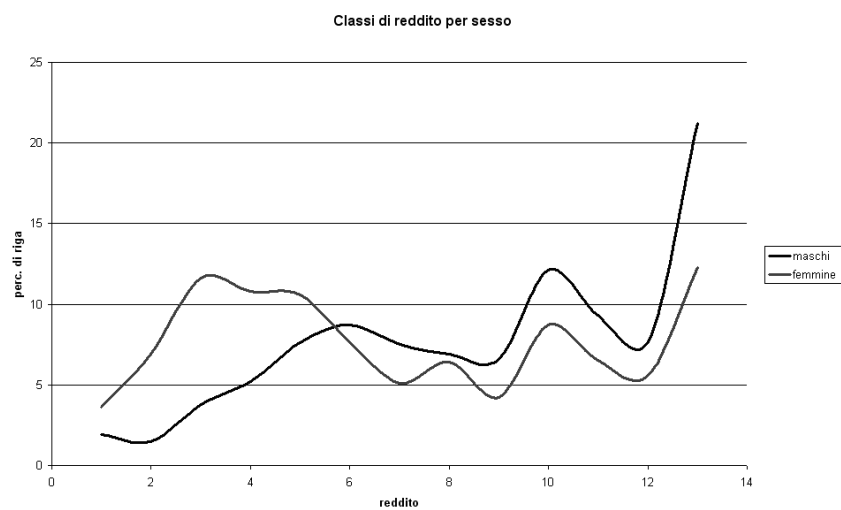


Figura 9. Una mappa della disuguaglianza per provincia

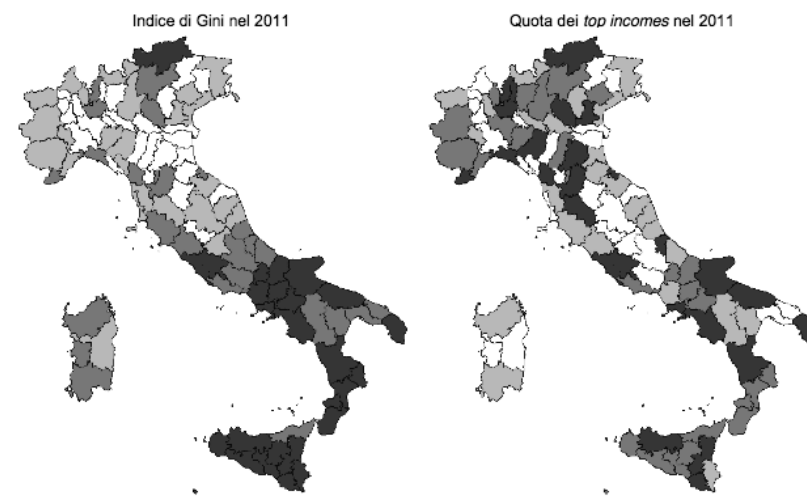
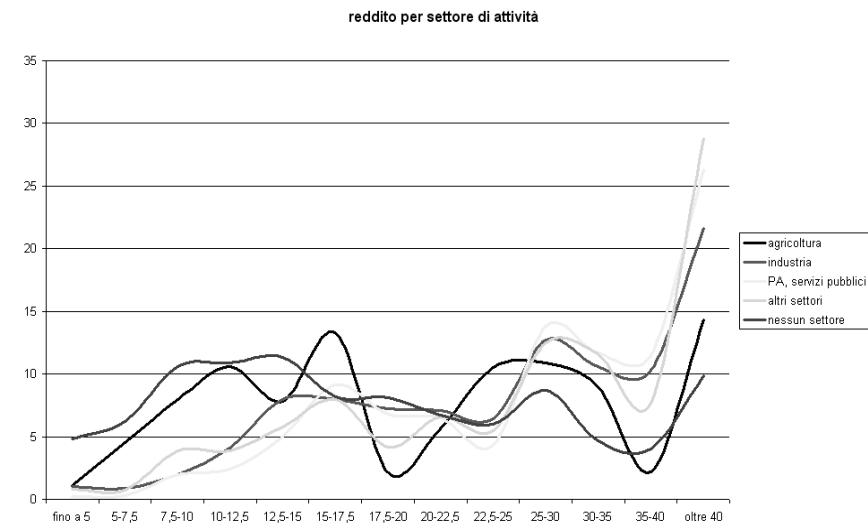
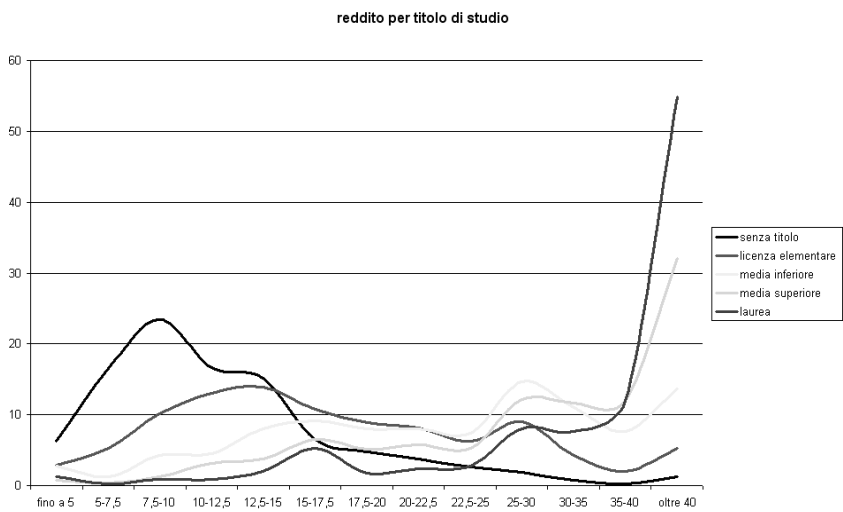
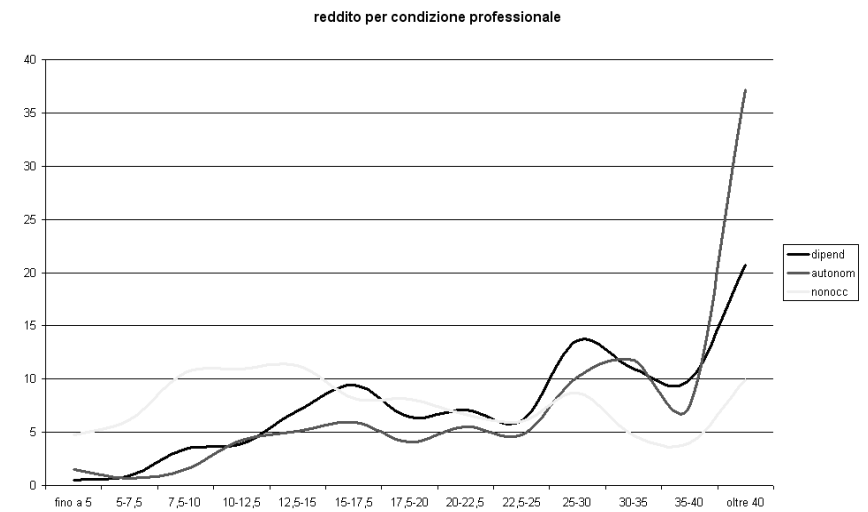
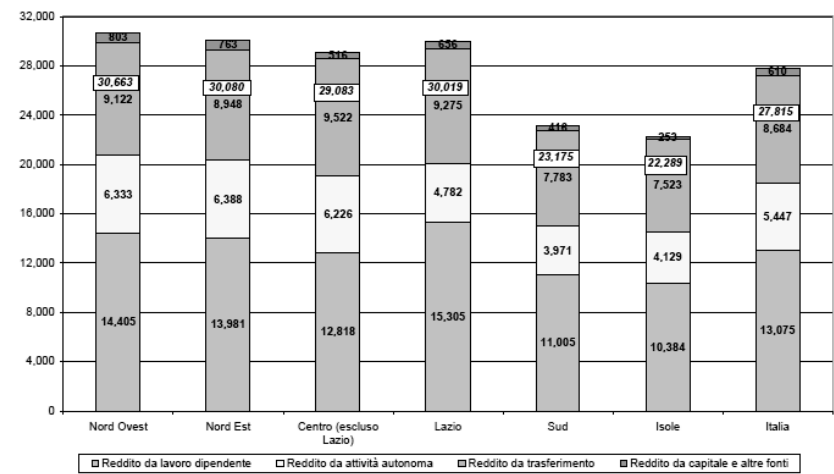
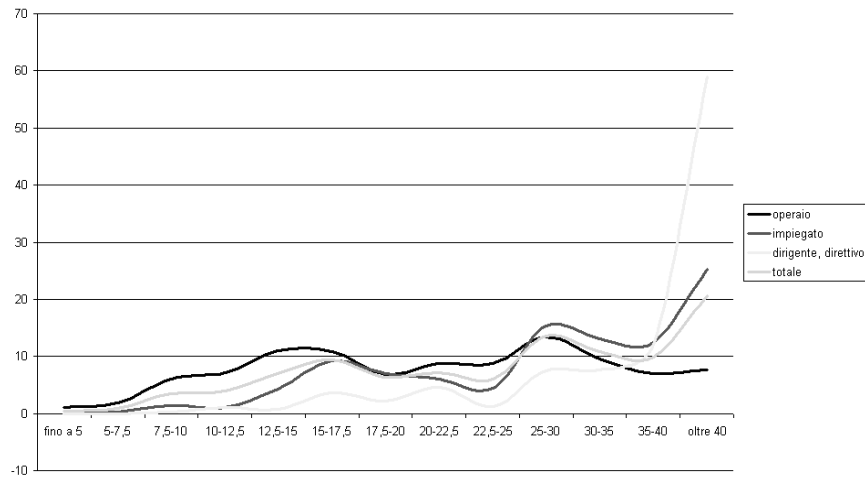


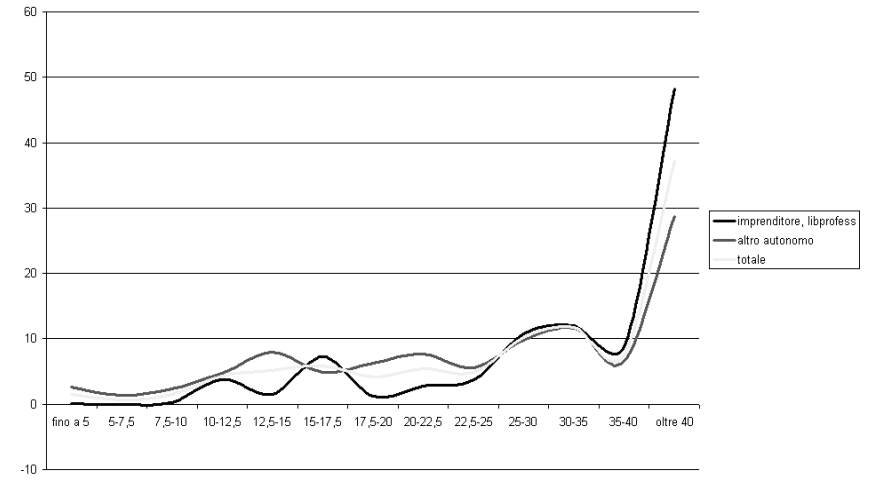
Fig. 2: Reddito familiare netto medio e sue componenti in Italia nel 2004 per macro-area. Fonte: elaborazioni su dati ISTAT (2007)



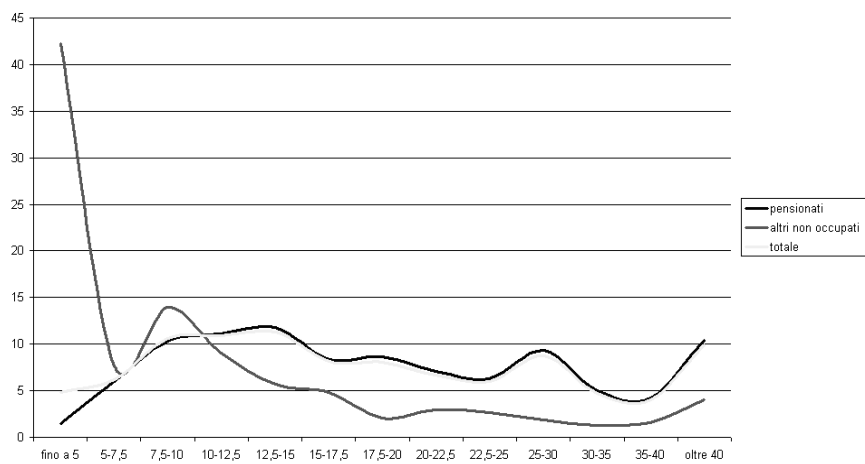
reddito per posizione - lavoro dipendente



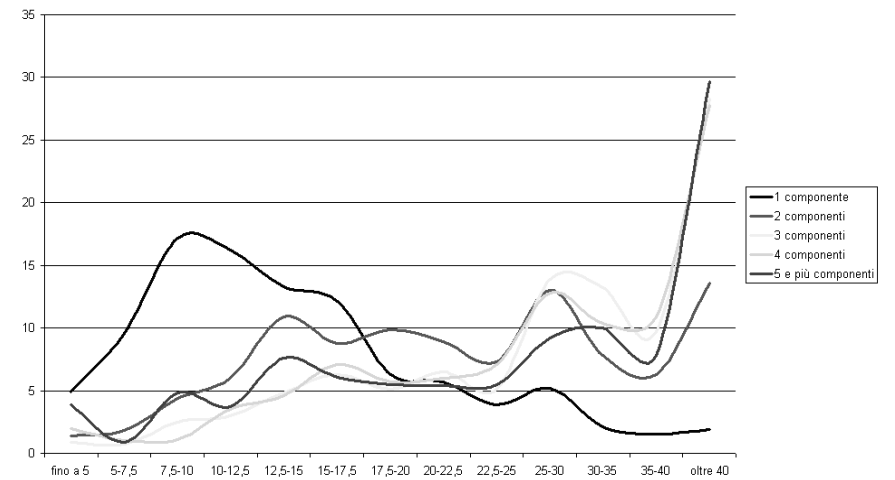
reddito per posizione - lavoro autonomo



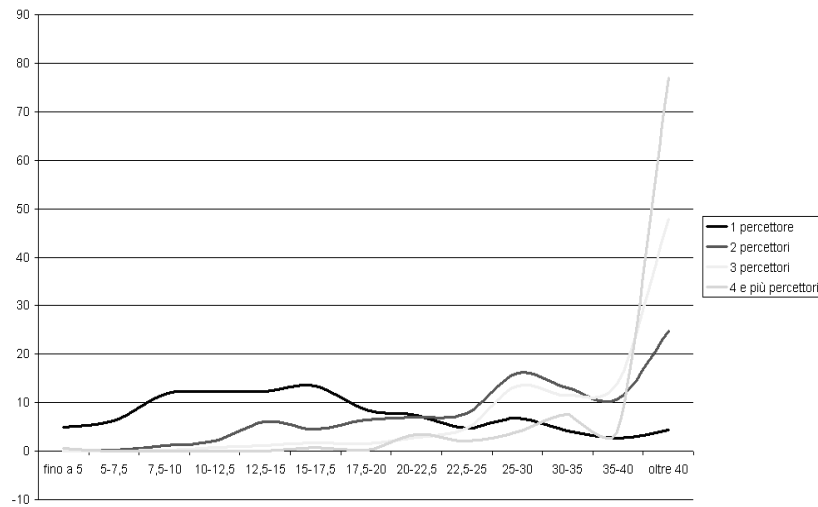
reddito per posizione - non occupati



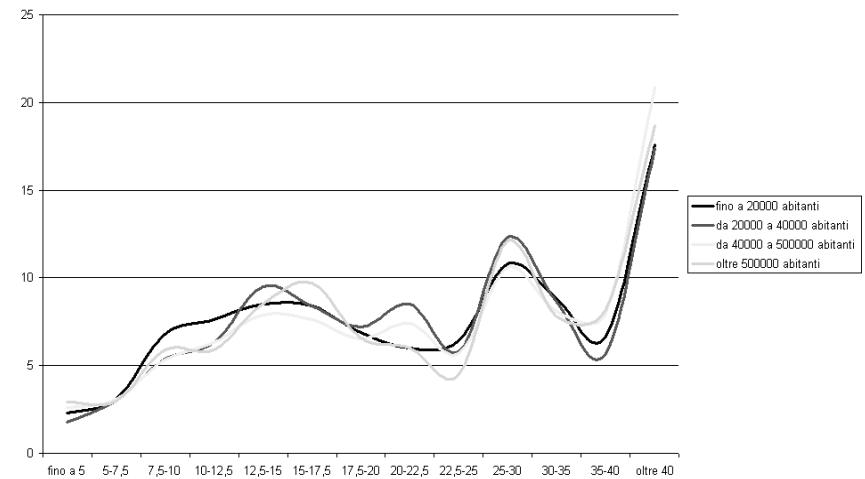
reddito per numero di componenti



reddito per numero di percettori

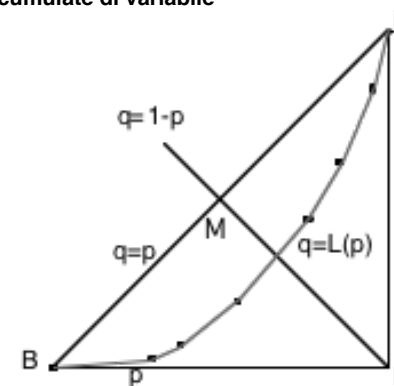


reddito per ampiezza del comune di residenza



Il diagramma di Lorenz

Il diagramma è costituito da un triangolo isoscele rettangolo alla cui base sono misurate le frequenze relative cumulate di unità e sull'altezza le quote relative cumulate di variabile



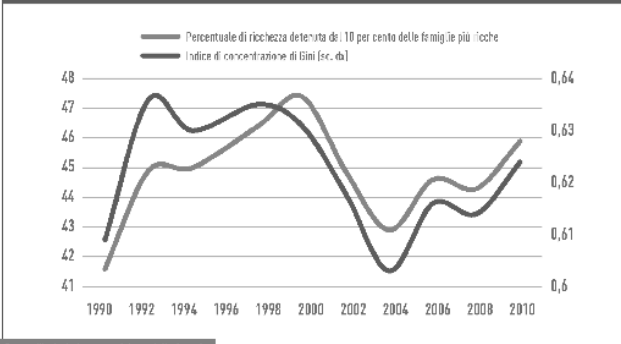
I cateti BN e NE hanno lunghezza uno; l'ipotenusa BE è lunga $\sqrt{2}$; l'area complessiva del triangolo BNE è 0.5

La diagonale incontra la bisettrice nel punto M di coordinate $(1/2, 1/2)$

I punti (p_i, q_i) formano la relazione tra le frequenze relative cumulate di unità $p_i = F_i$ e la corrispondente quota relativa cumulata di variabile q_i .

LA CONCENTRAZIONE DELLA RICCHEZZA E LA QUOTA DEL 10% PIÙ RICCO TORNANO A SALIRE DAL 2004

FIGURA 4.
Distribuzione
della ricchezza
netta.
Anni 1991-2010
Valori assoluti e
percentuali



Fonte: Banca d'Italia Indagine sui bilanci delle famiglie

Spezzata di Lorenz

E' il grafico più noto (ma non unico) per lo studio della concentrazione

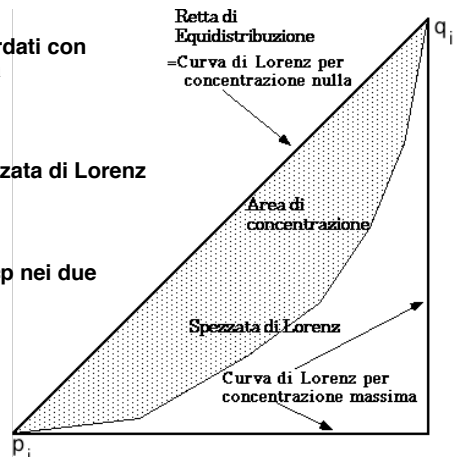
$$L(p) = p_{i-1} + \frac{X_{(i)}}{\mu} (p - p_{i-1}); \quad p \in (p_{i-1}, p_i] \quad i = 1, 2, \dots, n$$

I due vertici (0,0) e (1,1) sono raccordati con segmenti di retta attraversando la successione dei puti (p_i, q_i)

il grafico che ne risulta è detto spezzata di Lorenz

La spezzata coincide con la retta $q=p$ nei due vertici

Il grafico della spezzata è crescente e rimane sempre al di sotto della retta di equidistribuzione ($q \leq p$)



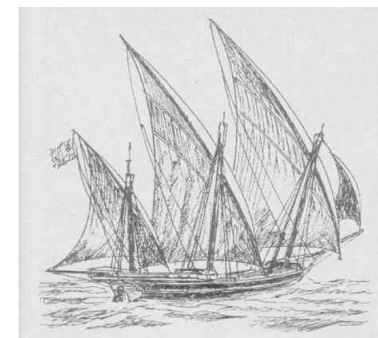
Caratteristiche della spezzata di Lorenz

La spezzata di Lorenz è il grafico di una funzione non decrescente e convessa

$$L(p) = p_{i-1} + \frac{X_{(i)}}{\mu} (p - p_{i-1}); \quad p \in (p_{i-1}, p_i] \quad i = 1, 2, \dots, n$$

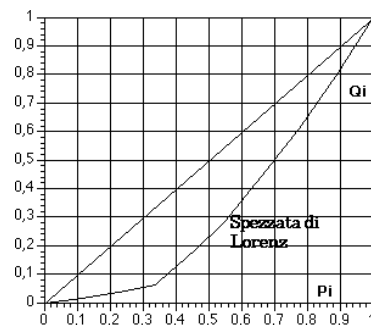
L'inclinazione dei segmenti è positiva (potrebbe essere negativa se qualche modalità avesse valore negativo ad esempio debiti o perdite come reddito negativo).

L'inclinazione dei segmenti è crescente. Infatti le modalità $X_{(i)}$ sono ordinate in senso crescente.

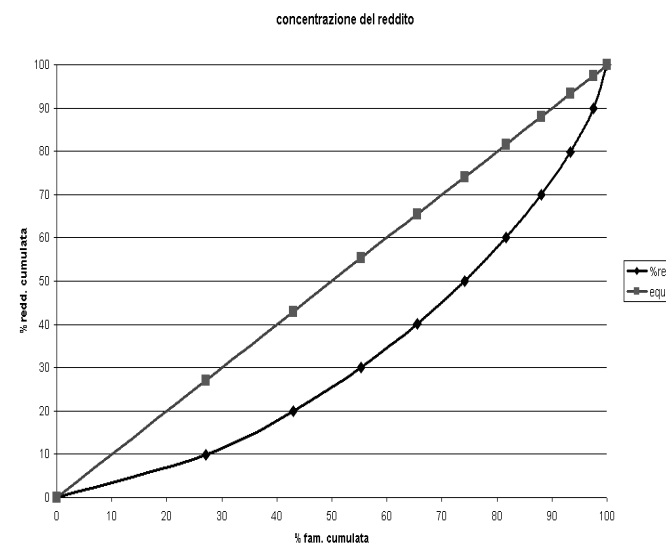


Esempio di spezzata di Lorenz

Gruppi	Matricole	Serie ord.	N _i	f _i	P _i	g _i	Q _i
Scientifico	35475	5115	1	0.1111	0.1111	0.0175	0.0175
Medico	8034	5280	1	0.1111	0.2222	0.0181	0.0356
Ingegneria	48489	8034	1	0.1111	0.3333	0.0275	0.0631
Agrario	5115	32115	1	0.1111	0.4444	0.1099	0.1729
Economico	53610	35475	1	0.1111	0.5556	0.1214	0.2943
Politico-Soc.	32115	45450	1	0.1111	0.6667	0.1555	0.4498
Giuridico	45450	48489	1	0.1111	0.7778	0.1659	0.6157
Letterario	58721	53610	1	0.1111	0.8889	0.1834	0.7991
Diplomi Un.	5280	58721	1	0.1111	1.0000	0.2009	1.0000
	292289		9				



Spezzata di Lorenz per l'Italia



Modalità in classi

Si usa lo stesso schema sostituendo alle modalità ordinate $X_{(i)}$ le medie di classe μ_i qualora siano note oppure una loro stima.

$$L(p) = p_{i-1} + \frac{\mu_i}{\mu}(p - p_{i-1}), \quad p \in [p_{i-1}, p_i], \quad i = 1, 2, \dots, k$$

Le medie sono ordinate in senso crescente. La media globale è μ .

Poiché si ignora il comportamento della variabile nelle classi è necessario fare delle ipotesi per definire la spezzata di Lorenz.

Se la distribuzione all'interno delle classi è simmetrica non si introducono distorsioni nella rappresentazione dei dati altrimenti la spezzata può sia risultare più alta che più bassa in relazione alla retta di equidistribuzione

Spezzate alternative

Dalle ipotesi fatte sulle classi discende il comportamento presunto della spezzata nelle stesse classi.

Supponiamo che la distribuzione all'interno di ogni classe si presenti nei due estremi con le frequenze:

<i>Modalità</i>	<i>Frequenza</i>
α_i	$\lambda_i f_i$
β_i	$(1 - \lambda_i) f_i$

soggette ai vincoli:
$$\begin{aligned} L_i &\leq \alpha_i < \beta_i \leq U_i \\ \alpha_i \lambda_j f_i + \beta_i (1 - \lambda_j) f_i &= \mu_j \end{aligned}$$

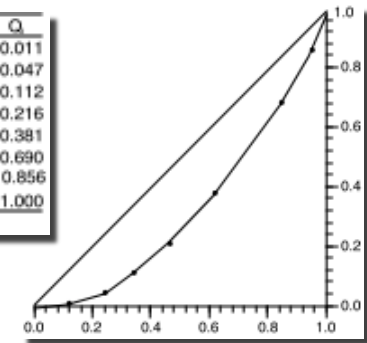
Solitamente la curva di Lorenz è costruita ipotizzando l'assenza di variabilità all'interno della classe cioè $\alpha_i = \beta_i = c_i$ (cioè il valore centrale)

Poiché la spezzata è convessa racchiuderà un'area inferiore a quella reale

Esempio

Utenze industriali di energia elettrica per ammontare dei consumi

Consumi	Utenti	c	f	(X)f	p	q	Q
0	5	34	2.50	0.113	0.283	0.113	0.01
5	10	38	7.50	0.127	0.950	0.240	0.04
15	20	29	17.50	0.097	1.692	0.337	0.11
20	25	36	22.50	0.120	2.700	0.457	0.104
25	30	47	27.50	0.157	4.308	0.613	0.165
30	40	69	35.00	0.230	8.050	0.843	0.309
40	50	29	45.00	0.097	4.350	0.940	0.167
50	75	18	62.50	0.060	3.750	1.000	0.144
		300		1.000	26.083		



Le quote evidenziano la classe “30-40” come livello di maggiore concentrazione locale (31% dei consumi).

Solo l'1% spetta ai 34 utenti della classe "0-5".

La situazione perciò sembra piuttosto ineguale.

Spezzate alternative/2

Se aumenta $(\beta_i - \alpha_i)$ e variano le frequenze relative, la spezzata descriverà tutte le posizioni nel triangolo RST.

Minima:

$\beta_i = \alpha_i = c_i$ con frequenza f_i

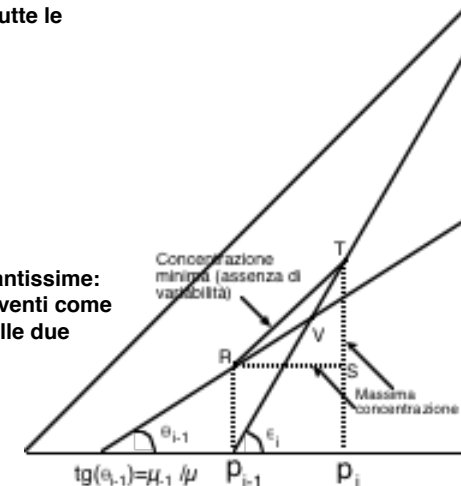
Massima:

$\alpha_i = L_i$ con frequenza $f_i - 1/n$

$\beta_i = U_i$ con frequenza $1/n$

Soluzioni intermedie ne esistono tantissime:
ad esempio i due tratti RV e VT aventi come
snodo il punto di intersezione delle due
tangenti.

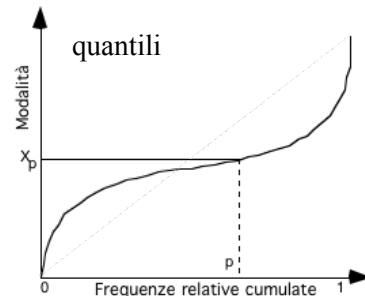
Tutte le spezzate sono convesse.



Funzione di graduazione (Quantile)

Sia X una variabile con dominio $(0, \infty)$ con media finita μ e funzione di ripartizione $F(x)$

(il dominio infinito non deve preoccupare dato che è l'astrazione di un fenomeno in continua espansione).



La funzione di graduazione è:

$$F^{-1}(p) = X_p = g(p) = \begin{cases} \text{Min}\{x | F(x) \geq p\} & \text{se } 0 < p \leq 1 \\ 0 & \text{se } p = 0 \end{cases}$$

La $g(\cdot)$ è, per costruzione, non decrescente e continua a sinistra per $0 < p \leq 1$.

La $g(p)$ è anche nota come funzione quantile.

Esempio

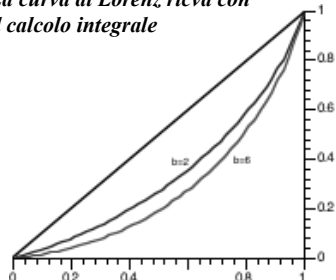
Supponiamo che i dati di un fenomeno siano descritti con un modello avente funzione quantile logaritmica

$$g(p) = a - b \ln(1 - p);$$

$$L(p) = \frac{1}{a+b} \int_0^p [a - b \ln(1-t)] dt$$

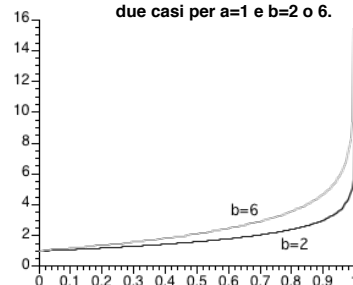
$$= p + \left(\frac{b}{a+b} \right) (1-p) \ln(1-p)$$

La curva di Lorenz ricva con il calcolo integrale

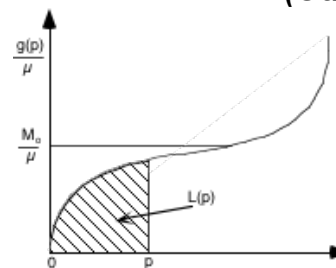


Da notare la corrispondenza biunivoca tra funzione quantile e curva di Lorenz.

In figura sono rappresentati due casi per $a=1$ e $b=2$ o 6 .



Funzione di concentrazione (Curva di Lorenz)



La funzione di concentrazione può essere espressa con l'integrale di Riemann-Stieltjes:

Di solito $a=0$

$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^p [g(t) - a] dt; \quad \mu = \int_0^1 [g(t) - a] dt$$

cioè la $L(p)$ è una funzione di area: ad ogni "p" la funzione associa l'area sottesa alla curva di graduazione (divisa per μ) nell'intervallo $(0, p)$.

La definizione è valida sia per variabili continue che discrete

Modelli per la curva di Lorenz

Il legame fra la curva di Lorenz e la quantile è molto stretto per cui il suo studio non è alternativo allo studio dei modelli di distribuzione.

Talvolta l'esame delle curve di Lorenz può essere più fruttuoso e la loro descrizione più facile che non le altre curve

Non mancano però riserve a causa dei troncamenti -non sempre plausibili- del campo di variazione per i per i quantili ottenuti a partire dalle curve di Lorenz.

Altri autori giudicano questo approccio privo di una adeguata base teorica ed empirica.

Nello studio degli ordinamenti di Lorenz questa tecnica sta assumendo sempre più importanza.

Un modello per la curva di Lorenz

Cerchiamo una funzione matematica con i seguenti requisiti:

☐ **Positività** $0 \leq L(p;d) \leq 1; \lim_{F \rightarrow 0} L(p;d) = 0; \lim_{F \rightarrow 1} L(p;d) = 1;$

☐ **Nondecrescente** $p_1 < p_2 \Rightarrow L(p_1;d) \leq L(p_2;d)$

☐ **Convessità**
 $L[ap_1 + (1-a)p_2; b] \leq aL(p_1;d) + (1-a)L(p_2;d); \quad 0 \leq a \leq 1$

☐ **Unicità per l'equidistribuzione:**
 $L(p;d) = F \text{ per } p \in [0,1] \text{ solo per un } d = d^*$

Esempi

1. $L(p) = p^b(2-p)^a; \quad b \geq a, b+a=1; \quad \text{Pietra (1941)}$

2. $L(p) = p^a e^{-b(1-p)}; \quad a \geq 1, a+b > \sqrt{a} \quad \text{Kakwani e Podder (1973)}$

3. $L(p) = -abp + (1-a+ab)p^c + a[1-(1-p)^b]; \quad a, b, c > 0; \quad \text{Maddala e Singh (1977)}$

4. $L(p) = [1-(1-p)^a]^b; \quad \text{Raasche, Gaffney, Koo, Obst (1980)}$

5. $L(p) = \frac{(1-a)^2 p}{(1+a)^2 - 4ap}; \quad 0 < a < 1; \quad \text{Aggarwal, Singh (1984)}$

6. $L(p) = pA^{p-1}; \quad A > 1 \quad \text{Gupta (1984)}$

7. $L(p) = \frac{p[1+(a-1)p]}{1+(a-1)p+b(1-p)}; \quad a, b > 0; \quad b-a+1 > 0; \quad \text{Arnold (1986).}$

8. $L(p) = [ap]^{b(1-p)}; \quad a, b \geq 0$

Un modello per la curva di Lorenz/2

Nel caso che la funzione di concentrazione sia espressa da una curva dotata di derivate prime e seconde allora

$$L'(p;d) = \frac{g(p)}{\mu} > 0; \quad L''(p;d) \geq 0;$$

Che recepiscono l'inclinazione positiva e la convessità

Il fatto che l'ammontare medio della variabile da ripartire sia finito cioè $E(x) < \infty$ comporta:

$$\begin{aligned} \lim_{p \rightarrow 1-} x_p [1-p] &= \lim_{p \rightarrow 1-} \frac{x_p}{\mu} [1-p] = \text{Code pesanti, ma non troppo} \\ &= \lim_{p \rightarrow 1-} g(p) [1-p] = \lim_{p \rightarrow 1-} L'(p;d) [1-p] = 0 \end{aligned}$$

Analisi

Controlliamo che la espressione seguente sia una curva di Lorenz

$$L(p) = \frac{\ln(1-\beta p)}{\ln(1-\beta)}; \quad 0 < \beta < 1$$

Si vede subito che $L(0)=0$ e $L(1)=1$. Per la convessità si ha:

$$L'(p) = \left[\frac{-\beta}{\ln(1-\beta)} \right] \frac{1}{(1-\beta p)} > 0; \quad L''(p) = \left[\frac{-\beta^2}{\ln(1-\beta)} \right] \frac{\beta}{(1-\beta p)^2} > 0$$

La media della distribuzione è finita

$$\lim_{p \rightarrow 1-} L'(p;d) [1-p] = \lim_{p \rightarrow 1-} \left[\frac{-\beta}{\ln(1-\beta)} \right] \frac{(1-p)}{(1-\beta p)} = 0$$

Contraddizioni

La derivata prima della funzione di concentrazione è:

$$L'(p) = \frac{F^{-1}(p)}{\mu}$$

Tenuto conto che la curva di Lorenz nei punti estremi tende ad assumere l'inclinazione dei cateti si ha:

$$\lim_{p \rightarrow 0+} L'(p) = 0, \quad \lim_{p \rightarrow 1-} L'(p) = \frac{x_{max}}{\mu}$$

Ne consegue che ad esempio

$$L(p) = p^b(2-p)^a \Rightarrow L'(p) = L(p) \left[\frac{b}{p} - \frac{a}{2-p} \right] \Rightarrow 0 \leq x \leq (b-a)$$

per cui tale funzione non è adatta per rappresentare un fenomeno che si espande sistematicamente.

Contraddizioni/2

Nota la curva di Lorenz si può determinare la funzione di ripartizione o di densità

$$L(p) = p^b \Rightarrow L'(p) = bp^{b-1} \Rightarrow bp^{b-1} = \frac{x}{\mu}$$

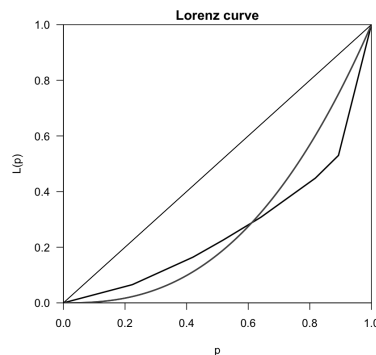
$$\Rightarrow [F(x)]^{b-1} = \frac{x}{b\mu} \Rightarrow F(x) = \left[\frac{x}{b\mu} \right]^{\frac{1}{b-1}}, \quad x > 0, \quad f(x) = \frac{1}{\mu b(b-1)} \left[\frac{x}{b\mu} \right]^{\frac{2-b}{b-1}}$$

Per $b > 1$ si ottiene una corretta funzione di Lorenz, ma tutte le funzioni di densità sono a forma di L

Tale descrizione è corretta solo per i redditi al di là di una certa soglia (in genere elevata), quale il modello di Pareto

Stima dei parametri

p	q	y=Ln(q)	x=Ln(p)	Regr.LIN(C2:C7;D2:D7;0;1)
0.224	0.035	-3.3524072	-1.4961092	2.530317
0.421	0.095	-2.3538784	-0.8651224	0.25295906
0.598	0.190	-1.6607312	-0.5141645	0.7634915
0.720	0.270	-1.3093333	-0.3285041	16.1408909
0.818	0.345	-1.0642109	-0.2008929	3.52424115
0.893	0.475	-0.7444405	-0.1131687	
1.000	1.000			



$$q = p^d, \quad d > 1$$

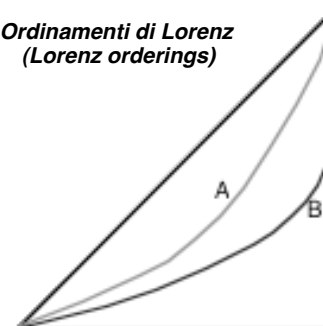
$$\ln(q) = d \ln(p) \Rightarrow y = mx$$

La validità di questa procedura è dubbia.

L'adattamento è discutibile

Analisi della concentrazione

Ordinamenti di Lorenz
(Lorenz orderings)



Solo se la curva di una distribuzione è interamente contenuta in un'altra si può dire che la contenente è più concentrata.

Se le due curve si intersecano il giudizio sulla maggiore o minore concentrazione deve essere sospeso

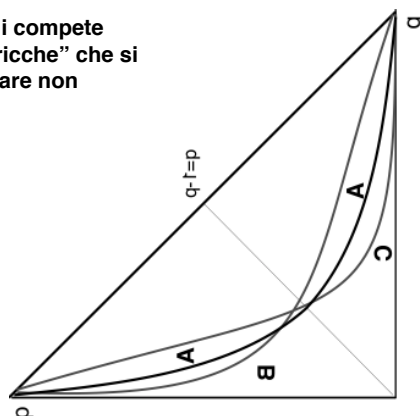
Confronto di curve Lorenz

Nella B vi è un ristretto numero di unità più “abbienti” e numerose unità “povere” che quasi si equidistribuiscono il resto dell’ammontare.

Nella C c’è un folto gruppo di “poveri” cui compete gran parte della variabile e poche unità “ricche” che si ripartiscono in modo uniforme l’ammontare non assegnato alle altre.

B per paesi “arretrati”

C per paesi “avanzati”

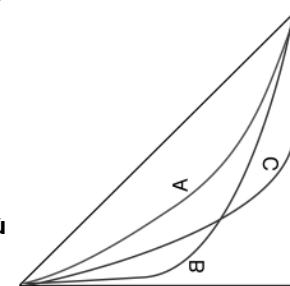


Confronto di curve Lorenz/2

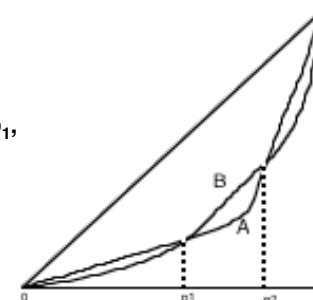
Se una curva è tutta inclusa in un’altra allora una situazione è meno ineguale dell’altra.

Se le curve si intersecano non sarà possibile stabilirlo univocamente:

Se si dà più importanza ai livelli minori allora è la C che è più ineguale, se invece pesano di più i livelli maggiori lo sarà la B.



Nella 2ª figura il confronto dà esito univoco solo ragionando per zone separate: $(0, p_1)$, (p_1, p_2) e $(p_2, 1)$. Nel primo e nel terzo è meno concentrata la “A”; in quella centrale è meno concentrata la “B”.



Classificazione di Fellman

Questo autore dimostra che se due variabili (reddito prima e reddito dopo la tassazione) sono legate dalla relazione funzionale $y=t(x)$ allora:

$$L_Y(p) = L_X(p) \quad \text{per } 0 \leq p \leq 1 \quad \text{se } \frac{t(x)}{x} = \text{costante};$$

$$L_Y(p) \leq L_X(p) \quad \text{per } 0 \leq p \leq 1 \quad \text{se } \frac{t(x)}{x} = \text{monotona crescente}$$

$$L_Y(p) \geq L_X(p) \quad \text{per } 0 \leq p \leq 1 \quad \text{se } \frac{t(x)}{x} = \text{monotona decrescente};$$

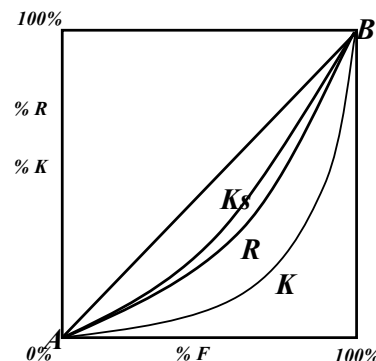
Una politica di tassazione progressiva cioè con un rapporto $t(x)/x$ monotono crescente, ottiene maggiore ineguaglianza a tutti i livelli.

N.B. Le ordinate della Lorenz sono più vicine alla curva di massima concentrazione.

Reddito e patrimonio

Si costruisce un indice di concentrazione di Lorenz: si riportano sulle ordinate le percentuali dei redditi delle famiglie %R e quelle dei patrimoni delle stesse famiglie %K, sulle ascisse le percentuali delle famiglie %F. Gli indici riguardano tutti i redditi e tutti i patrimoni.

I patrimoni sono più concentrati dei redditi, anche perché molti patrimoni sono infruttiferi e non danno reddito (ad es. i beni di lusso, immobili non locati, terreni non coltivati, ecc.)



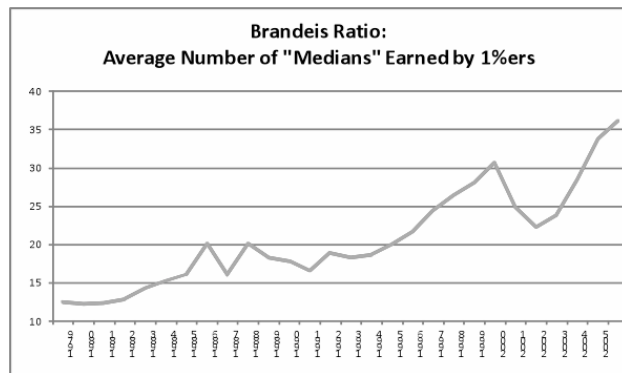
Un’imposta proporzionale generale sul patrimonio t_K (ad es. di aliquota 0,50% o dell’1%) ha la stessa concentrazione dei patrimoni imponibili ABK (le curve, di patrimoni e di imposte sui patrimoni, coincidono)

L’imposta proporzionale generale sul patrimonio ha maggiore concentrazione dei redditi: pertanto si comporta come un’imposta progressiva sui redditi

Un’imposta proporzionale speciale su alcune componenti del patrimonio (ad es. sugli immobili di abitazione) può essere regressiva rispetto al reddito se questi patrimoni sono meno concentrati dei redditi, come indica la curva Ks

Quoziente di Brandeis (Brandeis ratio)

The average income of the richest 1 percent (which includes the billions earned by the lucky few)



In 1980, one-percenters on average made 12.5 medians, but in 2006 (the latest year in which data is available) the average income of our richest 1 percent was a whopping 36 medians.

Requisiti degli indici di concentrazione

L'ideale sarebbe un indice $C(X)$ che aumenti per situazioni di ineguaglianza crescente

Inoltre, dovrebbe assumere un valore diverso per ogni diversa distribuzione della variabile.

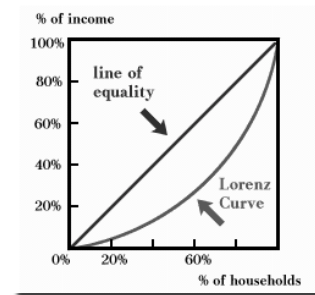
Questo è impossibile perché gli indici hanno natura sintetica e le inevitabili compensazioni impediscono la corretta diversificazione.

Alcuni requisiti possono però aiutare a scegliere gli indici da usare

- ☐ NORMALIZZAZIONE
- ☐ INVARIANZA PER TRASFORMAZIONI MOLTIPLICATIVE
- ☐ DIMINUZIONE PER TRASFORMAZIONI ADDITIVE
- ☐ SENSIBILITA' AI TRASFERIMENTI

Misura della concentrazione

Sin dal suo primo apparire (1905) la curva di Lorenz si è dimostrata uno strumento utile e docile per lo studio della disuguaglianza



“Ci può essere molta diversità di opinioni su cosa si intenda per distribuzione della ricchezza ineguale, ma tutti concordano sull'importanza di sapere se l'attuale distribuzione stia diventando più o meno ineguale”.

Nonostante i buoni propositi del suo inventore la curva di Lorenz non può sempre essere utilizzata per valutare la minore o maggiore concentrazione.

Normalizzazione e univocità agli estremi

Per comodità di riferimento è almeno necessario che:

- a) $C(x)=0$ se e solo se la distribuzione ha concentrazione nulla
- b) $C(x)=1$ se e solo se la distribuzione ha concentrazione massima

Nulla cambierebbe se il massimo fosse 100 o 1000.

- c) Un $C(x)$ crescente indica un aumento di concentrazione

Questo però non implica che ogni aumento di concentrazione debba dare un aumento di $C(x)$

La normalizzazione non è un requisito essenziale, ma è utile se si confronta la concentrazione di *data set* di diversa numerosità.

Non tutti gli autori sono concordi su tale requisito: alcuni sostengono che è ben diversa la situazione in cui due imprese si bipartiscono il mercato dal caso in cui 1000 imprese controllano ciascuna un millesimo

Esempi

L'indice seguente: somma degli scarti al quadrato tra quote semplici di popolazione e variabile

$$C(x_1, x_2, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^k (f_i - g_i)^2$$

Assume valori nell'intervallo 0 (assenza di concentrazione) e 1-1/n (concentrazione massima). All'aumentare di n, il limite superiore tende all'unità.

Indice di Emlen

$$C(x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{1}{\sum_{i=1}^k g_i e^{-g_i}}$$

Varia nell'intervallo $\left[\sqrt[n]{e}, e \right]$ e pertanto non raggiunge mai i due estremi. Possiamo però normalizzarlo sottraendo uno e dividendo per il numero di Eulero "e".

Esempi

La statistica di Eberhardt è richiamata per verificare l'accentramento spaziale di attività su di un territorio

$$S = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i^2}{\left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2} = \frac{\sum_{i=1}^k g_i^2}{\left(\sum_{i=1}^k g_i \right)^2}$$

Varia tra 1/n (assenza di concentrazione) ed uno (massima concentrazione).

E' standardizzata dato che lo sono le quote relative di variabile g_i

$$g_i = \frac{x_i}{\mu} f_i = \frac{ax_i}{a\mu} f_i$$

Invarianza per trasformazioni moltiplicative

Se si alterano proporzionalmente tutte le modalità, l'indice deve rimanere invariato

$$C(ax_1, ax_2, \dots, ax_n) = C(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad \text{per } a > 0$$

Tale requisito consente il confronto della concentrazione di variabili espresse in unità di misura diverse

Ad esempio la concentrazione dei redditi deve risultare la stessa sia che i redditi siano in lire sia che in euro



C'è da obiettare che chi nulla aveva nella ripartizione X con nulla rimane nella ripartizione aX, ma è chiaro che la sua posizione relativa è peggiorata se $a > 1$ ed è migliorata se $a < 1$.

Diminuzione rispetto a traslazioni

Se tutte le modalità aumentano di una quantità positiva l'indice deve diminuire

$$C(y) = C(x+a) < C(x) \quad \text{se } a > 0$$

$$g_i = \frac{Y_i}{n\mu_y} = \frac{X_i + a}{n(\mu_x + a)}$$

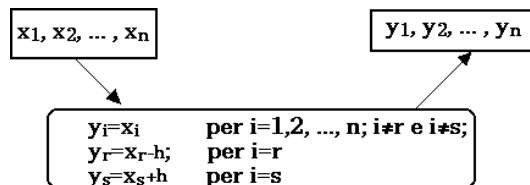
all'aumentare di "a" le differenze tra modalità tenderanno a sparire (le g_i si avvicinano alle f_i) e la distribuzione tenderà sempre di più alla concentrazione nulla

Tale requisito è utile per le variabili misurate con scale prive di uno zero naturale perché altrimenti si potrebbe ridurre la concentrazione facendo partire la scala dalla costante più conveniente.

Forse utile nelle applicazioni sulla salute

Sensibilità ai trasferimenti

E' la proprietà più importante e qualificante nello studio della concentrazione



$$C(y) < C(x) \quad \text{La media rimane invariata}$$

Principio di Pigou-Dalton

Un trasferimento neutrale (order preserving) rispetto alla graduatoria dei redditi da una unità più "ricca" ad una unità più "povera" deve ridurre l'indice di concentrazione (a posizioni invariata del ricevente e del donatore)

Sensibilità ai trasferimenti/2

Supponiamo che alla variabile i cui si studia la concentrazione, possa applicarsi il principio della utilità marginale decrescente ben noto dal corso di microeconomia.

Un trasferimento da una unità "ricca" ad una "povera" dovrebbe diminuire la concentrazione più di quanto non faccia un trasferimento tra due unità "ricche" di cui una leggermente meno ricca (principio di Kolm)

L'effetto dipende dai livelli di reddito e non dalle posizioni occupate dai redditi coinvolti nel trasferimento (dual and strong diminishing transfer principle).

A parità di quantità di reddito trasferito, due trasferimenti simultanei di segno opposto: 1) Robin Hood e 2) Superciuk potrebbero ridurre la concentrazione globale.

Tipo di trasferimento

Alla Robin Hood



Una unità ricca cede una quota parte del suo reddito ad una unità più povera.

I ricchi sono meno ricchi ed i poveri sono meno poveri

Alla Superciuk



Una unità povera cede una quota parte del suo reddito ad una unità più ricca.

I ricchi diventano più ricchi ed i poveri più poveri

Supponiamo che A abbia debiti per 10'000 euro e B debiti per 5'000. Che effetto avrebbe un trasferimento alla Superciuk di 2'000 euro?

Indici derivati da scarti tra quote

Vari indici di concentrazione possono essere derivati dalla distanza (p-q) tra la retta di equidistribuzione e la curva di Lorenz.

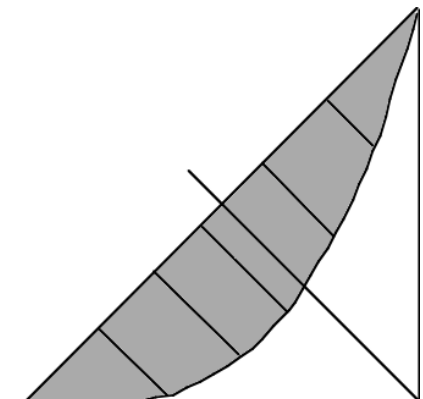
In effetti ognuna delle distanze (p-q), rapportata al suo massimo, può essere utilizzata come indice di concentrazione. Fra quelli più noti ci sono:

☐ INDICE DI PIETRA-RICCI

☐ QUOTA DIVISORIA

☐ QUOTA MEDIANA

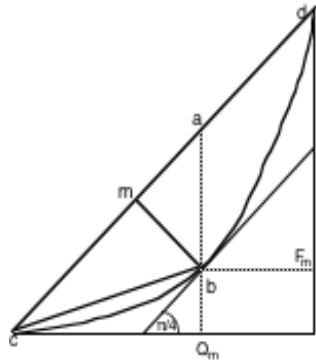
☐ MAGGIORANZA MINIMA



Indice di Pietra-Ricci

E' la distanza massima, parallela alla diagonale $q=1-p$, tra la curva di Lorenz e la retta di equidistribuzione, cioè MB.

Per la stessa funzione si può usare il segmento AB che è proporzionale a MB e che ha il vantaggio di variare tra zero ed uno:

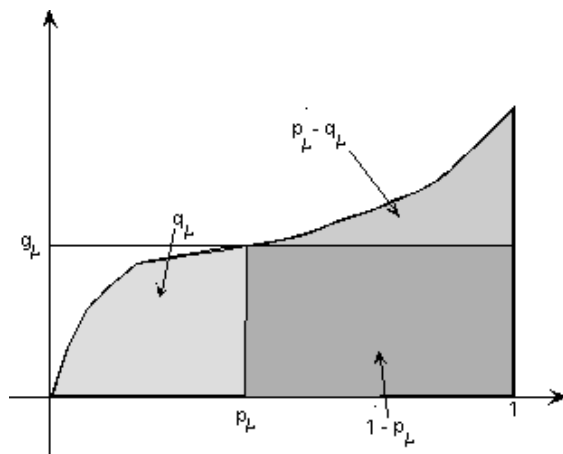


Il segmento "ab" è inoltre pari alla metà dell'area del triangolo "cbd" ovvero del triangolo di area massima iscrivibile all'interno della curva di Lorenz.

$$area \triangle cbd = \frac{cd \cdot mb}{2} = \frac{\sqrt{2} \frac{ab}{\sqrt{2}}}{2} = \frac{ab}{2}$$

Il segmento AB è pari alla differenza $D_2 = p_\mu - q_\mu$ di quote cumulate di unità e di variabile associate alla media aritmetica.

Interpretazione alternativa



Il Pietra-Ricci è la frazione di reddito che deve essere trasferita dal gruppo più "ricco" ($> \mu$) al più "povero" ($< \mu$) per azzerare la concentrazione

Significato analitico

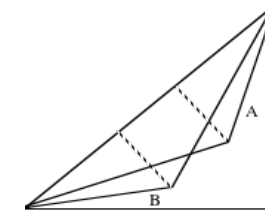
L'indice ha un parallelo con una misura di variabilità relativa

$$P_m = \sum_{x_i \leq \mu} f_i; \quad Q_m = \sum_{x_i \leq \mu} g_i; \quad x_m = \max\{x_i | x \leq \mu\}$$

$$\begin{aligned} D_2 &= (P_w - Q_w) - (P_w - Q_w) = \frac{1}{2}[(P_w - Q_w) + (P_w - Q_w)] = \frac{1}{2}[(P_w - Q_w) + (P_w - Q_w) + 1 - 1] \\ &= \frac{1}{2}[1 - Q_w - (1 - P_w) - Q_w + P_w] = \frac{1}{2}\left[\sum_{i=n+1}^k \frac{X_i}{\mu} f_i - \sum_{i=n+1}^k f_i - \sum_{i=1}^n \frac{X_i}{\mu} f_i + \sum_{i=1}^n f_i\right] \\ &= \frac{1}{2\mu}\left[\sum_{i=n+1}^k X_i f_i - \mu \sum_{i=n+1}^k f_i - \sum_{i=1}^n X_i f_i + \mu \sum_{i=1}^n f_i\right] = \frac{1}{2\mu}\left[\sum_{i=n+1}^k X_i f_i - \mu \sum_{i=n+1}^k f_i - \sum_{i=1}^n X_i f_i + \mu \sum_{i=1}^n f_i\right] \\ &= \frac{1}{2\mu}\left[\sum_{i=n+1}^k (X_i - \mu) f_i - \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) f_i\right] = \frac{\sum_{i=1}^k |X_i - \mu| f_i}{2\mu} \end{aligned}$$

Una distribuzione è meno concentrata di un'altra se gli scarti relativi da " μ " sono, in media, più piccoli.

Caratteristiche



Manca di univocità

☐ L'indice è normalizzato (varia tra zero ed uno)

L'indice è invariante rispetto a trasformazioni di scala

☐ Diminuisce se aumentano tutti aumenta se diminuiscono tutti

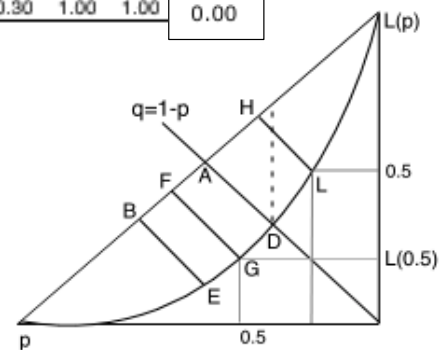
$$Q(X+a) = Q(X) + \frac{a}{a+\mu} [F(X) - Q(X)] \Rightarrow D_2(X+a) = \frac{\mu}{\mu+a} D_2(X)$$

☐ Si avvede del trasferimento se avviene tra unità su lati diversi di μ
altrimenti si realizza una compensazione che lo lascia invariato.

$$X_r < \mu \text{ e } X_s > \mu \Rightarrow |X_r + d - \mu| + |X_s - d - \mu| = \mu - d - X_r + X_s - d - \mu = |X_r - \mu| + |X_s - \mu| - 2d$$

Esempio

Addetti	Imprese	μ	i	q	p	q
0	10	18	6.66	0.10	0.00	0.10
1	50	23	33.89	0.13	0.02	0.24
5	99	71	76.13	0.42	0.14	0.67
10	499	36	286.15	0.21	0.26	0.88
50	999	14	731.59	0.08	0.26	0.97
1000	5000	5	2333.33	0.03	0.30	1.00
		167	225.66	1.00		



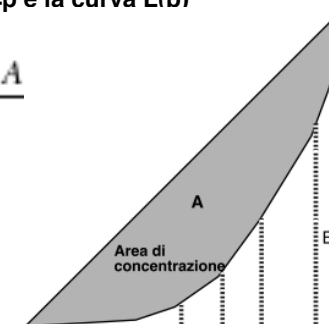
BE=PIETRA-RICCI

Rapporto di concentrazione

E' l'indice più noto e più discusso di concentrazione

Si basa sull'area compresa tra la retta $q=p$ e la curva $L(p)$

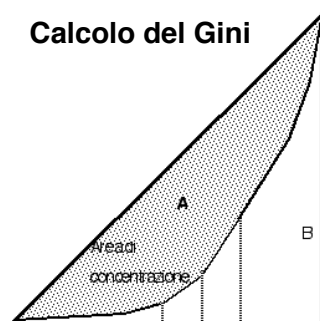
$$R = \frac{\text{Area A}}{\text{Area A} + \text{Area B}} = \frac{\text{Area A}}{\frac{1}{2}}$$



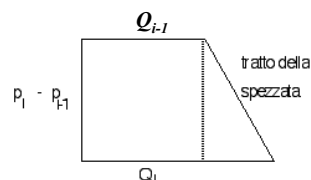
L'area è nulla se la curva di Lorenz si sovrappone alla retta $q=p$ ed è pari a 0.5 quando c'è massima concentrazione.

Ne consegue che R è un indice normalizzato (tra zero ed uno)

Calcolo del Gini



Per il calcolo della area sono disponibili diversi metodi. In particolare si può utilizzare la regola dei trapezi applicata però all'area B e sfruttando la relazione: $\text{area "A"} = 0.5 - \text{area "B"}$.

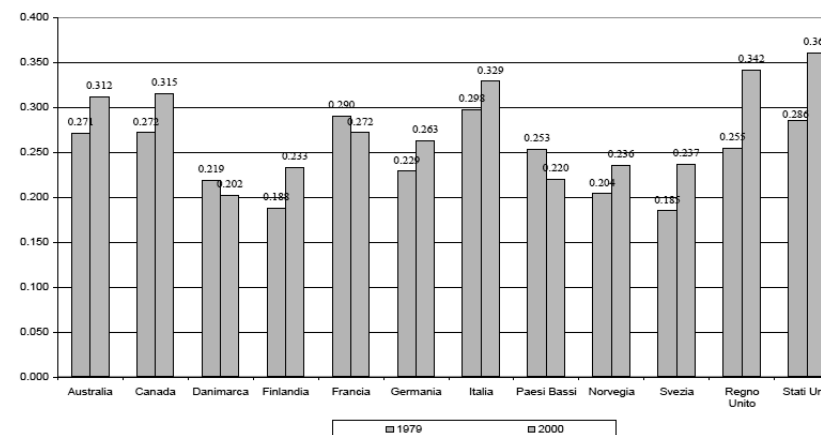


$$\text{Area} = \text{Altezza} * \left(\frac{\text{Base minore} + \text{Base maggiore}}{2} \right) \Rightarrow \text{Area}_i = \frac{(p_i - p_{i-1})(q_i + q_{i-1})}{2}$$

$$R = 1 - \left[\sum_{i=1}^n (p_i - p_{i-1})(q_i + q_{i-1}) \right] = 1 - \left[\sum_{i=1}^n f_i(q_i + q_{i-1}) \right]$$

Poiché la curva di Lorenz è convessa, l'uso della formula dei trapezi porta ad approssimare per eccesso l'area B (e quindi per difetto l'area A) cioè R è sottostimato

Indice di Gini per i redditi disponibili



La disuguaglianza misurata dal Gini aumenta nei Paesi con forti immigrazioni e scarsa integrazione

Formula alternativa

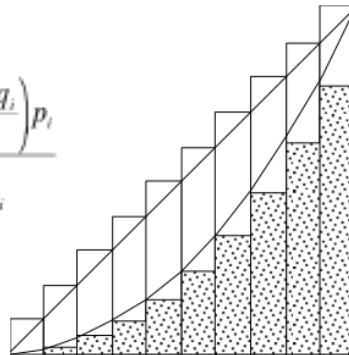
$$A = \sum_{i=1}^n p_i; \quad B = \sum_{i=1}^n q_i$$

“A” è una approssimazione dell’area di massima concentrazione (rettangoli bianchi)

“B” approssima l’area complementare (rettangoli punteggiati).

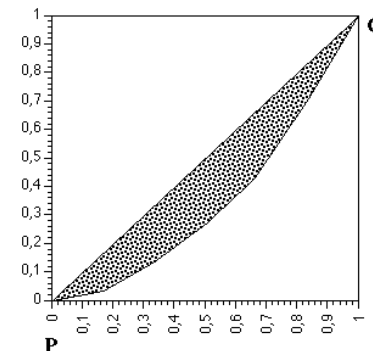
La loro differenza relativa dà una misura approssimata dell’area di concentrazione

$$R = \frac{\sum_{i=1}^n p_i - \sum_{i=1}^n q_i}{\sum_{i=1}^n p_i} = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i - q_i)}{\sum_{i=1}^n p_i} = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i - q_i}{p_i} \right) p_i}{\sum_{i=1}^n p_i}$$



Calcolo del rapporto di concentrazione

Ministeri	Progetti Legge	Serie	n _i	f _i	P _i	g _i	Q _i	Q _i - 1/2 Q _i	f _i * (Q _i - 1/2 Q _i)
Agricoltura	3	1	1	0.1667	0.1667	0.0333	0.0333	0.0333	0.0056
Beni cult.	8	3	1	0.1667	0.3333	0.1000	0.1333	0.1667	0.0278
Bilancio	5	4	1	0.1667	0.5000	0.1333	0.2667	0.4000	0.0667
Difesa	1	5	1	0.1667	0.6667	0.1667	0.4333	0.7000	0.1167
Mezzogi.	4	8	1	0.1667	0.8333	0.2667	0.7000	1.1333	0.1889
Parte. Stat.	9	9	1	0.1667	1.0000	0.3000	1.0000	1.7000	0.2833
	30		6	1.0000		1.0000			0.6889

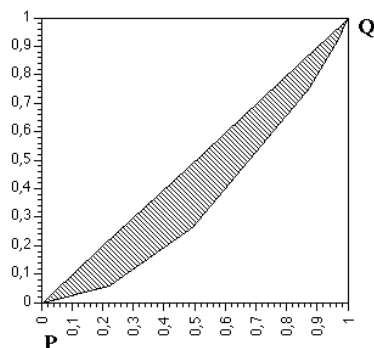


$$R = 1 - 0.6889 = 0.3111$$



Dati raggruppati

Classi di reddito	n _i	C _i	f _i	P _i	C _i n _i	g _i	Q _i	Q _i - 1/2 Q _i	f _i * (Q _i - 1/2 Q _i)
0	10	22	5	0.2200	0.2200	110	0.0564	0.0564	0.0124
10	20	28	15	0.2800	0.5000	420	0.2154	0.2718	0.0919
20	30	37	25	0.3700	0.8700	925	0.4744	0.7462	0.3766
30	40	9	35	0.0900	0.9600	315	0.1615	0.9077	1.6538
40	50	4	45	0.0400	1.0000	180	0.0923	1.0000	1.9077
	100			1.0000		1950	1.0000		0.7061



$$R = 1 - 0.7061 = 0.2939$$

Qual è l'effetto di approssimare le medie di classe con i loro valori centrali?

Proprietà di R

L'indice passa da zero (assenza di concentrazione) ad uno (massima concentrazione) aumentando con l'aumentare della disuguaglianza nella distribuzione.

Esprime la percentuale di variabile che deve essere trasferita da ciascuna unità all'altra che la precede nella graduatoria per ottenere la distribuzione uniforme

Il rapporto di concentrazione varia tra zero ed uno.

$$R = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i - q_i)}{\sum_{i=1}^n p_i}$$

Il numeratore è sempre non negativo (perché le $p_i \geq q_i$) ed è sempre inferiore o uguale al denominatore (perché le q_i sono non negative)

Reazioni ai trasferimenti

Analizziamo la dazione di un ammontare “d” dalla X_i alla X_j con $X_i > X_j$ nell'ipotesi che il trasferimento sia neutrale.

L'effetto sull'indice è

$$\Delta R = -\frac{2d}{\mu} \left(\frac{i-j}{n} \right)$$

Fissata la quota da trasferire ($d/n\mu$) e fissato pure “n”, l'effetto del trasferimento dipende solo dal numero di posizioni tra la X_i ed X_j .

I trasferimenti tra modalità intorno ad una moda avranno più effetto che non quelli tra unità lontane dalle mode perché qui sarà minore (j-i).

Se in una classe di reddito 10'000-11'000 euro ci sono 20 unità e nella classe 50'000-51'000 ce ne sono 10, l'effetto di spostare 100 euro dall'estremo superiore all'estremo inferiore avrà maggiore impatto sul Gini nel primo caso.

Gini e differenza media

Il rapporto di concentrazione si collega in modo diretto alla differenza semplice media.

$$\begin{aligned} \Delta &= \frac{2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n |x_i - x_j|}{n^2} = \frac{2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^i [x_{(i)} - x_{(j)}]}{n^2} \quad P_i = \frac{i}{n} \text{ se } n_i = 1 \quad \forall i \\ &= \frac{2}{n^2} \sum_{i=1}^n \left[ix_{(i)} - \sum_{j=1}^i x_{(j)} \right] = 2\mu \sum_{i=1}^n \left[\frac{i}{n} \frac{x_{(i)}}{n\mu} - \frac{1}{n} \left(\sum_{j=1}^i \frac{x_{(j)}}{n\mu} \right) \right] \\ &= 2\mu \sum_{i=1}^n \left[p_i(q_i - q_{i-1}) - (p_i - p_{i-1})q_i \right] = 2\mu [q_i p_{i-1} - p_i q_{i-1}] \\ \text{dove } p_i &= \frac{i}{n}; \quad p_i - p_{i-1} = \frac{1}{n}; \quad q_i - q_{i-1} = \frac{x_{(i)}}{n\mu} \end{aligned}$$

e pertanto: $R = D/2\mu$

Il valore di R scaturisce dal confronto a coppie tra tutti i valori riscontrati nella rilevazione.

Indice di Bonferroni

Modalità raggruppate

$$\frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k-1} \left(\frac{p_i - q_i}{p_i} \right)$$

Modalità singole

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_{(i)}}{\mu} \left(1 - \sum_{j=i}^n \frac{1}{j} \right)$$

Può essere interpretato come la frazione che si dovrebbe trasferire per passare da quello attuale alla equidistribuzione nell'ipotesi che il passaggio avvenga gradualmente per equalizzazioni successive termine a termine a partire dal reddito più piccolo.

Soddisfa il principio dei trasferimenti di Pigou-Dalton

E' di “sinistra” perché la sensibilità aumenta man mano che il trasferimento va verso unità più povere (principio di Kolm).

$$\Delta B = \frac{-d}{(n-1)\mu} * \sum_{r=1}^{i-1} \frac{1}{r}$$

Esempio

ICIAP. Numero di contribuenti per superficie del negozio

Superficie	Negozi	μ	f	g	p	q	(p-q)/p	(p-q)/(1-p)	p/(1-p)
0	25	481	16.67	0.497	0.138	0.497	0.138	0.723	0.988
26	50	244	37.52	0.252	0.157	0.749	0.295	0.606	1.808
51	100	127	74.04	0.131	0.162	0.880	0.457	0.481	3.533
101	150	36	124.76	0.037	0.077	0.917	0.534	0.418	4.639
151	200	23	175.06	0.024	0.069	0.941	0.603	0.359	5.739
201	300	18	251.19	0.019	0.078	0.960	0.681	0.291	6.921
301	400	21	348.14	0.022	0.126	0.981	0.807	0.178	9.404
400	600	9	497.22	0.009	0.077	0.991	0.883	0.108	11.534
601	800	6	696.35	0.006	0.072	0.997	0.955	0.042	13.431
801	1000	3	867.33	0.003	0.045	1.000	1.000	0.000	321.667
		968	60.10	1.000	1.000			3.205	57.723
									543.219

$$B = \frac{3.205}{10} = 0.321$$



Lunghezza della curva (Amato-Lombardo)

La concentrazione nulla e la massima si riflettono in posizioni estreme della spezzata di Lorenz. La lunghezza della spezzata può fornire perciò una base per misurare la concentrazione

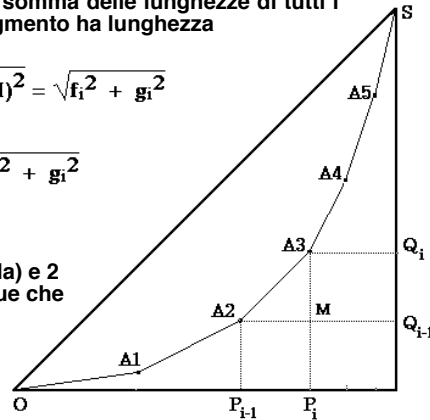
La lunghezza della spezzata è pari alla somma delle lunghezze di tutti i segmenti componenti. Il generico segmento ha lunghezza

$$A_2A_3 = \sqrt{(A_2M)^2 + (A_3M)^2} = \sqrt{f_i^2 + g_i^2}$$

La lunghezza L sarà quindi
$$L = \sum_{i=1}^k \sqrt{f_i^2 + g_i^2}$$

l'indice L varia tra $\sqrt{2}$ (concentrazione nulla) e 2 (concentrazione massima). Ne consegue che l'indice

$$\lambda = \frac{L - \sqrt{2}}{2 - \sqrt{2}}$$

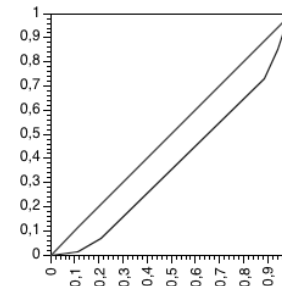


E' un indice normalizzato tra zero ed uno

Calcolo della lunghezza

La società CEMENTIR SpA presentava la seguente ripartizione del capitale sociale. Valutare la concentrazione

Classi di azioni	azionisti n_i	azioni $\mu_i n_i$	f_i	g_i	$\sqrt{f_i^2 + g_i^2}$
fino a 100	21	935	0.1135	0.0147	0.1145
101	200	18	0.0973	0.0533	0.1109
201	400	125	0.6757	0.6600	0.9446
401	800	10	0.0541	0.1255	0.1366
801	1000	7	0.0378	0.1028	0.1095
1001 e più	4	2770	0.0216	0.0437	0.0487
	185	63450	1.0000	1.0000	1.4649



La concentrazione non è elevata perché gran parte degli azionisti si colloca nella classe 201-400, infatti l'indice normalizzato vale

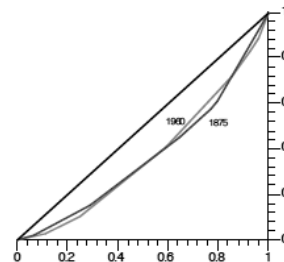
$$\lambda = \frac{1.4649 - \sqrt{2}}{2 - \sqrt{2}} = 0.0865$$

Altro esempio modalità non raggruppate

$$L = \left(\frac{1}{k} \right) \sum_{i=1}^k \sqrt{1 + \left[\frac{x_{(i)}}{\mu} \right]^2}; \quad L = \sum_{i=1}^k f_i \sqrt{1 + \left[\frac{x_{(i)}}{\mu} \right]^2}$$

Soltow (1965, pp. 10-11) effettua un confronto della distribuzione dei redditi con i salari di unità di lavoro maschili nella città di Moss.

1960			1975		
μ_i	f_i	λ_i	μ_i	f_i	λ_i
3333.33	0.110	0.113	33.33	0.023	0.023
7843.42	0.142	0.162	84.13	0.045	0.048
12572.70	0.344	0.458	127.97	0.220	0.257
17283.73	0.262	0.410	174.44	0.359	0.464
21830.63	0.072	0.132	219.37	0.123	0.177
27433.72	0.030	0.064	274.74	0.026	0.042
41062.95	0.040	0.120	410.63	0.204	0.442
14371.11	1.000	1.458	213.22	1.000	1.454



La lunghezza cambia pochissimo (solo 4 millesimi) ignorando modifiche strutturali importanti: la riduzione della ineguaglianza per le quote più elevate e l'aumento per quelle più basse.)

Proprietà dell'indice Amato-Lombardo

Può essere scritto come
$$L = \sum_{i=1}^k r(x_i) f_i$$

Se $r(x)$ è una funzione convessa, l'indice verifica il principio di Pigou-Dalton.

$$r(x_i) = \sqrt{1 + (x_i/\mu)^2} - \sqrt{2};$$

$$r'(x_i) = x_i / \sqrt{x_i^2 + \mu^2} \geq 0 \text{ se } x_i \geq 0; \quad r''(x_i) = \mu^2 / \sqrt{(x_i^2 + \mu^2)^3} \geq 0$$

La variazione di sensibilità ad un trasferimento infinitesimo positivo d da x ad un'altra con modalità inferiore è data da:

$$t(x_i) = \left(\frac{\mu}{\sqrt{2}} \right) \left\{ \frac{1}{\sqrt{(x_i^2 + \mu^2)^3}} - \frac{1}{\sqrt{[(x_i - d)^2 + \mu^2]^3}} \right\} \leq 0$$

quindi l'indice di concentrazione λ reagisce a tutti i trasferimenti, ma con sensibilità crescente al diminuire della x ovvero l'effetto è più rilevante quando la x è piccola (indice "di sinistra").