

# Distribuzione personale del reddito, modifiche nella struttura dell'occupazione e sviluppo economico(\*)

Giorgio Gagliani

Agostino Tarsitano  
Università degli studi della Calabria  
Dipartimento di Economia e Statistica  
87030 Arcavacata di Rende (Cs)  
agotar@unical.it

## **Riassunto.**

Giorgio Gagliani è un raffinato economista che ha svolto indagini molto acute su vari fenomeni legati all'occupazione. In questo lavoro, si assevera, con un discreto successo, il riscontro della ipotesi di Kuznets nei dati della distribuzione del reddito. Il secondo autore ha prestato la collaborazione per ciò che attiene alla definizione, misura e calcolo degli indici di concentrazione e asimmetria della curva di Lorenz.

*Keywords: curva di Kuznets, concentrazione, asimmetria della curva di Lorenz.*

(\*) Lavoro comparso nel libro: "Strutture economiche e dinamiche dell'occupazione. L'interazione tra fattori di domanda e offerta". A cura di C. Cazzola e A. Perrucci, *La Nuova Italia Scientifica*, Roma, 1987, 246-261.

## 1. Il rapporto di concentrazione di Gini nella morfologia dello sviluppo

Sull'andamento della distribuzione personale del reddito nel corso dello sviluppo economico esiste una vasta letteratura centrata sulla verifica della cosiddetta "legge", o "curva di Kuznets": una parabola concava verso il basso che indica un peggioramento della distribuzione - misurata ad esempio dall'indice di Gini - nelle prime fasi dello sviluppo, seguita da un miglioramento (si vedano Bacha, 1979, Lecaillon et Al., 1984). In un recente contributo (Saith, 1983) pesanti critiche sono state rivolte al modo in cui autori come Ahluwalia (1976) hanno stimato, utilizzando dati *cross-section*, la curva di Kuznets. D'altra parte lo stesso Kuznets (1955) e Lydall (1977) hanno mostrato come la curva possa scaturire, per così dire, a tavolino, se si assume che i differenziali di reddito intersettoriali restino costanti, e che il settore a basso reddito vada cedendo occupati al settore avanzato. Altri autori hanno mostrato come tale effetto non sia necessariamente da ascrivere - come sembrava ritenere Kuznets - alla maggiore disuguaglianza che caratterizzerebbe all'interno il settore moderno, rispetto a quello tradizionale, ma possa essere, più semplicemente, collegato con il progressivo dilagare nei quantili inferiori dei nuovi occupati ad "alto" reddito appartenenti al settore avanzati (Knight, 1976, 175-77; Robinson, 1976; Fields, 1980, 53).

La letteratura citata in precedenza concentra l'attenzione su quanto, nel corso dello sviluppo, accade alla composizione settoriale della forza-lavoro. In questa sezione ci occuperemo invece degli effetti, sulla distribuzione personale, delle modifiche nella composizione della forza-lavoro per gruppo occupazionale. Ciò che accade alla distribuzione personale è il risultato delle variazioni di a) il peso e, b) il reddito medio di ciascun settore produttivo o gruppo occupazionale. Ora, mentre Kuznets e gli altri autori fondano l'analisi della "curva", su ipotesi puramente teoriche circa le variazioni sia di a) che di b), noi siamo qui in grado di basarla sul *trend* stimato dei pesi dei gruppi occupazionali, e di limitare quindi le ipotesi al solo punto b), ossia all'entità dei differenziali. Ciò grazie ad un'analisi sui "patterns di sviluppo" condotta per un rilevante numero di Paesi (circa sessanta) nel periodo 1950-80, sui dati contenuti negli annuari dell'ILO.

La forza lavoro complessiva è stata, cioè, disaggregata in sei grandi gruppi, a seconda della condizione professionale (dipendenti/indipendenti), dell'attività (agricola/extra-agricola) e delle caratteristiche occupazionali (manuali/non manuali) assumendo, come in pratica avviene tranne che per un insignificante numero di eccezioni, che nessun lavoratore non-manuale abbia un'attività agricola:

1. da= lavoratori dipendenti agricoli;
2. ia= lavoratori indipendenti agricoli
3. im= lavoratori indipendenti manuali extra-agricoli
4. dm= lavoratori dipendenti manuali extra-agricoli
5. dnm= lavoratori dipendenti non manuali
6. inm= lavoratori indipendenti non manuali

È stato, quindi, stimato l'andamento di ciascuna di tali variabili, espressa come quota del totale, in funzione della variabile indipendente  $nf$  (= percentuale non agricola della forza-lavoro complessiva) assunta quale indice dello sviluppo economico. La forma funzionale prescelta è quella parabolica. Anche se in alcuni casi sarebbe stato consigliabile utilizzare una forma diversa (cfr. sull'argomento, Gagliani, 1985), una funzione unificata garantisce che la somma delle sei variabili stimate sia, per qualunque livello di  $nf$ , uguale all'unità. La tabella 1 fornisce i risultati dell'analisi. Per ciascuna delle sei variabili sono riportati i coefficienti  $a$ ,  $b$  e  $c$  dell'equazione generica [1]:

$$\text{variabile} = a + b(nf) + c(nf)^2 \quad [1]$$

oltre ai valori del  $t$  di Student, al coefficiente di determinazione, e al valore di  $F$ .

TABELLA 1  
Coefficienti dell'equazione generica [1]

Var.	a	b	c	R	F
da	0,009 (0,29)	0,6256 (5,4)	-0,6705 (-6,8)	0,42	42,8
ia	0,9911 (32,4)	-1,8256 (-14,1)	0,6705 (6,8)	0,92	678,9
im	-0,0038 (-0,3)	0,2841 (6,5)	-0,2454 (-6,6)	0,27	22,1
dm	-0,055 (-2,6)	0,6915 (8,6)	-0,1524 (-2,2)	0,89	498,1
dnm	0,0471 (2,2)	-0,1688 (-2,1)	0,5468 (7,9)	0,88	420,6
inm	0,0119 (0,97)	0,1931 (4,2)	-0,149 (-3,8)	0,14	9,9

La tabella 2 fornisce i valori del rapporto di concentrazione di Gini e delle quote del primo e quinto quantile in corrispondenza di diverse situazioni di sviluppo ossia, in particolare, di valori di  $nf$  progressivamente crescenti dal 10 al 90%, e dei conseguenti valori dei pesi dei sei gruppi occupazionali, stimati utilizzando le equazioni della tabella 1, in tre

diverse ipotesi di differenziali di reddito costanti tra i sei gruppi. In particolare, il secondo caso ipotizza una differenza media tra i redditi simile a quella del primo, ma con un maggior divario tra le occupazioni manuali agricole ed extra-agricole, mentre il terzo si caratterizza per una differenza media sensibilmente maggiore (cfr. le note esplicative in calce alla tabella 2).

TABELLA 2  
Indici di distribuzione a diversi livelli di sviluppo

nf	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
Caso 1									
GINIx100	25,2	33,1	38,8	43,1	46,0	46,7	44,6	41,7	38,1
q(1)	14,5	12,6	11,1	9,9	9,0	8,3	7,7	7,3	8,4
q(5)	39,6	45,8	48,8	50,3	51,6	50,8	46,3	41,8	37,5
Caso 2									
GINIx100	23,2	32,0	37,4	41,3	43,0	43,0	40,0	36,6	31,9
q(1)	14,5	12,3	10,6	9,4	8,5	7,9	7,6	7,4	9,7
q(5)	37,7	44,3	46,1	46,7	47,3	46,3	42,3	36,5	34,8
Caso 3									
GINIx100	33,0	40,6	46,5	51,2	54,8	55,5	52,7	49,5	46,0
q(1)	13,3	11,7	10,2	9,0	7,9	6,9	6,1	5,5	6,2
q(5)	46,3	52,3	55,6	57,2	58,9	57,6	50,6	44,5	39,2
Redditi medi per gruppo occupazionale (dipendenti agricoli=100):									
casi:	1	2	3						
ia	120	140	105						
im	140	200	120						
dm	200	250	200						
dnm	500	500	750						
inm	900	900	1000						

Nota: q(1)=quota del primo quintile q(5)= Quota del quinto quintile Gini= $\Delta/2m$ ; m=media dei redditi

Appare evidente dalla tabella 2 come i tre indicatori della distribuzione prescelti si comportino, in tutti i casi, nello stesso modo, dando origine ad una curva di Kuznets. In particolare, il rapporto di concentrazione di Gini aumenta fino a che la popolazione agricola non si è ridotta al 40% del totale, per poi successivamente diminuire. Il significato di tale analisi che, come si è detto, "duplica" per i gruppi occupazionali i risultati già ottenuti esaminando lo sviluppo in termini di modifiche settoriali, è che - ammesso che una curva di Kuznets esista nella realtà - essa potrebbe derivare da variazioni strutturali della composizione della forza-lavoro anche se i differenziali di reddito tra posizioni professionali dovessero restare invariati.

Le dimostrazioni empiriche dell'esistenza di una curva di Kuznets sono state, come si è detto, fortemente criticate, in particolare per i dati utilizzati (spesso non comparabili perché relativi a diversi concetti di reddito, o a diverse unità di analisi), per le forme funzionali prescelte, e per l'azzardata estensione di risultati cross-section agli andamenti temporali. Tali critiche sono, in genere, convincenti, anche se la difficoltà di dimostrare empiricamente l'esistenza di un tipo di curva a causa della carenza di dati adatti non implica, ovviamente, la sua inesistenza.

E' indubbio, comunque, che tale curva, se essa esiste, assuma diversa importanza a seconda che i movimenti distributivi sottostanti siano collegati a meri mutamenti dei pesi, oppure anche a movimenti dei differenziali. Nel primo caso, infatti, il peggioramento iniziale della distribuzione non sembra essere grave come nel secondo. In altre parole, si può ipotizzare che la disuguaglianza nelle prime fasi dello sviluppo aumenti semplicemente perché il sistema passa da uno stato di povertà diffusa lungo tutto l'arco dei gruppi occupazionali - e quindi dei quantili - ad uno stato in cui i quantili superiori e, con il trascorrere del tempo, anche intermedi, "si riempiono" di addetti ad occupazioni meglio pagate. Non sembra che, in questo caso, la presenza di una fase crescente della disuguaglianza così misurata debba generare grande preoccupazione.

Può essere interessante, a questo proposito, chiedersi se indici della distribuzione invarianti rispetto alla scala, come sono appunto quello di Gini o la deviazione media relativa - indici, cioè, che non variano se i redditi medi di ciascun quantile aumentano di uguali percentuali - siano adatti a misurare le variazioni nella distribuzione nel corso dello sviluppo. Varrebbe la pena, in altre parole, domandarsi se ciò che la maggior parte degli osservatori rileva a livello essenzialmente qualitativo nelle prime fasi dello sviluppo, appunto il peggioramento della distribuzione, sia quantitivamente colto da indici che sono, da una parte, invarianti rispetto ad uguali incrementi percentuali dei redditi e, dall'altra, sensibili a variazioni dei pesi quali quelle indicate. Lo sviluppo non è altro che un aumento dei redditi e l'indice di Gini, elaborato per analizzare il modo in cui una torta viene spartita, può essere inefficiente per comprendere i cambiamenti nella disuguaglianza quando ciascun periodo successivo vede sfornare una torta più grande. Dubbi di questo genere compaiono occasionalmente nella letteratura, anche se non collegati al problema dello sviluppo. Sen (1973, 36), ad esempio, si chiede se le misure distributive invarianti rispetto alla scala non debbano, in qualche caso, lasciare il campo ad altre, ove gli obiettivi specifici della misurazione lo richiedano.

Per fare un esempio che può meglio chiarire la questione, si ipotizzi che il gruppo occupazionale A percepisca un reddito sufficiente ad acquistare un paniere  $x$  "di sussistenza", supposto costante, e poniamo tale reddito uguale a 100. Se il gruppo occupazionale B percepisce un reddito di 1.000, e se i due redditi, nella situazione finale, aumentano, rispettivamente, a 200 e 2.000, indici come il Gini non registrano variazioni della distribuzione. Ciononostante, supposto che l'aumento verificatosi sia stato deputato delle variazioni dei prezzi, la differenza tra il gruppo A ed il gruppo B in termini di panieri  $x$  acquistabili è passata da 9 a 18. Se si ipotizzasse, invece, un aumento, rispettivamente, a 300 e 2.000, il Gini registrerebbe un miglioramento, ma la differenza tra i consumi realizzabili da A e B, in termini di panieri, aumenterebbe dell'88,9%. Vi è da chiedersi se la diffusa impressione di un peggioramento della situazione relativa dei gruppi più poveri non sia meglio cattura-

ta da una misura che appunto rilevi come le differenze assolute tra le possibilità di consumo delle classi occupazionali che partecipano allo sviluppo tendano ad ampliarsi anche laddove i redditi inferiori aumentino più rapidamente. Una misura del genere potrebbe essere, ad esempio, la differenza media (delta) che, come è noto, se divisa per il doppio del reddito medio, si riduce all'indice di Gini. Diversi autori, tra cui Kuznets, ritengono che il tasso di sviluppo sia funzione dapprima crescente, poi decrescente del livello di reddito raggiunto (per un diverso parere cfr. Wright, 1979). Se accettiamo tale ipotesi, e supponiamo che il reddito medio di ciascun gruppo aumenti al tasso di sviluppo medio del sistema, otteniamo un Gini che varia soltanto per le variazioni dei pesi, come illustrato in precedenza, ma un delta in continuo aumento a prescindere dai mutamenti occupazionali, e a tassi prima crescenti poi decrescenti.

La tabella 3 presenta, a mo' di esempio, un'ipotesi di tassi di sviluppo del reddito medio pro-capite  $y$  con andamento ad U rovesciata incorrispondenza di valori crescenti di  $nf$  (colonna 1); i relativi valori del delta, nell'ipotesi dei differenziali del caso 1 della tabella 2, costanti perché tutti i redditi aumentano come  $Y$  (colonna 2); l'indice del delta, posto uguale a 100 quello per  $nf = .10$  (colonna 3); e il tasso di incremento, appunto uguale al tasso di crescita complessivo (colonna 4). Sulla base di ipotesi non irrealistiche, la differenza media assoluta tra le possibilità di consumo aumenterebbe cioè a tassi decrescenti oltre un certo livello di sviluppo.

TABELLA 3  
Variazioni del delta a tassi di sviluppo variabili

$nf$	[1]	[2]	[3]	[4]
	%	delta	Indice	%
10%	-	346	100	-
20%	60	554	160	60
30%	70	942	272	70
40%	70	1.602	462	70
50%	80	2.885	832	80
60%	80	5.193	1.498	80
70%	70	8.829	2.547	70
80%	70	15.009	4.331	70
90%	60	24.015	8.929	60

[1]= Ipotesi del tasso di crescita del reddito pro-capite basata su (a) una crescita sempre più rapida nelle fasi iniziali, sempre meno rapida nelle fasi successive; (b) un reddito pro-capite dei Paesi avanzati ( $nf=90%$ ) pari a 90 volte quello del sottosviluppo ( $nf=10%$ )

[2]= valori che assume il delta (= differenza media assoluta) con il variare della struttura occupazionale, nell'ipotesi di differenziali pari a quelli del caso 1 nella tabella 2, e di redditi di ciascun gruppo crescenti come il reddito pro-capite.

[3]= Indici del delta (=100 per  $nf=10%$ ). [4]= aumenti percentuali del delta.

Ciò oltre al restringersi dei differenziali interoccupazionali nei Paesi più avanzati, potrebbe forse spiegare il perché gli osservatori tendano a percepire un'attenuazione del processo di differenziazione man mano che lo sviluppo si consolida. Ciò che interessa in particolar modo qui, comunque, e che sarà oggetto della trattazione del par. 2, è un'altra caratteristica del Gini (peraltro collegata alla precedente). Per illustrarla, si pensi ad una situazione in cui, su cento individui, dieci abbiano un reddito identico, per ciascuno pari a 100, mentre ognuno degli altri 90 guadagni 1.000. Supponiamo adesso che, in seguito ad un qualche rivolgimento, gli individui il cui reddito è 100 diventino 90, e che il reddito dei dieci "ricchi" si riduca a, circa, 210 (per la precisione, a 209.756). Quale delle due situazioni è la più disuguale? La risposta fornita dal Gini è che le due situazioni sono identiche: l'indice è, nei due casi, pari a 0,089. Senso comune a parte, l'inefficienza di un simile calcolo del grado di concentrazione appare evidente se ipotizziamo, come spesso si fa, che il tasso di risparmio del sistema sia direttamente correlato con la distribuzione. È ovvio che la prima situazione genererebbe un risparmio ben superiore alla seconda (18.050 contro 870, ossia il 19,8% del reddito totale contro il 7,8% nell'ipotesi che i poveri risparmino il 5% ed i ricchi il 20% in ambedue le situazioni). In altre parole, il fatto che misure quali l'indice di Gini restino identiche in situazioni alternative in cui (a) vi sono molti ricchi, e (b) vi sono molti poveri, non è di alcun aiuto nell'analisi di ciò che accade nel corso dei processi di sviluppo.

Il problema in esame può essere meglio compreso ricorrendo al dibattito generato dalle osservazioni di Atkinson (1970), tradottesi come è noto - in una misura della distribuzione che tiene esplicitamente conto di una funzione del benessere. Quando le curve di Lorenz si intersecano, sostiene Atkinson, «il solo modo per graduare la disuguaglianza è quello di esprimere chiaramente, incorporandole nel calcolo, le proprie preferenze riguardo alla forma che tali curve assumono nello spazio. Sen (1978) non nasconde, a questo proposito, le proprie perplessità: se una misura diviene normativa, uno degli scopi della misurazione viene meno. Si tratta di perplessità condivisibili, anche se è vero, come appunto rileva Atkinson, che il carattere normativo di una misura non si elimina mantenendolo implicito.

Le carenze del Gini sono collegate all'intersecarsi delle curve di Lorenz. Ora, è estremamente probabile che le curve relative a fasi successive dello sviluppo si intersechino. E a questa questione che è dedicato il prossimo paragrafo.

## 2. L'utilizzo di una misura dell'asimmetria statistica applicata alla Curva di Lorenz

In un paese povero la quota di reddito dei quantili più poveri non può essere inferiore ad un certo limite perché, al di sotto di tale quota, il corrispondente reddito pro-capite non consentirebbe la sussistenza. D'altra parte il reddito dei pochi percettori veramente ricchi è, relativamente ad una media molto depressa, elevatissimo. In queste condizioni la curva di Lorenz è relativamente vicina alla diagonale in corrispondenza dei quantili più poveri, e relativamente lontana da essa in corrispondenza di quelli più ricchi. Lo sviluppo porta con sé, come direbbe Lewis (1976), un'espansione di ciò che sta in mezzo. I quantili delle parti superiori della distribuzione vanno gonfiandosi di percettori addetti ad occupazioni più qualificate, prima inesistenti o presenti in misura non significativa. L'aumento del reddito pro-capite "consentirà" un abbassamento della curva di Lorenz in corrispondenza dei primi quantili, e ridurrà il grado relativo di privilegio goduto dai più ricchi. La curva di Lorenz di un paese in cui è avvenuto il decollo tenderà quindi ad incontrare quella relativa alla precedente situazione di stagnazione.

Come si è detto in precedenza, ciò potrebbe anche coesistere con aumenti, seguiti da riduzioni, dell'indice di Gini. Ma poiché una soddisfacente teoria dell'andamento dei differenziali di reddito non è disponibile, non vi è certezza che ciò accada. D'altra parte, la probabilità che la forma della curva di Lorenz sia soggetta a modifiche è molto elevata. Per quanto detto sopra, tali modifiche dovrebbero consistere nel passaggio da un'asimmetria destra ad una sinistra, nel senso di Zanardi (1965, 368, depurato dell'evidente errore che quel testo contiene al punto 2). Tale passaggio da un'asimmetria all'altra corrisponderebbe appunto all'espansione delle "classi medie" e caratterizzerebbe qualsiasi esperienza di sviluppo economico moderno. Nel contributo sopracitato Zanardi (1965) individua una misura dell'asimmetria, che qui indicheremo con  $Z$ , che può assumere valori compresi tra  $+1$  (massima asimmetria destra o positiva) e  $-1$  (massima asimmetria sinistra o negativa). Per il calcolo di  $Z$ , ove si disponga della espressione esplicita della curva di Lorenz si rinvia a Tarsitano (1985). Nel caso invece siano disponibili soltanto i quantili di reddito e popolazione il computo richiede di specificare il comportamento della concentrazione all'interno dei quantili<sup>(1)</sup>(Tarsitano, 1986). Va osservato come già Kakwani (1980, 382-89) rilevasse che l'ipotesi di Kuznets, se verificata, dovrebbe dar luogo ad un cambiamento di asimmetria nella curva di Lorenz, da destrorsa ( $Z > 0$ ) a sinistrorsa ( $Z < 0$ ).

È inutile precisare l'importanza di una stima statisticamente significativa dell'andamento di  $Z$ . A parità di  $G$ , il Paese I, in cui  $Z$  sia più alto che in II, sarà anche quello in cui i percettori della fascia media della distribuzione sono relativamente svantaggiati. Dal punto di vista dei consumi, beni di lusso e beni primari indispensabili alla sopravvivenza saranno predominanti nelle scelte dei consumatori di I, mentre produttori ed esportatori di

prodotti industriali di massa troveranno maggiori sbocchi in II. Per ottenere gettiti uguali in proporzione ai redditi, i sistemi fiscali dovranno essere diversi nei due paesi, ossia puntare di più sulle imposte indirette e patrimoniali in I, e sulle imposte dirette in II, e così via. L'ipotesi che è alla base delle stime che seguiranno è che sia G, che Z siano influenzati dal processo di sviluppo in direzione prevedibile, e che Z sia, in senso statistico, meglio prevedibile che G. Infatti, mentre le variazioni nella composizione dell'occupazione farebbero ritenere che G debba prima aumentare poi diminuire a parità di differenziali di reddito, le nostre imperfette conoscenze teoriche in tema di differenziali non ci consentono risposte ragionevolmente affidabili circa la direzione dello spostamento effettivo. Quanto a Z, invece, esistono buoni motivi, già esposti, per attendersi una sua diminuzione. Tutte le indagini empiriche sull'andamento della distribuzione soffrono di gravi carenze di dati confrontabili. Sono ben noti i problemi collegati alla raccolta di dati fornita in Jain (1975). Anche nell'analisi che segue tali carenze sono presenti. E' stato, comunque, operato il massimo sforzo per assicurare la confrontabilità. Da un totale di 166 osservazioni disponibili, ricavate da una miriade di fonti diverse, sono stati estratti 2 sottogruppi riferentisi alla distribuzione tra unità abitative (*households*) del reddito rispettivamente al lordo e al netto delle imposte per complessive 52 e 39 osservazioni relative a 32 e 22 Paesi, la cui lista è riportata nella tabella 4. Le restanti osservazioni sono state scartate vuoi perché relative a famiglie e non a unità abitative, vuoi per non includere più di 5 dati per un singolo Paese, vuoi infine perché il dato sul reddito pro-capite non era, per quel Paese e quell'anno, disponibile. Nei rari casi in cui esisteva una serie dei dati sulla distribuzione, sono stati prescelti i 5 dati più distanziati nel tempo. L'universo risultante è quindi un misto di dati puntuali, riferiti ad anni diversi in Paesi diversi, e di "serie" temporali relative a singoli Paesi. Se stime dei patterns di sviluppo basate esclusivamente su *cross-sections* possono condurre a risultati profondamente errati (Gagliani, 1985:194-5 e 1986), quelle in cui compaiono anche serie temporali, anche se più affidabili circa l'individuazione del sentiero effettivamente seguito, presentano problemi di autocorrelazione. Esse devono quindi essere considerate non più che un supporto alla rappresentazione grafica dei sentieri seguiti dai Paesi per cui esistono dati pluriennali, sentieri che potranno essere più o meno distanziati dalla curva "comune", ma che - se la teoria è corretta - non dovrebbero esibire differenze di rilievo nella direzione del mutamento.

Vi è da notare, infine, che il grado di confrontabilità dei dati all'interno dei sottogruppi esaminati dipende anche dall'utilizzo di uguali concetti di "reddito" nelle indagini condotte in Paesi diversi. La garanzia che sia effettivamente così dovrebbe essere acquisita soltanto con uno studio più approfondito e costoso di quello effettuabile in questa fase.

TABELLA 4

Osservazioni utilizzate nella stima

<i>1. Distribuzione pre-imposte</i>		
1, 2	Australia	1969,79
3	Bangladesh	1974
4, 5, 6	Canada	1965, 69, 72
7	Colombia	1970
8	Fiji	1977
9	Finlandia	1950
10, 11, 12	Francia	1962, 65, 71
13, 14, 15	Giappone	1956, 65, 71
16	Nepal	1977
17, 18,19	Olanda	1952,57,62
20	Pakistan	1971
21	Panama	1971
22	Filippine	1971
23	S. Leone	1969
24	Singapore	1973
25, 26	Spagna	1965, 74
27	Sudan	1968
28, 29, 30, 31	Svezia	1952, 62, 67, 72
32, 33, 34	Regno Unito	1963, 67, 73
35, 36, 37	USA	1957,64,72
38	Germania Fed.	1973
39	Yugoslavia	1978
<i>2. Distribuzione post-imposte</i>		
1	Argentina	1970
2	Brasile	1972
3	Canada	1969
4	Cile	1968
5	Costarica	1961
6	Danimarca	1976
7	Egitto	1974
8	Finlandia	1971
9, 10	Francia	1970, 75
11	Honduras	1967
12, 13	Ungheria	1967, 77
14	India	1965
15	Iran	1974
16	Irlanda	1973
17, 18, 19, 20, 21	Italia	1964, 68, 70, 74, 80
22	Kenya	1976
23, 24, 25	Corea	1968, 72, 76
26, 27	Giappone	1969, 80
28	Malawi	1977
29, 30, 31, 32, 33	Olanda	1954, 59, 67,77,82
34	Pakistan	1964
35	Perù	1972
36	Spagna	1974
37	Sri Lanka	1970
38, 39	Svezia	1972, 79
40	Tanzania	1969
41	Taiwan	1954
42	Trinidad	1976
43, 44	Regno Unito	1973, 79
45, 46	USA	1966, 72
47	Venezuela	1970
48, 49, 50, 51	Germania Fed.	1950, 60, 70, 74
52	Zambia	1976

TABELLA 5

Dati utilizzati per le stime

1. Distribuzione pre-imposte				2. Distribuzione post-imposte			
N	G	Z	Y	N	G	Z	Y
1	0,32950	-0,05640	5320	1	0,45110	-0,01220	2750
2	0,40090	-0,15100	6277	2	0,62030	-0,01870	1466
3	0,36120	-0,01910	365	3	0,26680	-0,14870	5597
4	0,37240	-0,15400	4939	4	0,46440	-0,01120	2015
5	0,39640	-0,14070	5597	5	0,50070	0,00170	1658
6	0,40030	-0,18610	6289	6	0,31150	-0,11480	6444
7	0,54830	0,00400	1355	7	0,41380	0,04810	841
8	0,48570	-0,00970	1962	8	0,33130	-0,1240	4600
9	0,41900	-0,11070	1972	9	0,42710	-0,07130	5041
10	0,50580	-0,10770	3464	10	0,40050	-0,01680	5864
11	0,46670	-0,06060	3808	11	0,62700	-0,01990	841
12	0,37750	-0,12580	5259	12	0,30710	-0,20010	3002
13	0,32690	-0,04340	1233	13	0,30400	-0,20830	3760
14	0,38490	-0,06030	2561	14	0,37200	0,11770	423
15	0,42220	-0,08320	4339	15	0,52070	0,02720	2582
16	0,52020	0,11550	366	16	0,32600	-0,02790	4025
17	0,44540	-0,06200	2289	17	0,30050	0,01430	2780
18	0,37860	-0,04940	2949	18	0,40570	-0,04390	3335
19	0,41000	-0,06260	3345	19	0,41800	-0,06040	3655
20	0,33200	0,05600	544	20	0,39540	-0,01990	4100
21	0,58690	-0,06670	1978	21	0,56120	0,01780	4661
22	0,47380	0,07750	781	22	0,37690	-0,01420	423
23	0,45580	0,08960	566	23	0,40520	-0,00430	935
24	0,37200	0,06830	2689	24	0,41650	-0,00990	1224
25	0,46280	-0,08800	2550	25	0,39230	-0,02570	1648
26	0,38350	-0,03620	4031	26	0,32610	0,05750	3870
27	0,45700	-0,05480	866	27	0,19990	-0,01950	5996
28	0,38140	-0,15010	3246	28	0,60720	0,01650	345
29	0,41210	-0,12760	4537	29	0,39890	-0,05540	2640
30	0,39000	-0,14950	5405	30	0,38170	-0,05410	2649
31	0,35810	-0,11310	6162	31	0,36490	-0,01630	4054
32	0,34370	-0,08360	3589	32	0,28290	-0,05220	5658
33	0,32640	-0,10100	3963	33	0,31990	-0,17910	4511
34	0,35550	-0,14030	4709	34	0,37750	-0,19760	5750
35	0,39710	-0,17810	5073	35	0,38270	-0,18040	6619
36	0,41400	-0,10640	5812	36	0,38540	0,02560	475
37	0,41960	-0,14540	7119	37	0,58440	-0,08880	1345
38	0,40900	0,00730	5914	38	0,36440	-0,05990	4031
39	0,33340	-0,13360	3124	39	0,35740	0,05880	765
				40	0,32810	-0,15540	6162
				41	0,31360	-0,14310	6950
				42	0,43260	0,08720	382
				43	0,29140	-0,02220	640
				44	0,45700	-0,04810	3403
				45	0,33110	-0,12550	4709
				46	0,32490	-0,07020	5067
				47	0,40150	-0,06460	6373
				48	0,39280	-0,15110	7119
				49	0,51040	-0,08580	3667
				50	0,39680	-0,03990	1888
				51	0,38530	-0,03800	3711
				52	0,39750	-0,01580	5356

FIGURA 1  
Distribuzione pre-imposte. Indici di Gini

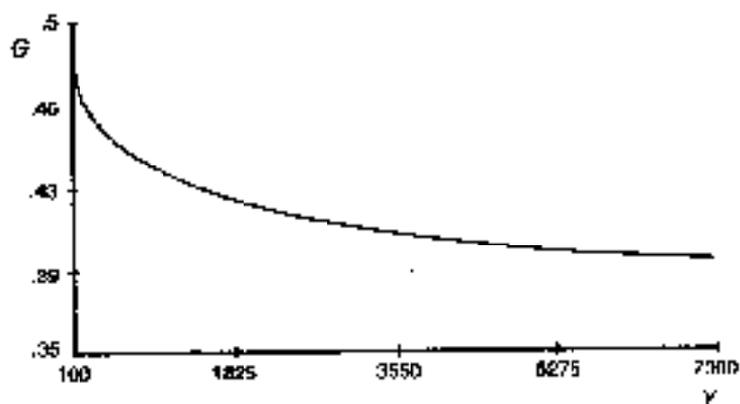


FIGURA 2  
Distribuzione pre-imposte. Indici di Zanardi

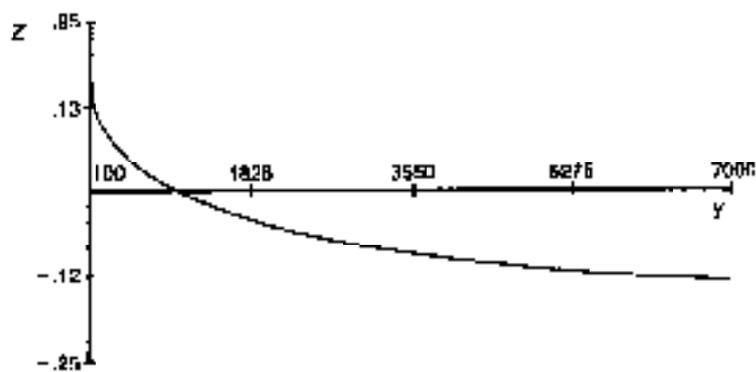


FIGURA 3  
Distribuzione pre-imposte

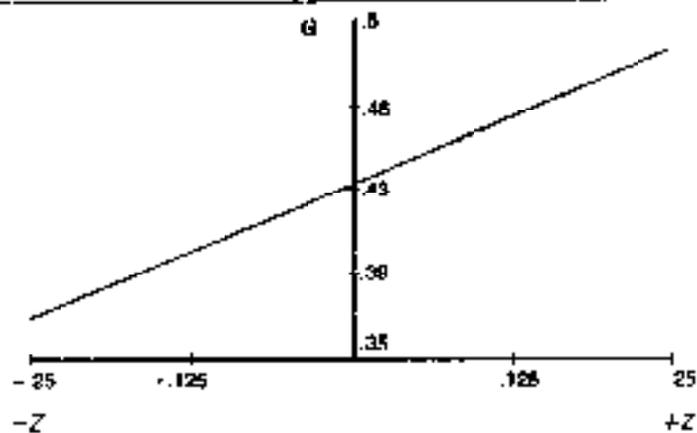


FIGURA 4  
Distribuzione post-imposta. Indice di Gini

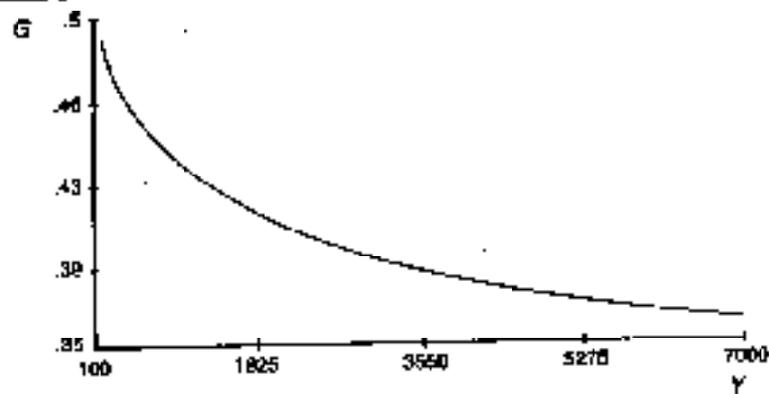


FIGURA 5  
Distribuzione post-imposta. Indice di Zanardi

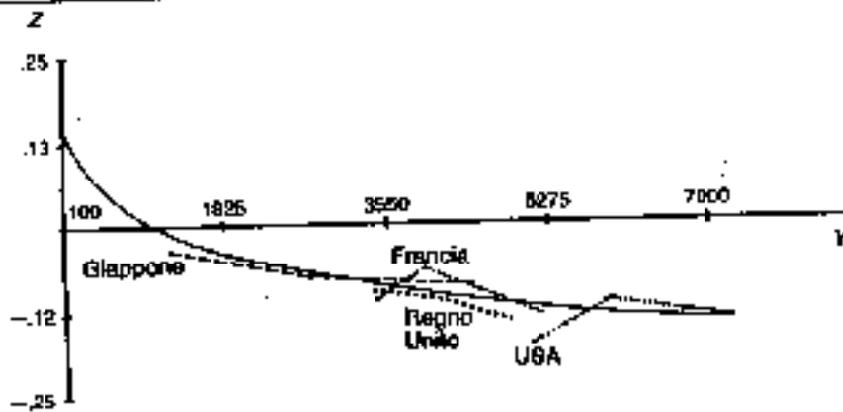
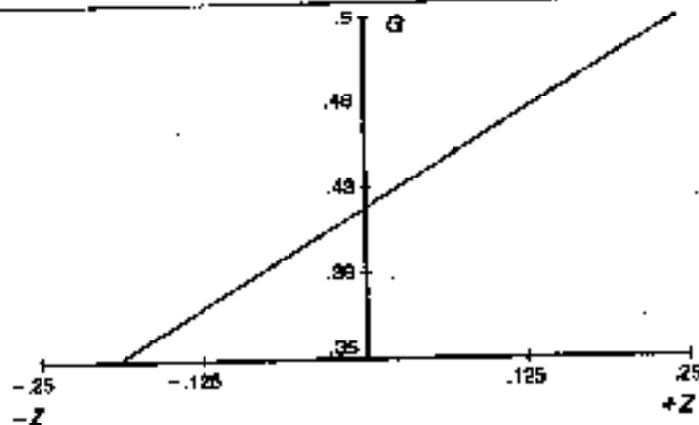


FIGURA 6  
Distribuzione post-imposta



Veniamo adesso ad illustrare i risultati riportati nella tabella 4, e basati sui valori di G e Z riportati nella tabella 5 e calcolati assumendo la massima disuguaglianza all'interno dei quantili. I valori di G (rapporto di concentrazione di Gini) e di Z (indice di asimmetria di Zanardi) sono stati posti in relazione con il livello di sviluppo, qui rappresentato da y, reddito interno lordo reale pro-capite in dollari 1975, come calcolato in Summers & Heston (1984), per ciascun Paese, nello stesso anno. Le stime sono state effettuate separatamente per la distribuzione pre-imposte (equazioni 1-3) e post-imposte (equazioni 4-6).

I coefficienti delle stime indicano che:

a) Z è correlato con y molto meglio di G (equazioni 1-2 e 4-5);

b) la correlazione tra Z e y è negativa (figure 2 e 5). Quella tra G e y è pure negativa, e non si intravede una forma a U rovesciato (figure 1 e 4). Nella figura 5 è stato riportato l'andamento di Z e y in quattro paesi: Giappone (1959-71), Francia (1962-71), Regno Unito (1963-73) ed USA (1957-72). Sarebbe ovviamente interessante disporre di dati comparabili più recenti per verificare la "tenuta" della relazione negli ultimi anni. Ciò sarà oggetto di una prossima ricerca;

c) da quanto sopra segue che la relazione tra G e Z, pur insoddisfacente, è positiva (figure 3 e 6);

d) come era da attendersi, il valore di G è inferiore per la distribuzione post-imposte. Ciò vale, tuttavia, soltanto per valori del reddito pro-capite maggiori di \$ 1.058 del 1975;

e) il campo di variazione dell'asimmetria è considerevolmente inferiore per la distribuzione post-imposte. In corrispondenza di un reddito di 7.000 dollari 1975, ad esempio, l'asimmetria post-imposte è, in valore assoluto, del 25% inferiore a quella pre-imposte;

f) in conclusione, è ragionevole attendersi che un Paese che percorra il sentiero che ha sin qui caratterizzato, pur in una varietà di specifiche versioni nazionali lo sviluppo economico moderno, veda ridursi, al tempo stesso, il rapporto di concentrazione e l'indice di asimmetria. Le difformità specifiche ai singoli Paesi riguarderanno con molta maggior probabilità il rapporto G che non l'indice Z. Ne deriva che indagini che pongano in relazione l'andamento di Z con leggi "à-la-Engel" relative a gruppi diversi di beni e servizi potrebbero giungere a risultati significativi.

Nota<sup>(1)</sup>. Nell'ipotesi di concentrazione nulla all'interno di ogni gruppo si ha:

$$G = \sum_{i=1}^k (p_{i-1}q_i - p_iq_{i-1})$$

$$Z = \left(\frac{4}{G}\right) \left\{ (q_h^0)^2 + \frac{(G-1)}{2} + \left[ \sum_{i=1}^h (p_{i-1}q_i - p_iq_{i-1}) + (p_h^0 + p_h)(q_h^0 + q_h) \right] \right\}$$

$$q_h^0 = 1 - p_h^0, \quad p_h^0 = \frac{1 - a_{h+1}}{1 + b_{h+1}}$$

$a_i$  e  $b_i$  sono, rispettivamente, l'intercetta ed il coefficiente angolare della retta che congiunge i punti  $(p_{i-1}, q_{i-1})$  e  $(p_i, q_i)$  ed infine  $h$  è l'intero tale che  $p_h \leq p_h^0 \leq p_{h+1}$ . Se si ipotizza massima concentrazione all'interno di ogni decile la struttura delle formule di  $G$  e  $Z$  non cambia; cambiano invece le coordinate  $(p, q)$  che sono ora date da:

$$p'_i = c_i p_i + (1 - c_i) p_{i-1}, \quad q'_i = q_i - b_{i+1} (1 - c_i) (p_i - p_{i-1})$$

$$c_i = \frac{b_{i+1} - b_i}{b_{i+1} - b_{i-1}} \quad \text{con } 0 \leq c_i \leq 1$$

## Bibliografia

- AHLUWALIA M.S. (1976), Inequality, Poverty and Development, "Journal of Development Economics", 3, 307-42.
- ATKINSON A.B. (1970), On the Measurement of Inequality, "Journal of Economic Theory", 2, 244-63.
- BACHA E.L. (1979), The Kuznets Curve and Beyond: Growth and Changes in Inequalities, in E. MALINVAUD (ed.), Economic Growth and Resources, vol. I, 52-73, Macmillan, London.
- FIELDS G.S. (1980), Poverty, Inequality and Development, Cambridge University Press, Cambridge.
- GAGLIANI G. (1985), Long-term Changes in the Occupational Structure, "European Sociological Review", 1, 183-210.
- GAGLIANI G. (1986), Income Distribution and Economic Development (A Review), in corso di stampa, "Annual Review of Sociology", 1987.
- JAIN S. (1975), Size Distribution of Income: a Compilation of Data, World Bank, Washington D.C.

- KAKWANI N.C. (1980), *Income Inequality and Poverty*, Oxford University Press, New York.
- KNIGHT J.B. (1976), Explaining Income Distribution in Less Developed Countries: a Framework and an Agenda, "Bulletin of the Oxford Institute of Economics and Statistics", 38, 161-77.
- KUZNETS S. (1955), Economic Growth and Income Inequality, "American Economic Review", 45, 1-28.
- LECAILLON J., PAUKERT F., MORRISSON C., GERMIDIS D. (1984), *Income Distribution and Economic Development. An Analytical Survey*, Int. Labor Office. Geneva.
- LEWIS W.A. (1976), Development and Distribution, in A. CAIRNCROSS, M. PURI (eds.), *Employment, Income Distribution and Development Strategy*, Macmillan, London, 26-42.
- LYDALL H.F. (1977), Income Distribution During the Process of Development, "Research Working Paper", WEP 2-23/WP 52. Geneva: ILO.
- SAITH A. (1983), Development and Distribution. A Critique of the Cross-Country U-Hypothesis, "Journal of Development Economics", 13, 367-82.
- SEN A.K. (1973), *On Economic Inequality*, Clarendon Press, Oxford.
- SEN A.K. (1978), Ethical Measurement of Inequality: Some Difficulties, in W. Krelle, A.F. Shorrocks (eds.), *Personal Income Distribution*, North-Holland, Amsterdam, 81-94.
- SUMMERS R., HESTON A. (1984), Improved International Comparisons of Real Product and Its Composition: 1950-1980, "Review of Income and Wealth", 2, 207-62.
- TARSITANO A. (1985), L'interpolazione della spezzata di Lorenz, manoscritto non pubblicato.
- TARSITANO A. (1986), A Measure of Relative Asymmetry for the Lorenz Curve, manoscritto non pubblicato.
- WRIGHT C. (1979), International Comparison of Income Levels and Growth Rates, "Journal of Development Studies", 15, 331-41.
- ZANARDI G. (1965), L'asimmetria statistica delle curve di concentrazione, "Ricerche Economiche", 3-4, 355-96.